UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ROBSON RODRIGUES PEREIRA

ENSAIOS SOBRE OS IMPACTOS DE CHOQUES ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA, DOMÉSTICOS E EXTERNOS, NA ECONOMIA BRASILEIRA

SÃO PAULO
2019

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Eduardo Amaral Haddad
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariaster Baumgratz
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

ROBSON RODRIGUES PEREIRA

ENSAIOS SOBRE OS IMPACTOS DE CHOQUES ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA, DOMÉSTICOS E EXTERNOS, NA ECONOMIA BRASILEIRA

Versão Corrigida

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Ciências.

Área de concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

São Paulo

2019

Ficha catalográfica

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA

com os dados inseridos pelo(a) autor(a)

Pereira, Robson Rodrigues.

ENSAIOS SOBRE OS IMPACTOS DE CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA, DOMÉSTICOS E EXTERNOS, NA ECONOMIA BRASILEIRA / Robson Rodrigues Pereira. - São Paulo, 2019.

139 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2019.

Orientador: Márcio Issao Nakane

1. Macroeconomia. 2. Política Monetária. 3. DSGE. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

Nome: PEREIRA, Robson Rodrigues

Título: Ensaios sobre os impactos de choques antecipados de política monetária, domésticos e externos, na economia brasileira

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Ciências.

Aprovada em: 19/06/2019.

Banca Examinadora

Profa. Dra. Roseli da Silva

Instituição: FEARP - USP

Julgamento: Aprovado

Prof. Dr. Paulo Picchetti

Instituição: FGV-SP

Julgamento: Aprovado

Prof. Dr. Gian Paulo Soave

Instituição: UFBA

Julgamento: Aprovado

Ao meu querido filho, Arthur, e à minha amada esposa, Rita.

Aos meus pais, Ruth (in memoriam) e Raymundo (in memoriam), por terem me ensinado, mesmo com pouquíssimos recursos financeiros, o valor da educação na vida de uma pessoa.

AGRADECIMENTOS

Antes de tudo, gostaria de agradecer a Deus pela minha vida e por esta conquista. Não foi nada fácil interromper a minha carreira para voltar a estudar e me aventurar no doutorado dez anos após ter defendido a dissertação, e com meu filho, Arthur, à época com três anos. Foram inúmeras as batalhas, todas superadas com a compreensão e o amor da minha esposa, Rita, e do meu filho, que brincava dizendo que o pai dele seria médico, até que entendesse o que significa um doutorado em Economia.

É muito justo agradecer ao meu orientador, professor Marcio Issao Nakane, que despertou o meu interesse pelo tema, me compreendeu nos momentos mais difíceis e me apoiou. Quero registrar o meu agradecimento também aos professores (da FEA-USP e de fora) Alan de Genaro, Bruno Giovannetti, Carlos Eduardo Soares Gonçalves, David Turchick, Fabiana Rocha, Fabio Kanczuk, Gilberto Tadeu Lima, José Raymundo Chiappin, Marcos Nakaguma, Mauro Rodrigues Júnior, Pedro Garcia Duarte, Rafael Ferreira, Ricardo Masini, Rodrigo De Losso e Vera Fava.

Agradeço aos membros da minha banca de defesa. Com todos eles tive a oportunidade de, em algum momento anterior ao da defesa da tese, aprender e me inspirar: Gian Paulo Soave, Paulo Picchetti e Roseli Silva.

Pude conhecer pessoas maravilhosas, com quem muito aprendi ao longo dos últimos quatro anos. Com boas chances de injustamente esquecer algum nome, cito amigos da FEA: André Roncaglia Carvalho, Arthur Viaro, Ítalo de Paula França, Juliana Tessari, Paulo de Carvalho Lins, Renan Alves, Ricardo Sabadini, Thales Maion e Vitor Kayo. São muitos os velhos amigos que, também nessa fase, me apoiaram de alguma forma: André Chagas, Daniela Cunha Lima, Marcelo Toledo, Mariana Carvalhaes, Matheus Magalhães, Sérgio Sakurai e Thomas Pires. Um agradecimento especial ao Celso Costa, Diogo de Prince, Igor Velecico, Johannes Pfeifer, Leandro Negrão, Luis Fernando Azevedo, Luiz Eduardo Wetzel, Marcos Castro, Marcos Tadeu, Pedro Luiz Aprígio, Renan Bassoli Diniz e Punnoose “Reuben” Jacob, por terem compartilhado comigo conhecimentos específicos que me ajudaram, em algum grau, na elaboração desta tese.

Agradeço ao Sebastião Pinho Sousa (Pinho) e à Alessandra Bernardo da Silva (Leka). Só posso descrevê-los como verdadeiros anjos da guarda. Devo muito a eles, em vários aspectos que vão além do mero exercício de profissionais da área de Pós-Graduação.

Esta jornada não teria sido possível sem o patrocínio do Banco Bradesco, a quem agradeço. Em particular, um muito obrigado ao meu antigo economista-chefe, Octavio de Barros, e ao atual, Fernando Honorato Barbosa. Ambos são referências que tenho, como profissionais e como gestores.

RESUMO

PEREIRA, R. R. **Ensaios sobre os impactos de choques antecipados de política monetária, domésticos e externos, na economia brasileira**. 2019. 137p. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2019.

Esta tese é composta de três ensaios que avaliam os impactos de choques monetários sobre a economia brasileira. Sob um arcabouço de economia fechada, no primeiro ensaio, intitulado "Choques antecipados de política monetária: uma investigação para a economia brasileira", apresentamos o conceito de *news shock* em política monetária, ao mesmo tempo em que apontamos que tais choques não são tão relevantes para economia nacional quando outros choques antecipados são considerados. No segundo ensaio, intitulado "Mudanças exógenas e antecipadas na meta de inflação e impactos sobre a economia brasileira", estudamos como alterações nas percepções dos agentes econômicos em relação à meta de inflação futura do Banco Central explicam flutuações no produto, na inflação e também nas taxas longas de juros. No terceiro ensaio, intitulado "*Forward Guidance* do Fed e impactos sobre países emergentes: o caso brasileiro", avaliamos como sinalizações antecipadas da política monetária norte-americana geram impactos sobre as variáveis endógenas domésticas, em um arcabouço no qual o Brasil é a pequena economia aberta e também tem choque na meta de inflação.

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

ABSTRACT

This thesis consists of three papers assessing the impact of monetary shocks on the Brazilian economy. Under a closed economy framework, in the first paper, entitled "Anticipated monetary policy shocks: an investigation for the Brazilian economy", we present the concept of news shock in monetary policy, at the same time that we point out that such shocks are not as relevant for national economy when other anticipated shocks are considered. The second paper “Exogenous and anticipated changes to the inflation target and effects on the Brazilian economy” assesses how changes to perceptions of economic agents regarding future changes to the inflation target explain changes in output, inflation and long-term market interest rates. The third paper, “Forward Guidance by the Fed and effects on emerging economies: the case of Brazil” assesses how anticipated changes to U.S. monetary policy affect the domestic endogenous variables, applying a small open economy framework. Brazil is the SOE and also has news shocks at the inflation target.

Keywords: DSGE. News shocks. Monetary policy.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Convergência multivariada de Brooks-Gelman – modelo básico.....46
Figura 2 – Convergência multivariada de Brooks-Gelman – modelo básico.....68
Figura 3 – FIR de choques antecipados na meta de inflação, em % (resposta a choques altistas de 1 DP).....70
Figura 4 – Convergência multivariada de Brooks-Gelman – modelo básico.....105

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – FIR de choques monetários contracionistas sobre as três principais variáveis observadas, em % (resposta a choques altistas de 1 DP) 49
Gráfico 2 – Meta de inflação estimada, inflação efetiva e SS da inflação – média móvel de 4 trimestres dos dados trimestrais anualizados (modelo básico) 77
Gráfico 3 – Meta de inflação estimada, inflação efetiva e SS da inflação – média móvel de 4 trimestres dos dados trimestrais anualizados (modelo alternativo) 77
Gráfico 4 – FIR a um choque monetário expansionista antecipado em 4 trimestres (de 1 DP), em % - EUA (variáveis teóricas) 101
Gráfico 5 – FIR a um choque monetário expansionista antecipado em 8 trimestres (de 1 DP), em % - EUA 102
Gráfico 6 – FIR a um choque monetário externo, antecipado em 4 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP) 109
Gráfico 7 – FIR a um choque monetário externo, antecipado em 8 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP) 110
Gráfico 8 – FIR a um choque na meta de inflação doméstica, antecipado em 2 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP)..... 112
Gráfico 9 – FIR a um choque na meta de inflação doméstica, antecipado em 2 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP)..... 113

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Comparação de modelos com defasagens distintas 44
Tabela 2 – Estimação dos parâmetros – modelo básico 47
Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – modelo básico, variáveis observáveis, por tipo de choque 51
Tabela 4 – Estimação dos parâmetros – modelo com choques antecipados nas três curvas ... 53
Tabela 5 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, variáveis observáveis, por tipo de choque 54
Tabela 6 – Desvio-padrão das variáveis observadas 55
Tabela 7 – Comparação de modelos com defasagens distintas 67
Tabela 8 – Estimação dos parâmetros – modelo básico 69
Tabela 9 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – modelo básico, variáveis observáveis 71
Tabela 10 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – modelo básico, meta de inflação estimada 72
Tabela 11 – Estimação dos parâmetros – modelo com choques antecipados de oferta na meta de inflação e na Curva de Phillips 74
Tabela 12 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, variáveis observáveis 75
Tabela 13 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, meta de inflação estimada 75
Tabela 14 – *Priors* e posteriores da estimação bayesiana – EUA 99
Tabela 15 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – EUA (variáveis observadas) 103
Tabela 16 – *Priors* e posteriores da estimação bayesiana – Brasil 106
Tabela 17 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – Brasil 114
Tabela 18 – Desvio-Padrão das variáveis observadas – EUA 116
Tabela 19 – Desvio-Padrão, modelo e amostra – Brasil (segundo passo da estimação) 116

LISTA DE SIGLAS

BC	Banco Central
BCB	Banco Central do Brasil
CMN	Conselho Monetário Nacional
CM	Custo marginal
Copom	Comitê de Política Monetária
DSGE	*Dynamic Stochastic General Equilibrium*
ETTJ	Estrutura a Termo da Taxa de Juros
FG	*Forward guidance*
FIR	Funções de impulso-resposta
FOMC	*Federal Open Market Committee*
FRED	Fed de Saint Louis
HER	Hipótese de Expectativas Racionais
HPD	*Highest Probability Density*
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IS	*Investment-Saving* (Investimento-Poupança)
JP	Justiniano e Preston
LOP	Lei do Preço Único (*Law of One Price*)
MA	*Moving average*
MCMC	*Monte Carlo Markov Chain*
NKPC	Curva de Phillips Novo-Keynesiana
PCE	*Personal Consumption Expenditures*
PDJ	Paridade Descoberta da Taxa de Juros
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
QE	*Quantitative Easing*
RTI	Relatório Trimestral de Inflação
RWMH	*Randow Walk Metropolis-Hastings*
SAMBA	*Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*
SDF	Fator de Desconto Estocástico

Selic	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SOE	*Small Open Economy*
SS	*Steady-state*
VAR	*Vector Autoregression*
ZLB	*Zero Lower Bound*

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 19

2 CHOQUES ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: UMA INVESTIGAÇÃO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA 21

2.1 INTRODUÇÃO 21

2.2 O QUE SÃO CHOQUES *NEWS?* 22

2.2.1 Choques *news* em política monetária 23

2.3 LITERATURA RELACIONADA 32

2.4 MODELO 35

2.4.1 Taxas longas de juros e o modelo 38

2.5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA 41

2.5.1 Dados 41

2.5.2 Horizonte ótimo de defasagem dos choques antecipados 43

2.5.3 Estimativas obtidas 45

2.5.4 Função Impulso-Resposta (FIR) e decomposição da variância dos erros de previsão 48

2.5.5 Robustez do modelo 51

2.6 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS 54

2.7 CONSIDERAÇÕES FINAIS 56

3 MUDANÇAS EXÓGENAS E ANTECIPADAS NA META DE INFLAÇÃO E IMPACTOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA 57

3.1 INTRODUÇÃO 57

3.2 LITERATURA RELACIONADA 59

3.3 O MODELO 62

3.4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA 64

3.4.1 Dados 65

3.4.2 Horizonte ótimo de defasagem dos choques antecipados 66

3.4.3 Estimativas obtidas 67

3.4.4 Função Impulso-Resposta (FIR) e decomposição da variância dos erros de previsão 70
3.4.5 Robustez do modelo 72
3.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS 76
3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 79

4 *FORWARD GUIDANCE* DO FED E IMPACTOS SOBRE PAÍSES EMERGENTES: O CASO BRASILEIRO 81
4.1 INTRODUÇÃO 81
4.2 LITERATURA RELACIONADA 83
4.3 O MODELO DE PEQUENA ECONOMIA ABERTA 89
4.4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA 94
4.4.1 Dados 94
4.4.2 Estimativas obtidas 98
4.4.2.1 Efeitos domésticos de news shocks monetários nos EUA 98
4.4.2.2 Efeitos de news shocks monetários nos EUA sobre o Brasil em um contexto de meta de inflação 103
4.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS 116
4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS 117

5 CONCLUSÃO 119

REFERÊNCIAS 121

APÊNDICES 129
APÊNDICE A – VARIÁVEIS OBSERVADAS TRANSFORMADAS – ENSAIO 1 129
APÊNDICE B – VARIÁVEIS OBSERVADAS TRANSFORMADAS – ENSAIO 2 130
APÊNDICE C – MODELO DE JUSTINIANO E PRESTON (2010) 131
APÊNDICE D – VARIÁVEIS OBSERVADAS TRANSFORMADAS – ENSAIO 3 137

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, 2013) e Mertens e Ravn (2010). Posteriormente, o tema chegou à política

monetária, como nos trabalhos de Hirose e Kurozumi (2011, 2017) e Milani e Treadwell (2012), com as derivações subsequentes.

Elaboramos os ensaios que compõem esta tese à luz da literatura sobre *news shocks* em política monetária. A questão-chave que guiará os três ensaios será: como choques antecipados de política monetária afetam a economia brasileira? Tais choques não necessariamente são gerados pelo Banco Central (BC), podendo ser interpretados, também, como um fator exógeno que altera as percepções dos agentes econômicos a respeito da política monetária, seja na taxa de juros ou na meta de inflação. Esse ponto é relevante, pois normalmente a literatura trata do tema como um sinal emitido pelo *policymaker*. Desde que tais choques não sejam fruto de uma deliberação das autoridades, corroborá-los ou não faz toda a diferença. Nesta tese, vamos supor que mudanças nas percepções dos agentes são corroboradas pelos gestores. Deixaremos para trabalhos futuros a possibilidade de flexibilização dessa suposição.

Nos dois primeiros ensaios consideramos um arcabouço de economia fechada e, no terceiro, o Brasil é tratado como uma pequena economia aberta (SOE, ou *small open economy*). Nos três casos, incorporamos a Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) com o intuito de ajudar na identificação dos choques em questão. Tendo-se em vista que *news* monetários estão inseridos em um contexto maior de comunicação da política monetária e que os mercados financeiros constituem um dos principais canais de sua transmissão, a curva de juros tende a trazer informações para a nossa tarefa de identificação.

A principal contribuição desta tese é a de considerar, sob um único arcabouço, a combinação de choques antecipados de política monetária (convencional e na meta de inflação) e curva de juros – inclusive com vértices mais longos – para a economia brasileira. De modo particular, no segundo ensaio traremos os resultados de uma especificação de meta de inflação respondendo a choques próprios e também a choques antecipados de oferta. Ireland (2007) considera choques de oferta contemporâneos na meta de inflação, mas não antecipados, como fizemos na nossa análise.

Considerando-se a economia brasileira, os nossos resultados sugerem que choques antecipados de política monetária têm papel relativamente pequeno para explicar flutuações das variáveis endógenas quando consideramos especificações mais completas, incluindo antecipações em inovações de outras naturezas. Ao mesmo tempo, choques antecipados na meta de inflação têm um papel relevante. Quando considerado o setor externo na análise, observamos que choques antecipados domésticos são mais importantes do que os internacionais.

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

2.1 INTRODUÇÃO

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 BC. Com relação à motivação dos bancos centrais para gerarem choques monetários contemporâneos, Christiano, Eichenbaum e Evans (1998) trazem uma discussão sobre as três possíveis fontes de um eventual desvio de política monetária. A primeira é que o choque reflete mudanças nas preferências dos membros do comitê de política monetária ou na forma de agregação das opiniões de cada um deles, o que influencia os pesos atribuídos ao hiato de produto e ao desvio de inflação na função de reação. A segunda fonte, atribuída a Ball (1995) e a Chari et al. (1997), reflete o desejo do BC de evitar custos sociais associados a desapontamentos em relação às expectativas dos agentes (assim, choques nas expectativas podem induzir variações exógenas na política monetária) [1]. A terceira, enfatizada por Bernanke e Mihov (1995), é que o desvio da regra reflete fatores técnicos, como erros de medida nos dados à época da tomada de decisão.

A ideia de antecipação de um desvio da regra de política monetária, por parte do BC, 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 (2013a), dentre tantos outros. Um banco central que valoriza o conceito de transparência tende a comunicar ao público as suas percepções e as suas 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 tem sido utilizado pelos principais bancos centrais do planeta como instrumento de política monetária.

Neste primeiro ensaio da tese utilizamos o arcabouço de *news* monetários aplicado à economia brasileira. Para contribuir com a identificação desse tipo de choque, incorporamos a curva de juros do mercado, que constituem um mecanismo de transmissão de sinais em relação

[1] Por outro lado, Woodford (2001) afirma que a validação das previsões do mercado pode criar uma situação em que não há âncora objetiva para as expectativas.

a decisões futuras de juros. Mais do que interpretar *news* apenas como um choque proveniente exclusiva e propositalmente da autoridade monetária, eles devem ser lidos como mudanças nas expectativas dos agentes econômicos, o que terá impacto sobre a economia.

Além desta introdução, este primeiro ensaio tem outras seis seções. Na próxima, apresentaremos os conceitos de choques *news*, com destaque para os monetários. Na seção 3, temos uma revisão da literatura relacionada ao nosso tema. Na seção 4, o modelo é apresentado. Na seção 5 apontamos os nossos principais resultados e, na seção seguinte, uma discussão sobre eles. Por fim, a seção 7 traz as considerações finais.

2.2 O QUE SÃO CHOQUES *NEWS?*

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:

$$z_t = \rho^z \, z_{t-1} + \mu_t \qquad (2.1)$$

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 (*moving average*). 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 $\varepsilon_{z,t}^{q} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{\varepsilon,q}^{2})$. Sob essas hipóteses, o termo μ_t terá média não condicional igual a zero e será não correlacionado no tempo, ou seja, $E\mu_t = 0$ e $E\mu_t\mu_{t-m} = 0, m > 0$. Supondo que o processo exógeno apresente choques com apenas duas defasagens, obteremos:

$$z_t \ = \rho^z \, z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}^0 + \varepsilon_{z,t-1}^1 + \varepsilon_{z,t-2}^2 \qquad (2.2)$$

Com $\rho^z \neq 0$, a equação (2.2) pode ser reescrita como:

$$z_t \ = (\rho^z)^2 z_{t-2} + \varepsilon_{z,t}^0 + \rho^z \varepsilon_{z,t-1}^0 + \varepsilon_{z,t-1}^1 + \rho^z \varepsilon_{z,t-2}^1 + \varepsilon_{z,t-2}^2 + \rho^z \varepsilon_{z,t-3}^2 \qquad (2.3)$$

Ou seja, se $\varepsilon_{z,t}^0$ for zero (sua média esperada é zero, por definição estatística), então z_t será dependente apenas dos choques conhecidos nos períodos anteriores com impactos no período corrente t. É importante enfatizar que $\varepsilon_{z,t}^0$, $\varepsilon_{z,t}^1$ e $\varepsilon_{z,t}^2$ têm distintas distribuições de probabilidade, o que pode ser interpretado como provenientes de fontes diferentes ou que constituem pedaços ortogonais de informação da mesma fonte. Walker e Leeper (2011) propõem uma especificação alternativa, não usual na literatura, segundo a qual os choques antecipados têm uma única fonte de informação ou que há correlação entre os pedaços de informação divulgados em momentos distintos, de tal forma que há pesos para cada uma dessas informações distribuídas ao longo do tempo. Nesta tese seguiremos a especificação usual encontrada na literatura.

2.2.1 Choques *news* em política monetária

Podemos afirmar que o tema de *news* em política monetária se insere em um contexto maior, qual seja, o da utilização da comunicação, por parte dos BCs, como instrumento adicional para aumentar a credibilidade e efetividade de suas ações, ou ainda, para corroborar ou refutar uma mudança nas percepções dos agentes econômicos em relação à trajetória da taxa de juros. Esse tema foi amplamente discutido por Pereira (2005), que avaliou a efetividade comunicacional do Banco Central do Brasil (BCB) aos olhos de agentes do mercado financeiro. 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.

A primeira categoria ocorre com a explicitação, formal e crível, por parte do BC, de desvios futuros na sua regra de reação. Essa é a aplicação usual encontrada na literatura, por exemplo, através do chamado *forward guidance*. 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[2]. 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 FG, surge, por exemplo, quando o BC anuncia 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 explicite 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.

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[3]. Se as interpretações estiverem distorcidas, a influência sobre o mercado como um todo tende a ser ainda maior.

---

[2] Exemplos de BCs que anunciam a trajetória futura dos juros são os da Nova Zelândia (Reserve Bank of New Zealand, RBNZ), o da Noruega (Norges Bank) e o da Suécia (Riksbank).

[3] 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).

Podemos acrescentar que manifestações externas ao BC, como as do Poder Executivo, também podem constituir fontes de influência de expectativas[4]. 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 $t + 1$.

Vejamos agora como choques antecipados de política monetária se relacionam com as variáveis endógenas em modelos *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE). Suponhamos, sem perda de generalidade para os nossos propósitos e considerando que as condições de Blanchard e Kahn (1980) são satisfeitas, um modelo novo-keynesiano padrão de economia fechada, sem indexação de preços, formação de hábito ou componente de suavização dos juros na regra de reação do BC e no processo exógeno, majoritariamente *forward-looking*. A opção pela parcimônia, neste caso, é justificada apenas para destacarmos o papel do choque antecipado, que também pode existir em modelos mais complexos e nas demais equações do modelo novo-keynesiano padrão.

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma\left[i_{1,t} - E_t \pi_{t+1}\right] \tag{2.4}$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t \tag{2.5}$$

$$i_{1,t} = \chi_\pi \pi_t + \chi_y y_t + \varepsilon_t \tag{2.6}$$

Onde y_t é o hiato de produto, π_t é a inflação de curto prazo e $i_{1,t}$ denota a taxa nominal de juros de curto prazo (para um período). Todas as três variáveis endógenas estão expressas em termos loglinearizados em torno dos seus valores de *steady-state* determinístico. O fator de desconto intertemporal é dado por $0 < \beta < 1$ e σ é a elasticidade de substituição intertemporal.

[4] 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 em entrevista 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.

Ademais, $\kappa > 0$ é a inclinação da Curva de Phillips, que depende, além de β e σ, do inverso da elasticidade de oferta de trabalho e do parâmetro de rigidez de Calvo. Os coeficientes χ_π e χ_y são não negativos e medem a resposta da política monetária aos desvios da inflação e do produto, respectivamente, em relação aos seus valores de referência. Até aqui, temos um modelo convencional. A novidade se deve à especificação do processo exógeno na regra de política monetária, dado por:

$$\varepsilon_t = \varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news} \qquad (2.7)$$

O processo exógeno, neste caso, é formado por dois componentes: $\varepsilon_t^0 \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{\varepsilon^0}^2)$ é o choque convencional (ou choque surpresa), enquanto $\varepsilon_{t,t-1}^{news} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{\varepsilon^{news}}^2)$ é o choque antecipado (ou choque *news*), conhecido ou incorporado pelos agentes em $t-1$ com efeitos em t. Ambos os componentes são ortogonais entre si e no tempo.

Destacamos que, neste exemplo simplificado e na literatura de *news* em geral, choques antecipados estão associados a variáveis endógenas específicas, ou seja, a cada curva do modelo. No nosso caso, incluímos esse choque apenas na regra de política monetária, mas podemos ter *news* também nas outras curvas. Uma possibilidade futura de pesquisa surge a partir da inclusão de um mesmo choque antecipado em mais de uma curva. Em novembro de 2018, por exemplo, o *Bank of England* explicitou que a resposta da política monetária à saída do Reino Unido da União Europeia (*Brexit*) dependeria dos efeitos resultantes do evento sobre a demanda e a oferta, que poderiam ocorrer em qualquer direção[5].

Considerando-se que os agentes se comportam de maneira racional na formação de suas expectativas, de tal forma que $E_t x_{t+n} = 0 \vee n \geq 2; x = \{y, \pi, i\}$, teremos (2.4) e (2.5) implicando que:

$$E_t y_{t+1} = (-\sigma) E_t i_{1,t+1} \qquad (2.8)$$

$$E_t \pi_{t+1} = (-\sigma\kappa) E_t i_{1,t+1} \qquad (2.9)$$

Dessa maneira, as expectativas racionais para o próximo período, tanto de produto quanto de inflação, são dependentes do que se espera em relação à política monetária e também

[5] O *Brexit* pode ser lido como um choque antecipado, que gerou impactos imediatos, já à época de seu anúncio, sobre a economia britânica. Veja a explicitação feita em Bank of England (2018).

dos respectivos choques, conhecidos hoje para se materializarem à frente. Combinando (2.4) e (2.5) com (2.8) e (2.9), teremos:

$$y_t = (-\sigma)E_t i_{1,t+1} - \sigma\left[i_{1,t} - (-\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1}\right] = -\sigma i_{1,t} - \sigma(1+\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1} \qquad (2.10)$$

$$\pi_t = \beta(-\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1} + \kappa\left[-\sigma i_{1,t} - \sigma(1+\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1}\right] = -\sigma\kappa i_{1,t} - \sigma\kappa\left[(\beta + (1+\sigma\kappa))E_t i_{1,t+1}\right] \quad (2.11)$$

As equações (2.10) e (2.11) revelam que o produto e a inflação correntes respondem à taxa de juros vigente e também às expectativas para essa variável endógena no próximo período. Em outras palavras, dois canais de transmissão da política monetária vão operar: o da taxa de juros, propriamente dito, e o das expectativas. Eventuais alterações nas percepções para a taxa futura de juros, portanto, terão impactos imediatos (e na direção contrária) na atividade econômica e na variação de preços. Dessa maneira, o que estamos analisando em *news* é, em última instância, fatores que alterem as expectativas para a política monetária futura. Precisamos ainda resolver o modelo, de tal forma que tenhamos todas as variáveis endógenas expressas em termos de parâmetros estruturais e também de choques. Adiantando (2.6) em um período, utilizando (2.7) e considerando que em t ocorre a incorporação da antecipação de um choque de política monetária, chegamos a:

$$E_t i_{1,t+1} = \chi_\pi E_t \pi_{t+1} + \chi_y E_t y_{t+1} + \varepsilon_{t+1,t}^{news} \qquad (2.12)$$

Na equação anterior, temos $E_t \varepsilon_{t+1}^{0} = 0$ e $E_t \varepsilon_{t+1,t}^{news} = \varepsilon_{t+1,t}^{news}$. Utilizando (2.8) e (2.9), podemos reescrever (2.12) como:

$$E_t i_{1,t+1} = \chi_\pi\left[(-\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1}\right] + \chi_y\left[(-\sigma)E_t i_{1,t+1}\right] + \varepsilon_{t+1,t}^{news} = \frac{1}{1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa}\varepsilon_{t+1,t}^{news} \qquad (2.13)$$

Essa maneira de descrever a expectativa dos agentes para a taxa de juros revela uma forma prática de enxergarmos o conceito de choques *news* em política monetária, qual seja, o de que tais inovações constituem um vetor exógeno de alteração, conhecido hoje, que explica a projeção futura para as variáveis endógenas do modelo. Substituindo (2.7), (2.10) e (2.11) em (2.6), teremos:

$$i_{1,t} = \chi_\pi\{-\sigma\kappa i_{1,t} - \sigma\kappa[(\beta + (1+\sigma\kappa))E_t i_{1,t+1}]\} + \chi_y\{-\sigma i_{1,t} - \sigma(1+\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1}\} + \varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news} =$$
$$\chi_\pi\{-\sigma\kappa i_{1,t} - \sigma\kappa[(\beta + (1+\sigma\kappa))E_t i_{1,t+1}]\} + \chi_y\{-\sigma i_{1,t} - \sigma(1+\sigma\kappa)E_t i_{1,t+1}\} + \varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news} \quad (2.14)$$

Que pode ser reescrita como:

$$i_{1,t} = \phi_{i,1}(\varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news}) + \phi_{i,2}\varepsilon_{t+1,t}^{news} \quad (2.15)$$

Onde:

$$\phi_{i,1} = \frac{1}{1+\sigma\chi_y + \sigma\chi_\pi\kappa} > 0; \;\; \phi_{i,2} = -\sigma\left(\frac{\chi_\pi\kappa(1+\beta+\sigma\kappa) + \chi_y(1+\sigma\kappa)}{(1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa)^2}\right) < 0$$

Em outras palavras, a taxa de juros corrente é influenciada por choques antecipados e não antecipados, mas expectativas em relação à política monetária futura dependem apenas de choques antecipados. Contudo, inovações antecipadas para o futuro têm um comportamento diferente das não antecipadas ou das que foram antecipadas no período anterior para se materializarem neste momento. O coeficiente $\phi_{i,1} > 0$ revela que o juro de curto prazo corrente tem a mesma direção dos choques contemporâneo e antecipado para t. Por outro lado, o choque incorporado hoje para se materializar à frente impacta a política monetária atual em direção contrária, amortecendo parte do impacto de $\phi_{i,2}$. Naturalmente, as magnitudes dos choques também serão relevantes, ou seja, qual será o sinal de $\varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news} \gtreqless \varepsilon_{t+1,t}^{news}$? Usando (2.13) e (2.15) em (2.10), podemos expressar a curva IS em função apenas de parâmetros e choques:

$$y_t = \phi_{y,1}\varepsilon_t + \phi_{y,2}E_t\varepsilon_{t+1} = \phi_{y,1}\varepsilon_t + \phi_{y,2}\varepsilon_{t+1,t}^{news} = \phi_{y,1}(\varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news}) + \phi_{y,2}\varepsilon_{t+1,t}^{news} \quad (2.16)$$

Onde:

$$\phi_{y,1} = -\frac{\sigma}{1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa} < 0$$

$$\phi_{y,2} = -\frac{\sigma}{(1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa)^2}(1+\sigma\kappa(1-\chi_\pi\beta))\begin{cases} < 0 \; se \chi_\pi < \left(1+\frac{1}{\sigma\kappa}\right)\beta^{-1} \\ > 0, caso\ contrário \end{cases}$$

Dessa maneira, a reação do produto dependerá do quão *hawkish* for a autoridade monetária, ou seja, da magnitude do parâmetro χ_π. Um choque antecipado expansionista pode

ter um efeito temporariamente contracionista sobre a atividade econômica se o BC for *dovish* demais (DOEHR; MARTÍNEZ-GARCÍA, 2015). Da mesma forma, com (2.13), (2.15) e (2.16), a equação (2.11) pode ser reescrita como:

$$\pi_t = \phi_{\pi,1}\varepsilon_t + \phi_{\pi,2}E_t\varepsilon_{t+1} = \phi_{\pi,1}(\varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news}) + \phi_{\pi,2}\varepsilon_{t+1,t}^{news} \qquad (2.17)$$

Onde:

$$\phi_{\pi,1} = -\frac{\sigma\kappa}{1 + \sigma\chi_y + \sigma\chi_\pi\kappa} < 0$$

$$\phi_{\pi,2} = -\frac{\sigma\kappa}{\left(1 + \sigma\chi_y + \sigma\chi_\pi\kappa\right)^2}\left(1 + \beta\left(1 + \sigma\chi_y\right) + \sigma\kappa\right) < 0$$

Tal resultado aponta que a resposta da inflação a choques de política monetária, antecipados ou não, sempre é na direção oposta[6]. As soluções indicam que o produto e a inflação correntes dependem não somente dos choques contemporâneos de política monetária, mas também do componente antecipado do choque, incorporado hoje para ter impacto em um período à frente ($\varepsilon_{t+1,t}^{news}$). Esse resultado é crucial para a literatura de *news* em política monetária.

A intuição por trás de $\phi_{i,2} < 0$ fica mais clara com De Graeve, Ilbas e Wouters (2014). Partindo-se de uma situação sem choques passados ou correntes ($\varepsilon_t^0 = \varepsilon_{t,t-1}^{news} = 0$) e com a incorporação hoje de uma inovação antecipada para o próximo período ($\varepsilon_{t+1,t}^{news}$), o seguinte mecanismo deverá operar: inicialmente, os agentes incorporam no seu conjunto informacional um desvio futuro na regra de reação do BC, por exemplo, uma redução (elevação) de 100 pontos-base adicionais ao que se esperava anteriormente. Ainda que o choque só seja materializado um período à frente, o setor privado começa imediatamente a reagir a essa mudança nas percepções. Aqui, supõe-se que há simetria informacional entre o BC e os agentes[7]. A reação imediata dos agentes trará impactos potencialmente altistas (baixistas) sobre o produto ($\phi_{y,2} < 0, se\ \chi_\pi < \left(1 + \frac{1}{\sigma\kappa}\right)\beta^{-1}$) e a inflação ($\phi_{\pi,2} < 0$), já em t, o que influenciará o componente sistemático da regra de reação do BC ($\chi_\pi\pi_t + \chi_y y_t$), que consequentemente

[6] Galí (2008) mostra que uma condição necessária e suficiente para existência de uma solução única para um sistema sem *news* é que $\kappa(\chi_\pi - 1) + (1 - \beta)\,\chi_y > 0$. O mesmo vale para um sistema com *news*. Isso é dado pela condição de Blanchard e Khan (1980).

[7] Essa hipótese é crucial, pois se o setor privado estiver incerto em relação à real motivação dos gestores para um eventual desvio da regra (sinal exógeno de estímulo para um mesmo cenário econômico ou sinal endógeno diante da percepção unilateral de piora do cenário), podemos ter efeitos indesejados pelas autoridades.

alterará i_t em direção contrária ao do choque exógeno antecipado ($\phi_{i,2} < 0$, o que indica reação contrária à de $\varepsilon_{t+1,t}^{news}$). Trata-se da chamada "reação endógena" da política monetária ou choque antecipado incorporado. O juro real ($r_{1,t}$), por sua vez, reagirá à antecipação de choques monetários na mesma direção da taxa nominal. Esse ponto fica mais claro se substituirmos (2.9), (2.13) e (2.15) na equação de Fisher, de tal forma que chegaremos a:

$$r_{1,t} = i_{1,t} - E_t[\pi_{t+1}] = \phi_{r,1}\varepsilon_t + \phi_{r,2}\varepsilon_{t+1,t}^{news} = \phi_{r,1}(\varepsilon_t^0 + \varepsilon_{t,t-1}^{news}) + \phi_{r,2}\varepsilon_{t+1,t}^{news} \qquad (2.18)$$

Onde: $\phi_{r,1} = \frac{1}{1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa} > 0$; $\phi_{r,2} = -\sigma\left(\frac{\kappa(\chi_\pi(1+\beta)-1\,)+\chi_y}{\left(1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa\right)^2}\right) < 0$

Devemos notar que o sinal do coeficiente $\phi_{r,2}$ requer que:

$$\kappa(\chi_\pi(1+\beta)-1\,)+\chi_y = \kappa(\chi_\pi - 1) + \chi_\pi\kappa\beta + \chi_y > -(1-\beta)\chi_y + \chi_\pi\kappa\beta + \chi_y = \beta(\chi_y + \chi_\pi\kappa) > 0$$

Outra forma de enfatizarmos o papel de choques antecipados em política monetária é através da reinterpretação dos erros de projeção do setor privado para a taxa de juros. Considerando que $E_{t-1}i_{1,t} = \frac{1}{1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa}\varepsilon_{t,t-1}^{news}$, a partir de (2.14), chegamos a:

$$i_{1,t} - E_{t-1}i_{1,t} = -\left[\frac{\chi_\pi\sigma\kappa\big((\beta+(1+\sigma\kappa)+\chi_y\sigma(1+\sigma\kappa)\big)}{1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa}\right]E_t i_{1,t+1} + \frac{\varepsilon_t^0}{1+\sigma\chi_y+\sigma\chi_\pi\kappa} \qquad (2.19)$$

Portanto, o erro de previsão $\big(i_{1,t} - E_{t-1}(i_{1,t})\big)$ é causado, parcialmente, pela incorporação antecipada, hoje, de choques monetários no futuro, via $E_t i_{1,t+1}$, além do choque contemporâneo. Nesse sentido, *news shocks* fortalecem a propagação endógena do modelo novo-keynesiano, por dois motivos:

I. 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, incorporado anteriormente. É durante esse período que as reações do setor privado terão impactos sobre o cenário econômico. O foco das atenções sobre o tema se volta,

assim, para os efeitos da antecipação nesse intervalo. Cabe enfatizar que na literatura de *news* em política monetária há a reação endógena da taxa de juros, como apontado anteriormente, 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 do BC, que responde, imediatamente, alterando os juros, mas em direção contrária ao incorporado pelos agentes para se materializar à frente[8];

II. *news shocks* 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 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).

[8] A magnitude da resposta endógena do BC dependerá da relevância do componente de suavização dos juros, caso exista na regra de reação. A depender da sua magnitude, a resposta endógena poderá ser muito pequena.

2.3 LITERATURA RELACIONADA

Este ensaio 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 nesse tipo de modelo 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 FG durante a Grande Recessão no contexto de modelos DSGE.

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. As defasagens ótimas encontradas por máxima verossimilhança são de 4, 8 e 12 trimestres. Os autores realizam testes de robustez supondo choques *news* também na demanda e na oferta, além da incorporação de uma meta de inflação variando no tempo e com componente antecipado e não antecipado de choque. Todas 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. A decomposição da variância revela que choques antecipados explicam algo entre 20% e 25% das flutuações do hiato de produto, enquanto choques temporários e permanentes (na meta de inflação) explicam menos de 5%.

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[9]. A análise considerou diferentes especificações para a regra de reação monetária: (i) com a expectativa de juros um período à frente e inflação e hiato de produto contemporâneos, além de um termo de suavização dos juros; e (ii) igual a especificação anterior, mas considerando os valores futuros de inflação e de atividade. A exemplo de Milani e Treadwell (2012), foram utilizadas defasagens de 4, 8 e 12 para os componentes antecipados dos choques das três curvas. As evidências obtidas não se alteram de forma significativa, reforçando a conclusão de que a presença de choques antecipados aumenta a aderência do modelo aos dados norte-americanos, mas reduz substancialmente o peso de variáveis futuras na curva de reação *forward-looking*.

Uma premissa na literatura de *news* é de que mudanças *ex-post* nos fundamentos não têm relevância: existindo a notícia antecipada de que algum fundamento mudará, as variáveis endógenas respondem sem que necessariamente tal fundamento mude no futuro. De fato, a decomposição da variância – que constitui uma das ferramentas centrais de toda essa análise – não faz essa distinção. Preocupado com isso, mas sem foco na política monetária, Sims (2016) propõe uma dissociação entre os efeitos em variáveis endógenas causados por: (a) notícias antecipadas de mudanças nos fundamentos; (b) alterações efetivas nos fundamentos, ou seja, a materialização da notícia antecipada. Para isso, o autor considera o modelo proposto por Schmitt-Grohé e Uribe (2012). Assim, surgem os conceitos de *pure news* (*news* antes de sua materialização, no período de antecipação) e de *realized news* (após o período de antecipação) na decomposição da variância, que constitui uma forma alternativa de representar as funções de impulso-resposta (FIR).

Sims (2016) dissocia os dois tipos de *news* citados acima, definindo uma FIR auxiliar e a utilizando para construir a decomposição da variância. A FIR associada ao "*pure news*" é

---

[9] O trabalho de Best e Kapinos (2016), seguindo essas duas fontes citadas, utiliza como *prior* do desvio-padrão dos choques a distribuição Gama, ao invés da Gama-inversa, mais usual. O argumento é que essa última distribuição enviesa as estimativas do desvio-padrão para resultados distantes de zero. A Gama, por sua vez, atribui uma probabilidade de que os desvios-padrão possam ser zero, capturando a possibilidade de que choques *news* tenham um papel insignificante na dinâmica do modelo. Ademais, os autores supõem que 75% da variância dos choques observados são atribuídos ao componente não antecipado (25% atribuídos para o choque antecipado).

igual à FIR convencional até a realização da *news* (impacto no instante t), assumindo valores iguais a zero daí para frente. A FIR associada ao *realized news*, por sua vez, é igual a zero em horizontes até a materialização da *news*, assumindo o valor da FIR a partir de então. O autor conclui que enquanto a decomposição convencional da variância (variância não condicional) sugere que choques *news* explicam 40% das flutuações no crescimento do produto, segundo o modelo de Schmitt-Grohé e Uribe (2012), o seu cálculo proposto aponta que a maior parte dessa contribuição, cerca de 30%, é atribuída a *realized news*. As conclusões de que esse subcomponente do choque antecipado é mais relevante do que o *pure news* se mantêm para as taxas de crescimento do consumo, do investimento e das horas trabalhadas, assim como para o nível do produto.

As referências apontadas até aqui utilizaram estruturas padronizadas de modelagem DSGE, acrescidos os choques antecipados, cuja incorporação é feita conforme ilustrado na seção 2.2. 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, 2017) usam dados da ETTJ, Milani e Rajbhandari (2012) e Doehr e Martínez-García (2015, 2018) 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 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)[10]. 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 dos anos 1990. A análise, realizada com dados até 2008 (devido à não linearidade da política monetária a partir de então), utilizou 7 defasagens do componente *news* da curva de reação do BC, sob o argumento de que o horizonte de projeções do Fed foi, na maior parte do tempo, de 2 anos. A inclusão da ETTJ – com prêmios de termo constantes e horizontes de 1 e de 2 anos – é fundamental para as conclusões obtidas. Sem ela, não há qualquer diferença significativa entre os subperíodos avaliados (1987-1996 e 1997-2008) no que tange à contribuição de cada componente do choque monetário para explicar

[10] A partir de fevereiro de 1994, o *Federal Open Market Committee* (FOMC) começou a divulgar um comunicado ao final de suas reuniões, anunciando ao público as suas decisões. Em maio de 1999, o comitê incorporou em seus comunicados a sua visão prospectiva.

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 15% e 24% das explicações para as flutuações das variáveis reais da economia. Testes de robustez que incluem especificação diferenciada da regra de política monetária e prêmio pelo prazo (*term premia*) variando no tempo apontam para a mesma conclusão.

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.

2.4 MODELO

O nosso modelo é baseado em Milani e Treadwell (2012), uma das referências na literatura para o estudo de *news* em política monetária. 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 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, 2017) 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:

$$y_t = \frac{h}{(1+h)} y_{t-1} + \frac{1}{(1+h)} E_t y_{t+1} - \frac{(1-h)}{\sigma(1+h)} [i_t - E_t \pi_{t+1}] + z_{y,t} \qquad (2.20)$$

$$\pi_t = \frac{\omega}{(1+\omega\beta)} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{(1+\omega\beta)} E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\omega\beta)} \left(\varphi y_t + \frac{\sigma}{(1-h)} [y_t - h y_{t-1}] \right) + z_{p,t} \qquad (2.21)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1-\rho_i) \left[\chi_\pi (E_t \pi_{t+1}) + \chi_y y_t \right] + z_{i,t} \qquad (2.22)$$

Onde y_t é o produto, π_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 não serão apresentados nesta tese. A curva (2.20) 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 σ 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 (2.21), 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 ω mensura o grau de indexação da economia. O fator de desconto intertemporal é dado por $0 < \beta < 1$. Ademais, ι é o inverso da elasticidade intertemporal de oferta de trabalho na função utilidade do consumidor.

A equação (2.22) descreve uma regra de reação da política monetária, na qual ρ_i é o parâmetro de inércia dos juros e χ_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:

$$z_{y,t} = \rho_{zy} z_{y,t-1} + \varepsilon_{y,t} \qquad (2.23)$$

$$z_{p,t} = \rho_{zp} z_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t} \qquad (2.24)$$

$$z_{i,t} = \rho_{zi} z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} + \sum_{q=1}^{Q} \varepsilon_{i,t-q}^{q} \qquad (2.25)$$

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 $\varepsilon_i^q \sim i.i.d\ N\left(0, \sigma_{\varepsilon_i^q}^2\right), q \geq 1$. 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:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t\, i_{1,t+j}\ , n \geq 2 \qquad (2.26)$$

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[11]. 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

[11] Na realidade, a curva de juros também é explicada pelo *term premium* (prêmio de alongamento ou de prazo), que compensa os investidores em títulos por eventuais riscos e pela falta de liquidez por carregarem papéis de longo prazo ao invés de títulos com maior liquidez. Mais à frente incorporaremos esse componente, de forma exógena.

das ações e sinalizações do BC[12]. Devemos ter em mente, ainda, que a ETTJ não está desconectada das demais curvas do modelo, como será explicado a seguir.

2.4.1 Taxas longas de juros e o 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.

Esse ponto fica mais claro com a generalização das curvas IS e de Phillips. Podemos reescrever (2.4) como $y_t = E_t y_{t+2} - \sigma\left[E_t i_{1,t+1} - E_t \pi_{t+2}\right] - \sigma\left[i_{1,t} - E_t \pi_{t+1}\right]$. Considerando-se que a condição de transversalidade $\lim_{T\to\infty} E_t y_{t+T} = 0$ seja válida, a curva IS pode ser representada como:

$$y_t = -\sigma\left[\sum_{j=0}^{\infty} E_t(i_{1,t+j} - \pi_{t+1+j})\right] \qquad (2.27)$$

Essa generalização da Curva IS mostra que toda a estrutura a termo da taxa real de juros afeta a atividade econômica corrente. Voltaremos a essa relação adiante, ao introduzirmos a relevância das taxas mais longas de juros. Da mesma forma, reescrevendo (2.5), chegaremos a $\pi_t = \beta[\beta E_t \pi_{t+2} + \kappa E_t y_{t+1}] + \kappa y_t$, que pode ser representada como:

$$\pi_t = \kappa\left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t\left[y_{t+j}\right]\right] \qquad (2.28)$$

Tal equação, por sua vez, mostra que a soma cumulativa de toda a trajetória do produto, corrente e futuro, determina a taxa atual de inflação, ainda que com o futuro pesando cada vez menos, já que $0 < \beta < 1$.

[12] O vértice mais longo do que o escolhido por nós, de 40 trimestres, tem uma série mais curta, de tal maneira que a sua utilização diminuiria demais a nossa amostra. Quanto maior a maturidade da taxa de juros, menor sua correlação com a taxa determinada pela autoridade monetária, pois outros fatores, além da política monetária, terão papel relevante. Para os dados brasileiros entre 2000 e 2018, período da amostra utilizada na estimação, essas correlações são de 0,763 (taxa de 4 trimestres), 0,605 (8 trimestres) e 0,459 (20 trimestres), levando-se em conta as séries desviadas de suas respectivas tendências.

Essas 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*.

A partir de uma função de utilidade padrão do consumidor (côncava, estritamente crescente e duas vezes continuamente diferenciável) e de sua equação de restrição orçamentária, Galí (2008), dentre outros autores, nos mostra que a Equação de Euler resultará em:

$$Q_t = E_t\left\{\beta \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \frac{P_t}{P_{t+1}}\right\} \qquad (2.29)$$

Suponhamos que o consumidor pode comprar hoje a quantidade de títulos B_t (que pagam 1 unidade monetária nominal no seu vencimento, que ocorre um período à frente), ao preço unitário atual $Q_t = \frac{1}{1+i_{1t}} = {R_{1t}}^{-1}$, sendo R_{1t} a taxa bruta de retorno do investimento. Assim, a equação (2.29) pode ser lida como a equação de precificação dos títulos mantidos pelas famílias para acumular riqueza, onde $U_{c,t}$ é a utilidade marginal do consumidor no período t, P_t é o nível geral de preços e β é o fator de desconto intertemporal. Podemos reescrever (2.29) como:

$$Q_t U_{c,t} = E_t\left\{\beta U_{c,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}}\right\} \qquad (2.30)$$

Onde $Q_t U_{c,t}$ expressa a perda de utilidade se o consumidor comprar uma unidade a mais do título, enquanto $E_t\left\{\beta U_{c,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}}\right\}$ representa o aumento (descontado e esperado) na utilidade

que ele obtém, em $t+1$, ao comprar o ativo. O *payoff* resultante dessa compra é dado por $1\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) = \frac{1}{\pi_{t+1}}$, onde π_{t+1} é a inflação efetiva entre os dois períodos. O termo $\beta\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}}$ é o SDF. Portanto, o preço do referido título é dado por:

$$R_{1t}{}^{-1} = E_t\left\{\beta\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}}\frac{P_t}{P_{t+1}}\right\} \qquad (2.31)$$

Considerando a HER padrão (2.31) e a Lei das Expectativas Iteradas, chegamos ao apreçamento de um título com vencimento em dois períodos:

$$R_{2t}{}^{-1} = R_{1t}{}^{-1}E_tR_{1t+1}{}^{-1} = E_t\left\{\beta\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}}\frac{P_t}{P_{t+1}}\right\}E_t\left\{E_{t+1}\left[\beta\frac{U_{c,t+2}}{U_{c,t+1}}\frac{P_{t+1}}{P_{t+2}}\right]\right\} = E_t\left\{\beta^2\frac{U_{c,t+2}}{U_{c,t}\pi_{t+1}\pi_{t+2}}\right\} \qquad (2.32)$$

A equação (2.32) pode ser generalizada para o caso de j-ésimos períodos:

$$R_{jt}{}^{-1} = E_t\left\{\beta^j\frac{U_{c,t+j}}{U_{c,t}(\pi_{t+1}\ldots\pi_{t+j})}\right\} \qquad (2.33)$$

Lembrando que $Cov(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y]$, a equação acima pode ser reescrita como:

$$R_{2t}{}^{-1} = R_{1t}{}^{-1}E_tR_{1t+1}{}^{-1} = E_t\left\{\beta\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}\pi_{t+1}}\right\}E_tR_{1t+1}{}^{-1} + Cov_t\left[\beta\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}\pi_{t+1}}, R_{1t+1}{}^{-1}\right] \qquad (2.34)$$

Como destacado por Sargent e Ljungqvist (2004), (2.34) implica que a HER padrão só é válida em casos especiais. Um desses casos ocorre quando a utilidade é linear no consumo, de tal forma que $\frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} = 1$. Nesse caso, $R_{1t}{}^{-1} = \beta$ é uma constante e o termo de covariância é zero. Um segundo caso especial ocorre quando não existe incerteza, de tal forma que o termo de covariância é zero.

Esse ponto é relevante para o propósito desta tese. De acordo com o exposto, a ETTJ está vinculada diretamente ao modelo, através do SDF. A análise poderá ficar mais ou menos sofisticada a depender do tratamento dado ao termo de covariância em (2.34), que corresponde ao prêmio de alongamento ou de prazo (*term premium*).

É possível encontrarmos abordagens distintas para lidarmos com esse termo adicional ao sugerido pela HER. Como destacado por Rudebusch, Sack e Swanson (2007), modelos com padrão DSGE não são capazes de gerar um *term premium* variante no tempo, o que é algo que se aproxima da realidade e possibilita um ajuste melhor do modelo aos dados. De fato, com

métodos de perturbação de primeira ordem, tal termo é zero. Nos de segunda ordem (HÖRDAHL; TRISTANI; VESTIN, 2008), é constante e, somente nos de terceira ordem (RUDEBUSCH; SWANSON, 2012; VAN BINSBERGEN et al., 2012; ANDREASEN, 2012; ANDREASEN; FERNÁNDEZ-VILLAVERDE; RUBIO-RAMÍREZ, 2018), é que varia no tempo. Soluções como a inclusão de preferências recursivas do tipo Epstein-Zin (TRISTÃO, 2017) ou de custos de ajustamento (FALAGIARDA; MARZO, 2012) também são utilizadas na literatura para evidenciar o referido prêmio.

Reconhecemos a relevância do *term premium* e sua conexão intrínseca com as variáveis macroeconômicas. Contudo, tal termo não constitui o foco da nossa tese, de modo que optamos por uma abordagem mais parcimoniosa para incorporá-lo ao modelo, conforme será explicado adiante. Apresentemos, agora, a nossa estratégia empírica e os resultados obtidos a partir do modelo utilizado.

2.5 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 $\beta = 0{,}989$, $\varphi = 1$ e $\sigma = 1$. Os 10 parâmetros a serem estimados são os estruturais da economia $\{\omega,\ \theta,\ h\}$, 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 $\{\rho_{zy},\ \rho_{zp},\ \rho_{zi},\ \rho_\upsilon\}$.

2.5.1 Dados

As seis variáveis endógenas do modelo são $\{y_t, \pi_t, i_t, i_t^4, i_t^8, i_t^{20}\}$. Os gráficos com a evolução de cada contrapartida observável podem ser vistos no Apêndice A. 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:

$$\text{I.} \qquad dy_t^{obs} = \ln(Consumo\ per\ capita_t\ ) - \ln(Consumo\ per\ capita_{t-1}\ )$$

Onde $Consumo\ per\ capita_t$ (proxy para o PIB) foi construído a partir da base de dados do IBGE (http://www.ibge.gov.br), considerando a razão entre a série encadeada do consumo das famílias no PIB trimestral (a valores constantes de 1995, dessazonalizada) e a força de trabalho (segundo a PNAD Contínua, com ajuste sazonal e retropolação, feita com a PME para períodos anteriores a 1T2012).

$$\text{II.} \qquad \pi_t^{obs} = \left[\ln\left(\frac{IPCA_t}{IPCA_{t-1}}\right)\right]$$

Onde $IPCA_t$ é o número-índice do IPCA na ponta do trimestre, obtido no IBGE (http://www.ibge.gov.br).

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

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[13].

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

[13] No caso das taxas de juros, vale uma observação: para séries relativamente pequenas, é possível que a diferença entre o dado efetivo e a sua tendência dada pelo filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) não resulte em zero, motivo pelo qual desviamos a série resultante de sua média histórica.

teóricas. Seguindo De Graeve, Emiris e Wouters (2009), Hirose e Kurosumi (2011), Kulish e Rees (2011) e Jones, Kulish e Rees (2018), construímos a nossa proxy de *term premium*[14]. Nessa abordagem parcimoniosa, portanto, o prêmio de alongamento constitui um choque exógeno, variável no tempo. As equações de observação são dadas por:

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

O prêmio de alongamento é dado pela soma $\upsilon_t + \zeta_{j,t}$ $(j = 4,8,20)$, onde $\upsilon_t = \rho_\upsilon \upsilon_{t-1} + \epsilon_t$ 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 $\xi_{j,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_\zeta^2)$ representa um choque idiossincrático a cada maturidade, que captura as condições de oferta e de demanda de títulos negociados com vencimento naquele vértice específico.

2.5.2 Horizonte ótimo de defasagem dos choques antecipados

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 (aproximação de Laplace) 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[15]. 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

[14] Alguns desses autores consideram um termo constante que se soma ao componente exógeno descrito a seguir. Tal termo procura capturar o spread médio entre as taxas longa e curta. No nosso caso, porém, tal termo não se faz necessário, uma vez que estamos fazendo o *matching* direto das taxas longas com suas contrapartes teóricas e não com a taxa curta teórica.

[15] Quanto maior for o número de defasagens dos choques antecipados, maior será o estado de espaço e, consequentemente, maior será o custo computacional necessário para a estimação. Tal custo reforça a opção por alguma discricionariedade relacionada na comparação de especificações alternativas.

assim por diante, até $q = \{1, \dots, 8\}$. Casos intermediários também foram analisados. As densidades marginais de 23 especificações possíveis foram calculadas, conforme mostrado na Tabela 1. A melhor é a que apresentou a maior densidade marginal: $q = \{1, 3, 5, 7\}$. 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)	-270,695	-270,695
q=1	-255,345	-267,817
q=2	-239,845	-272,179
q=3	-216,612	-226,013
q=4	-243,621	-196,762
q=5	-233,133	-197,830
q=6	-218,696	-190,366
q=7	-221,185	-194,995
q=8	-229,377	-193,928
q=1, 2	-211,309	-211,933
q = 1, 2, 3	-197,140	-198,379
q = 1, ..., 4	-187,443	-188,251
q = 1, ..., 8	-208,631	-182,037
q=1, 4	-195,599	-191,784
q=4, 8	-226,102	-180,867
q= 2, 5	-177,045	-184,664
q = 3, 6	-184,049	-196,931
q=1, 4, 8	-184,049	**-159,423**
q = 2, 4, 6	-190,664	-191,536
q= 1, 3, 5	-173,830	-175,799
q = 4, 6, 8	-211,090	-193,421
q = 1, 3, 5, 7	**-167,614**	-174,050
q = 2, 4, 6, 8	-198,094	-174,173

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 11 choques presentes $\{\varepsilon_y,\ \varepsilon_p,\ \varepsilon_i,\ \epsilon,\ \xi_4,\ \xi_8,\ \xi_{20},\ \varepsilon_i^1,\ \varepsilon_i^3,\ \varepsilon_i^5,\ \varepsilon_i^7\}$. Impusemos, na definição das *priors*, que a variância total dos componentes antecipados seja igual ao do componente contemporâneo do choque de juros, ou seja, $\sigma_i^2 = \sigma_{\varepsilon^1}^2 + \sigma_{\varepsilon^3}^2 + \sigma_{\varepsilon^5}^2 + \sigma_{\varepsilon^7}^2$. 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).

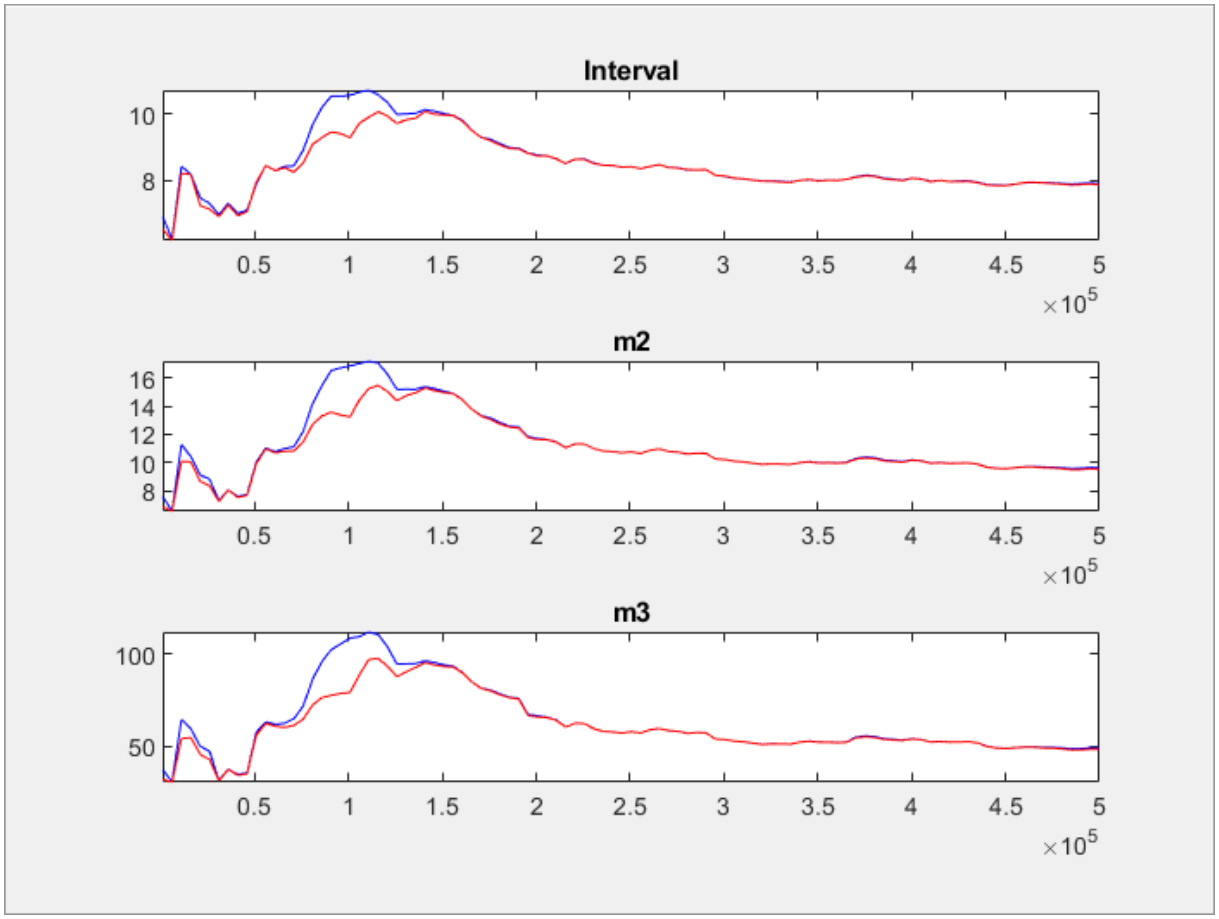
2.5.3 Estimativas obtidas

As distribuições posteriores dos parâmetros estruturais foram obtidas através do algoritmo de *Randow 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 22,5% na primeira cadeia e 23,2% na segunda[16]. Os testes realizados no procedimento de estimação mostram que todos os parâmetros são identificados[17]. Ao mesmo tempo, o diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) mostra que os primeiros momentos da distribuição apresentam convergência do RWMH após 350 mil replicações.

[16] Herbst e Schorfheide (2016) apontam que taxas de aceitação entre 20% e 40% apresentam uma acurácia maior de aproximação de Monte Carlo.

[17] Para definirmos identificação, o ponto de partida é a função de máxima verossimilhança. Vamos supor que existem dois diferentes conjuntos de parâmetros, θ e ψ, tais que $f(y/\theta) = f(y/\psi)$ para todo y (conjunto de dados). Se isso vale, dizemos que os dois modelos são observacionalmente equivalentes, o que significa que os dados poderiam ter sido gerados pelo modelo tanto por θ quanto por ψ e que os dados, por si só, não podem determinar qual conjunto de parâmetros é o responsável pela sua geração. Nesse caso, o modelo ou os parâmetros são não identificados. Por outro lado, um modelo identificado (parâmetros identificados) existirá se nenhum modelo é observacionalmente equivalente a ele. Ver Greenberg (2008) para maiores detalhes.

Figura 1 – Convergência multivariada de Brooks-Gelman – modelo básico



Nota: a convergência ocorre quando as duas linhas dos gráficos se aproximam e ficam estáveis; “m2” e “m3” indicam o segundo e o terceiro momentos, respectivamente.

Fonte: elaboração própria, via Dynare.

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 *h*, cuja média posterior (0,84) está muito próxima da *prior* que estipulamos.

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	0,05	0,84	0,77	0,93
ω	Grau de indexação de preços	omega	beta	0,65	0,10	0,23	0,15	0,33
θ	Probabilidade de Calvo	theta	beta	0,65	0,10	0,93	0,90	0,99
ρ_i	Suavização da taxa de juros	rho_i	beta	0,50	0,15	0,94	0,92	0,99
ρ_{zi}	AR do choque de juros	rho_z_i	beta	0,50	0,20	0,79	0,72	0,84
ρ_{zy}	AR do choque de demanda	rho_z_y	beta	0,50	0,20	0,98	0,95	1,00
ρ_{zp}	AR do choque de oferta	rho_z_p	beta	0,50	0,20	0,96	0,89	1,00
ρ_υ	AR do choque da ETTJ	rho_z_et	beta	0,50	0,20	0,59	0,39	0,77
χ_y	Coeficiente produto na Taylor	xi_y	gamm	0,25	0,10	0,10	0,03	0,18
χ_π	Coeficiente inflação na Taylor	xi_p	norm	2,00	0,35	2,60	2,26	2,92
ε_y	Choque demanda	e_y	invg	0,10	Inf	0,04	0,02	0,05
ε_p	Choque oferta	e_p	invg	0,10	Inf	0,12	0,07	0,16
ε_i	Choque de juros	e_i	invg	0,10	Inf	0,16	0,10	0,20
ε_i^1	Choque monetário t-1	en1	invg	0,03	Inf	0,11	0,08	0,14
ε_i^3	Choque monetário t-3	en3	invg	0,03	Inf	0,09	0,07	0,12
ε_i^5	Choque monetário t-5	en5	invg	0,03	Inf	0,07	0,05	0,10
ε_i^7	Choque monetário t-7	en7	invg	0,03	Inf	0,05	0,03	0,08
ϵ	Choque da ETTJ	e_i_ettj	invg	0,10	Inf	0,14	0,10	0,18
ξ_4	Choque da taxa de 360 dias	e_i360	invg	0,10	Inf	0,03	0,02	0,04
ξ_8	Choque da taxa de 720 dias	e_i720	invg	0,10	Inf	0,03	0,02	0,03
ξ_{20}	Choque da taxa de 1800 dias	e_i1800	invg	0,10	Inf	0,04	0,02	0,06

Fonte: elaboração própria.

Alguns resultados que emergiram da estimação são muito informativos. A média posterior do coeficiente de indexação de preços (ω) ficou em 0,23, bem abaixo da sua *prior*. Esse resultado deve ser lido com cautela, pois a nossa variável observável, como já apontado, é o IPCA "cheio", o que inclui preços livres e administrados. No modelo SAMBA encontra-se um coeficiente de 0,33, considerando-se os preços livres. No que tange à probabilidade de Calvo (θ), temos um valor elevado, de 0,93, o que implica, no modelo, que reajustes ótimos por parte das empresas ocorrem com intervalos muito elevados de tempo. Esse resultado é superior ao encontrado em outros trabalhos: Castro et al. (2011) encontram 0,74, enquanto Carvalho e Castro (2015) obtêm 0,87. O nosso resultado pode estar sendo influenciado pela 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.

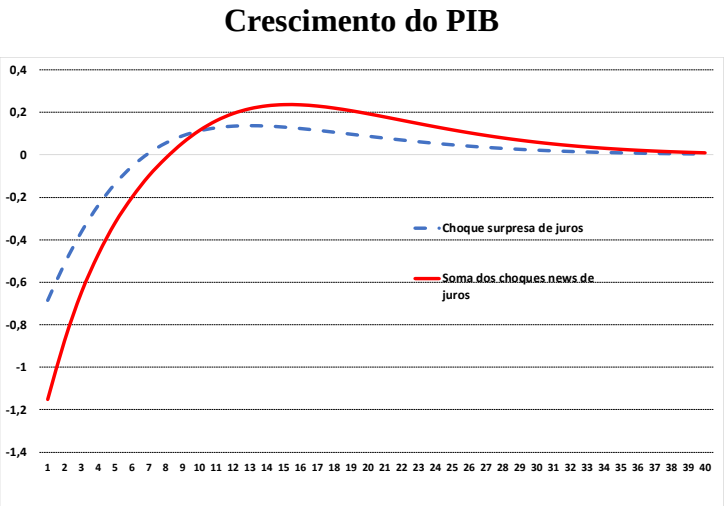
No que tange aos parâmetros da política monetária, as estimativas indicam elevadíssimo grau de suavização da taxa de juros (ρ_i), com valor de 0,94. Não descartamos que esse elevado coeficiente esteja refletindo, em alguma medida, a manutenção da taxa de juros por períodos muito longos, como ocorreu entre 2015 e 2017 e a partir de 2018 até o momento de encerramento deste trabalho. A magnitude desse parâmetro implica, dentre outros aspectos, haver espaço limitado para reações endógenas da autoridade monetária diante de choques antecipados que alterem produto e inflação. Adicionalmente, os parâmetros de resposta ao

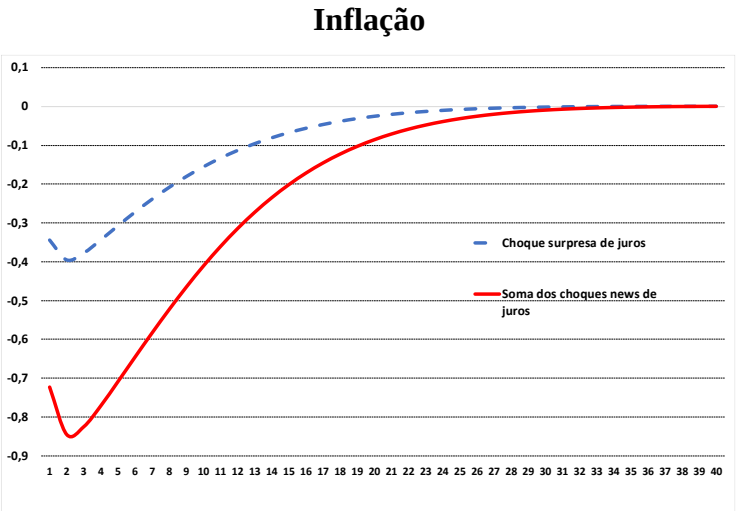
produto e à inflação corroboram o esperado no que tange ao diferencial de magnitude. Por outro lado, a estimativa do coeficiente AR(1) do choque de juros, de 0,79, é superior à *prior* informada, mas menor do que o verificado nos choques de demanda e de oferta. Destacamos também a volatilidade mais elevada dos choques antecipados de juros, comparativamente ao estabelecido como *prior*.

2.5.4 Função Impulso-Resposta (FIR) e decomposição da variância dos erros de previsão

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. Somamos as respostas dos 4 choques *news*, como é feito por Milani e Treadwell (2012). O Gráfico 1 mostra que a taxa básica de juros sobe, no máximo, cerca de 20 pontos-base diante de um choque-surpresa de juros. Na soma dos 4 choques antecipados, a resposta máxima é de queda de 20 pontos-base. Tal queda, que ocorre apenas em um primeiro momento, é fruto da reação endógena da política monetária, uma vez que crescimento e inflação apresentarão contração com o aperto monetário. No caso do crescimento trimestral do produto (consumo das famílias), essas respostas são negativas, como era de se esperar: respectivamente, 0,7% e 1,4%, no efeito máximo. Já para a inflação, temos também um impacto negativo, com 0,4% e 0,85%, nessa ordem. Como era previsto, as FIRs são *hump-shaped*.

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





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 mais relevantes para produto do que para as demais variáveis; (ii) dissipam-se com o passar do tempo e (iii) perdem relevância quanto maior for a maturidade da taxa de juros. 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[18].

[18] Em princípio, poderíamos ser questionados se os choques que capturam o *term premium* deveriam ou não ser reportados na tabela de decomposição da variância, já que são modelados como erros de medida e não como choques estruturais. Seguimos Hirose e Kurosumi (2011), Bong, Doh e Park (2014) e Carvalho e Castro (2015), que reportam a contribuição dos erros de medida. De Graeve, Emiris e Wouters (2009) e Castro et al. (2011), por sua vez, reportam a decomposição para variáveis observadas sem os erros de medida.

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
Crescimento do PIB				
Demanda	34,61	26,49	22,63	21,27
Oferta	20,96	34,58	43,35	44,84
Juros	24,54	21	18,12	17,87
Taxa 360 dias	0	0	0	0,00
Taxa 720 dias	0	0	0	0,00
Taxa 1800 dias	0	0	0	0,00
ETTJ	0	0	0	0,00
News monetários	19,9	17,93	15,89	16,02
Taxa de inflação				
Demanda	14,96	15,78	16,52	20,66
Oferta	63,88	61,76	60,63	60,20
Juros	9,71	10	9,83	7,98
Taxa 360 dias	0	0	0	0,00
Taxa 720 dias	0	0	0	0,00
Taxa 1800 dias	0	0	0	0,00
ETTJ	0	0	0	0,00
News monetários	11,46	12,46	13,01	11,17
Selic efetiva				
Demanda	14,81	20,32	26,67	59,76
Oferta	50,43	55,57	57,78	37,23
Juros	23,36	14,72	8,94	1,68
Taxa 360 dias	0	0	0	0,00
Taxa 720 dias	0	0	0	0,00
Taxa 1800 dias	0	0	0	0,00
ETTJ	0	0	0	0,00
News monetários	11,41	9,39	6,62	1,33

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 360 dias				
Demanda	17,65	23,37	29,37	60,15
Oferta	49,7	56,3	57,94	37,02
Juros	14,05	10,85	7,03	1,53
Taxa 360 dias	0,43	0,06	0,02	0,00
Taxa 720 dias	0	0	0	0,00
Taxa 1800 dias	0	0	0	0,00
ETTJ	11,23	2,45	0,9	0,16
News monetários	6,94	6,97	4,75	1,12
Swap Pré-DI 720 dias				
Demanda	24,34	28,79	33,67	61,55
Oferta	55,31	58,26	57,89	36,31
Juros	9,26	7,2	4,82	1,18
Taxa 360 dias	0	0	0	0,00
Taxa 720 dias	0,22	0,04	0,02	0,00
Taxa 1800 dias	0	0	0	0,00
ETTJ	6,32	1,83	0,78	0,17
News monetários	4,54	3,88	2,82	0,78
Swap Pré-DI 1800 dias				
Demanda	37,82	41,05	44,42	67,19
Oferta	53,47	54	52,29	31,88
Juros	2,79	2,26	1,6	0,45
Taxa 360 dias	0	0	0	0,00
Taxa 720 dias	0	0	0	0,00
Taxa 1800 dias	0,42	0,1	0,05	0,01
ETTJ	4,5	1,61	0,8	0,20
News monetários	1	0,98	0,84	0,27

Fonte: elaboração própria.

2.5.5 Robustez do modelo

Quão robustos são os resultados obtidos acima? Em trabalhos correlatos ao nosso, os testes de robustez consideram *news* nas outras equações do modelo (MILANI; TREADWELL, 2012, GOMES; ISKREV; MENDICINO, 2013), *priors* não informativas (MILANI; TREADWELL, 2012), especificação diferenciada para a regra de reação da política monetária (HIROSE; KUROSUMI, 2011, BEST; KAPINOS, 2016) e análise de subamostras (HIROSE; KUROSUMI, 2011). Neste estudo optaremos por fazer a verificação seguindo a primeira das opções apontadas. 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*. 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 1 a 8 defasagens. Vale notarmos que essa especificação apresenta uma densidade marginal superior à utilizada como *benchmark*. Agora, teremos 16 choques no estado de espaço $\{\varepsilon_y,\ \varepsilon_p,\ \varepsilon_i,\ \epsilon,\ \xi_4,\ \xi_8,\ \xi_{20},\ \varepsilon_i^1,\ \varepsilon_i^4,\ \varepsilon_i^8,\ \varepsilon_p^1,\ \varepsilon_p^4,\ \varepsilon_p^8,\ \varepsilon_y^1,\ \varepsilon_y^4,\ \varepsilon_y^8\}$.

Novamente, utilizamos duas cadeias paralelas para o RWMH, cada uma com 300 mil *draws*, descartando-se as primeiras 150 mil. As taxas de aceitação foram 23,7% e 24,1%, respectivamente, na primeira e na segunda cadeias. Ambas as taxas também estão dentro do intervalo aceitável na literatura. O diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) mostra que há convergência.

Entre a estimação original e o teste de robustez, a maioria das estimativas dos parâmetros apresentou oscilações, significativas em alguns casos. Enquanto os coeficientes de persistência de hábito, indexação e probabilidade de Calvo oscilaram para cima, os coeficientes AR(1) estão mais baixos sob essa especificação alternativa. Os resultados da estimação são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Estimação dos parâmetros – modelo com choques antecipados nas três curvas

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	0,05	0,96	0,95	0,98
ω	Grau de indexação de preços	omega	beta	0,65	0,10	0,57	0,48	0,64
θ	Probabilidade de Calvo	theta	beta	0,65	0,10	0,97	0,96	0,98
ρ_i	Suavização da taxa de juros	rho_i	beta	0,50	0,15	0,93	0,91	0,95
ρ_{zi}	AR do choque de juros	rho_z_i	beta	0,50	0,20	0,37	0,33	0,41
ρ_{zy}	AR do choque de demanda	rho_z_y	beta	0,50	0,20	0,67	0,59	0,75
ρ_{zp}	AR do choque de oferta	rho_z_p	beta	0,50	0,20	0,08	0,01	0,15
ρ_v	AR do choque da ETTJ	rho_z_et	beta	0,50	0,20	0,58	0,50	0,66
χ_y	Coeficiente produto na Taylor	xi_y	gamm	0,25	0,10	0,23	0,16	0,30
χ_π	Coeficiente inflação na Taylor	xi_p	norm	2,00	0,35	2,31	1,97	2,67
ε_y	Choque demanda	e_y	invg	0,10	Inf	0,32	0,24	0,40
ε_p	Choque oferta	e_p	invg	0,10	Inf	0,42	0,35	0,48
ε_i	Choque de juros	e_i	invg	0,10	Inf	0,11	0,08	0,15
ε_i^1	Choque monetário t-1	en1	invg	0,03	Inf	0,10	0,05	0,15
ε_i^4	Choque monetário t-4	en4	invg	0,03	Inf	0,11	0,09	0,14
ε_i^8	Choque monetário t-8	en8	invg	0,03	Inf	0,03	0,01	0,05
ε_y^1	Choque demanda t-1	ey1	invg	0,03	Inf	0,03	0,01	0,04
ε_y^4	Choque demanda t-4	ey4	invg	0,03	Inf	0,03	0,01	0,06
ε_y^8	Choque demanda t-8	ey8	invg	0,03	Inf	0,21	0,18	0,27
ε_p^1	Choque oferta t-1	ep1	invg	0,03	Inf	0,03	0,01	0,06
ε_p^4	Choque oferta t-4	ep4	invg	0,03	Inf	0,06	0,01	0,10
ε_p^8	Choque oferta t-8	ep8	invg	0,03	Inf	0,04	0,01	0,07
ϵ	Choque da ETTJ	e_i_ettj	invg	0,10	Inf	0,15	0,12	0,18
ξ_4	Choque da taxa de 360 dias	e_i360	invg	0,10	Inf	0,03	0,02	0,04
ξ_8	Choque da taxa de 720 dias	e_i720	invg	0,10	Inf	0,03	0,02	0,03
ξ_{20}	Choque da taxa de 1800 dias	e_i1800	invg	0,10	Inf	0,04	0,02	0,06

Fonte: elaboração própria.

No que tange à decomposição da variância dos erros de previsão do modelo alternativo (Tabela 5), as conclusões qualitativas obtidas com o modelo básico se alteram. Basicamente, o que era choque antecipado de juros é, sob essa segunda especificação, choque antecipado em outra curva, principalmente a IS. Choques antecipados de demanda, em particular, têm relevância crescente com o tempo, inclusive nas taxas longas de juros. Para todas as variáveis endógenas, tais choques são os mais importantes no longo prazo (decomposição assintótica): explicam cerca de 55% das flutuações de atividade econômica e inflação e algo entre 82% e 85% das taxas de juros.

Tabela 5 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, variáveis observáveis, por tipo de choque

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Crescimento do PIB				
Demanda	82,11	65,87	53,37	44,31
News de demanda	17,78	33,91	46,38	55,44
Oferta	0	0,03	0,03	0,03
News de oferta	0	0,02	0,04	0,06
Juros	0,05	0,07	0,06	0,06
News monetários	0,06	0,1	0,11	0,1
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
Total News	17,84	34,03	46,53	55,6
Taxa de inflação				
Demanda	3,48	3,69	3,81	7,89
News de demanda	11,99	37,32	44,64	54,17
Oferta	82,6	51,04	39,98	28,79
News de oferta	1,86	7,69	11,2	8,84
Juros	0,03	0,08	0,1	0,08
News monetários	0,05	0,19	0,26	0,22
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
Total News	13,9	45,2	56,1	63,23
Selic efetiva				
Demanda	10,08	17,3	17,19	12,98
News de demanda	21,52	45,72	63,4	81,46
Oferta	19,88	9,87	4,2	1,04
News de oferta	2,74	4,9	4,4	1,68
Juros	45,67	14,76	5,22	1,19
News monetários	0,1	7,46	5,59	1,64
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
Total News	24,36	58,08	73,39	84,78

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 360 dias				
Demanda	13,94	17,61	16,35	12,94
News de demanda	35,64	55,34	68,46	81,74
Oferta	9,12	5,81	2,88	0,93
News de oferta	3,86	4,78	3,85	1,62
Juros	14	7,25	3,23	0,98
News monetários	5,2	5,49	4,1	1,48
Taxa 360 dias	0,62	0,09	0,03	0,01
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	17,63	3,64	1,11	0,29
Total News	44,7	65,61	76,41	84,84
Swap Pré-DI 720 dias				
Demanda	16,3	16,66	15,26	12,79
News de demanda	56,16	67	74,55	82,8
Oferta	4,53	3,01	1,74	0,71
News de oferta	4,13	3,89	3	1,45
Juros	5,61	3,31	1,78	0,7
News monetários	4,08	3,74	2,75	1,22
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0,3	0,05	0,02	0,01
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	8,89	2,32	0,89	0,31
Total News	64,37	74,63	80,3	85,47
Swap Pré-DI 1800 dias				
Demanda	13,58	13,74	13,25	12,15
News de demanda	75,26	79,52	82,04	85,19
Oferta	1,12	0,89	0,64	0,36
News de oferta	1,85	1,72	1,43	0,88
Juros	1,18	0,87	0,59	0,32
News monetários	1,42	1,33	1,09	0,64
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0,38	0,09	0,05	0,02
ETTJ	5,2	1,83	0,92	0,45
Total News	78,53	82,57	84,56	86,71

Fonte: elaboração própria.

2.6 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Um primeiro questionamento que surge da nossa análise se refere à capacidade do modelo de replicar o segundo momento das variáveis observadas. A Tabela 6 mostra que tanto o modelo básico quanto o alternativo replicam bem o desvio-padrão do crescimento trimestral (consumo das famílias) e da variação da taxa anual de inflação, mas não as taxas de juros. Nesse sentido, os resultados aqui apresentados devem ser lidos com alguma cautela. Especificações alternativas da curva de reação de *policy* ou maneiras diferentes de mensurar o *steady-state* das taxas de juros são possibilidades para trabalhos futuros. De fato, em relação a esse segundo

ponto, Canova (2014) alerta que tratamentos diferenciados para os dados podem gerar resultados distintos em modelagens DSGE. Tal tema é bastante relevante no Brasil, cuja trajetória de juros apresenta tendência bastante clara nos últimos anos. Castro et al. (2011), por exemplo, consideram o *steady-state* da taxa básica de juros como a média de uma parte da amostra utilizada. Ainda que o *fit* do modelo aos dados seja uma preocupação legítima do pesquisador, não temos como objetivo, neste trabalho, fazer projeções.

Tabela 6 – Desvio-padrão das variáveis observadas

Variável observada	Dados	Modelo básico (news na curva de reação do BC)	Modelo Alternativo (choques news nas 3 curvas)
Crescimento do produto	1.1934	1.322	1.466
Variação da taxa de inflação	1.2325	1.2393	1.2414
Selic	0.4815	2.5216	2.2756
Taxa 360 dias	0.5777	2.4977	2.2506
Taxa 720 dias	0.6572	2.385	2.1277
Taxa 1800 dias	0.8432	1.8991	1.6236

Fonte: elaboração própria.

A nossa análise aponta que choques antecipados altistas de juros geram quedas das taxas contemporâneas. Essa reação só não é mais intensa por conta do elevado coeficiente de suavização de juros na curva de reação da política monetária, próximo à unidade. Tal resultado limita (mas não impede a ocorrência) a reação endógena da autoridade monetária diante de choques antecipados de juros

Por fim, vale a pena 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; KUROZUMI, 2011; MILANI; TREADWELL, 2012; SCHMITT-GROHÉ; URIBE, 2012; GOMES; ISKREV; MENDICINO, 2013; BEST; KAPINOS, 2016). Como ilustrado na equação (2.3), 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).

2.7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este ensaio 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 parcimonioso 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.

Choques antecipados de juros são relevantes para explicar flutuações principalmente da atividade econômica quando outras inovações também antecipadas não estão presentes. Tais choques geram, conjuntamente, impactos sobre as variáveis endógenas maiores do que os gerados por choques convencionais de política monetária, o que reforça a necessidade de que a comunicação dos bancos centrais seja transparente, crível e coerente. Quando incorporadas outras fontes de choques antecipados, porém, verificamos que os monetários perdem espaço de forma considerável como fonte de explicação de flutuação das variáveis endógenas. De todo modo, concluímos que *news shocks* (principalmente os de demanda) são relevantes para a economia brasileira.

Neste primeiro ensaio da tese, avaliamos o papel de choques monetários transitórios. Contudo, é possível avançarmos para uma análise com choques monetários antecipados de caráter mais 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. Este será o tema do nosso segundo ensaio.

3 MUDANÇAS EXÓGENAS E ANTECIPADAS NA META DE INFLAÇÃO E IMPACTOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA

3.1 INTRODUÇÃO

Desde a adoção do regime de metas de inflação no Brasil, em 1999, somente em três anos o IPCA efetivo ficou a uma distância, em módulo, inferior a 0,5% do centro da meta vigente (2000, 2007 e 2009). Dos 20 anos findos em 2018 desde a implementação do regime, em 14 deles o resultado efetivo da inflação encerrou o ano-calendário em patamar superior ao do centro. É mister reconhecermos que em apenas 5 períodos o IPCA oficial extrapolou os limites de tolerância da meta anual, sendo 4 deles para cima. Ao mesmo tempo, também é justo apontarmos que mais recentemente, em 2017 e 2018, o índice oficial de inflação ficou abaixo do centro da meta, o que corrobora a opção adotada em 2017, de voltar a estabelecer metas declinantes a partir de 2019. De qualquer maneira, este é um histórico que traz à tona questionamentos sobre se o centro foi adequado nos últimos anos ou ainda se a autoridade monetária mirou, ainda que implicitamente, um *target* diferente do estabelecido oficialmente pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Esse tema tornou-se mais evidente entre 2012, durante o ciclo de afrouxamento monetário que levou a taxa Selic ao seu menor patamar até então, em 7,25% ao ano. Parte dos agentes questionou a credibilidade do BCB, que estaria perseguindo uma meta informal, diferente da explícita. Pastore (2013), por exemplo, apresenta evidências econométricas de que a meta implícita passou a ser 5,5% a partir de 2010. A retomada da credibilidade só começou a ocorrer depois de um período de forte elevação da Selic, entre abril de 2013 e julho de 2015, que se seguiu à manutenção da taxa em 14,25% ao ano até outubro de 2016, mesmo com as evidências de recessão em 2015/2016. Em junho de 2016, as mudanças na composição da equipe econômica, em um contexto de transição de governo, também contribuíram para esse processo.

Em 2017, na sua reunião anual de determinação da meta de inflação para o segundo ano à frente, o CMN surpreendeu. Primeiro, ao anunciar uma meta de 4,25% para 2019, após 14 anos de manutenção em 4,50%. Segundo, por ter anunciado a meta para o terceiro ano à frente,

ou seja, 2020, e com nova redução em relação à meta anunciada para o ano anterior[19]. Essa redução na meta teria sido um choque antecipado, causada pela própria autoridade monetária? A própria autoridade reconheceu formalmente isso, ao apresentar, em março de 2019, revisões no *Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach* (modelo SAMBA), apontando a inclusão, na equação da lei de movimento da meta de inflação, de um choque antecipado, único e de seis trimestres. Ao mesmo tempo, o BC apontou estimativas de efeitos desinflacionários sobre as expectativas de inflação, derivados desse choque antecipado[20].

Diante do exposto, o questionamento natural seria: a redução da meta de inflação de 2019, anunciada 2 anos antes, ocorreu de forma endógena ou exógena às condições da economia brasileira? Não saberemos com exatidão, mas é possível que seja reflexo de ambas as causas. A recuperação da credibilidade da política econômica, como mencionado anteriormente, a desinflação observada em 2017 e a manutenção de um quadro internacional com baixas pressões de preços nas principais economias são vetores que combinam aspectos de ambas as naturezas. Neste momento em que se discute a convergência da inflação brasileira para padrões internacionais, é motivador perguntarmos quais são os impactos de mudanças nas percepções em relação à meta de inflação sobre a economia, de forma mais abrangente do que a estimada pelo BC para as expectativas inflacionárias. Esta é a pergunta central deste ensaio. A resposta, à luz da literatura de choques antecipados, conhecidos como *news shocks*, nos mostra que tais impactos são relevantes. É importante ressaltarmos, ainda, que choques antecipados na meta de inflação costumam ter impactos permanentes sobre as variáveis endógenas da economia, ao contrário de choques antecipados na curva de reação da política monetária, que têm impactos pequenos sobre as variáveis reais, como vimos no primeiro ensaio.

Além desta seção introdutória, o ensaio tem outras cinco seções. Na próxima, temos a literatura relacionada ao nosso estudo. O modelo é apresentado na terceira seção. Na quarta seção, os resultados dos modelos básico e alternativo são discutidos. A quinta seção traz discussões sobre os resultados. Por fim, a sexta seção apresenta as considerações finais.

---

[19] Vide o histórico da metas e datas de definição em https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas.

[20] Vide Relatório Trimestral de Inflação (RTI) de março de 2019, em https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri.

3.2 LITERATURA RELACIONADA

Este ensaio se insere na literatura mais ampla de *news shocks* e, em particular, no ramo de política monetária. Dado que já expusemos a literatura sobre o tema no ensaio anterior, focaremos a nossa atenção, nesta seção, à linha de pesquisa de modelos DSGE com metas de inflação. A ideia de incluir uma referência de inflação – fixa ou variante no tempo – na curva de reação dos BCs não é recente. De maneira geral, choques nessa variável tendem a ter efeitos persistentes, ao contrário de inovações monetárias convencionais, cujos efeitos são temporários. Essa conclusão ressalta a relevância da transparência e da comunicação, especialmente em arcabouços em que vigora o regime de metas de inflação.

Smets e Wouters (2003) desenvolvem um estudo para a Área do Euro, no qual o BC reage a desvios do produto, mas também da inflação em relação a uma meta variante no tempo. Os autores ressaltam a importância do grau de persistência dos choques na avaliação dos efeitos de mudanças na política monetária. Choques no objetivo da inflação não geram o efeito liquidez, uma vez que a taxa nominal de juros começa a reagir imediatamente (e na mesma direção) quando as expectativas inflacionárias se alteram[21].

Ao estimar a meta implícita de inflação do Fed ao longo do tempo, o estudo de Ireland (2007) concluiu que o objetivo de variação de preços alcançou 8% em meados dos anos 1970. Esse maior nível durante o período do choque do petróleo deve-se, segundo o autor, à consideração, por parte do BC dos EUA, de que pressões de oferta de curto prazo constituíram movimentos mais permanentes de inflação. De fato, a modelagem aplicada associa a meta de inflação variável no tempo a choques de tecnologia e de custo marginal, ambos de oferta. Invocando a máxima de Milton Friedman, de que inflação é sempre um fenômeno monetário, o autor afirma que movimentos mais persistentes na inflação não podem ocorrer sem alterações na meta de inflação do BC.

Ascari e Ropele (2009), por sua vez, reconhecem que no pós-guerra a inflação média nas principais economias mundiais ficou acima de zero, contrariando a literatura de política monetária até então, que considerava o *steady-state* da variação de preços em zero. Nesse sentido, os autores examinam as propriedades de um modelo DSGE, considerando como uma

[21] Uma referência sobre o tema pode ser encontrada em Galí (2002). O autor aponta que em modelos Novo-Keynesianos a transmissão de choques monetários para as variáveis reais ocorre pelo canal convencional dos juros, mas não necessariamente envolve o efeito liquidez, em contraste com o modelo IS-LM tradicional, no qual tal efeito ocorre. Sob esse efeito, uma expansão monetária gera queda da taxa nominal de juros e elevação do produto.

inflação de longo prazo positiva afeta as condições de determinação e unicidade sob expectativas racionais.

Ao analisar o impacto de choques na meta de inflação na Área do Euro, Fève, Matheron e Sahuc (2009) concluem que tais choques contribuem de forma significativa para flutuações na Área do Euro. A depender da especificação do modelo utilizado, esses choques explicam entre 0% e 8% de flutuações do produto, entre 45% e 98% das de inflação e entre 61% e 96% das de juros nominais, considerando-se a decomposição assintótica da variância.

Com o intuito de fazer uma decomposição estrutural da curva de juros norte-americana, sob um arcabouço no qual o Fed reage ao desvio da inflação em relação a uma meta implícita, De Graeve, Emiris e Wouters (2009) argumentam que choques na meta de inflação do BC dos EUA são os mais relevantes para explicarem flutuações em todos os vértices das taxas de juros no longo prazo (entre 81%, para a taxa básica de juros e 98%, para a taxa de 10 anos). O percentual explicado por esse tipo específico de choque é crescente de acordo com a maturidade, de tal forma que quanto maior for o vértice, maior será o poder explicativo de inovações dessa natureza. Adicionalmente, os autores explicam o "conundrum de 2004-2006" nos EUA – período no qual o Fed elevou a taxa básica de juros, mas os *spreads* das taxas longas diminuíram, tornando-se negativos em 2006 – como resultado de choques de demanda, seguidos por choques na meta de inflação. Assim, as taxas longas se moveram mais lentamente do que o juro básico, causando a já mencionada queda dos *spreads* (chamados de inclinação da curva).

Milani e Treadwell (2012), fonte do modelo que utilizamos neste ensaio, apontam que a inclusão de choques *news* na meta de inflação do Fed não altera as conclusões originais do exercício com *news* temporários na curva de reação da instituição: choques *news* de política monetária são mais relevantes do que choques surpresa de juros, ainda que o papel da política monetária permaneça restrito para explicar flutuações econômicas de modo mais abrangente. É importante destacarmos que os autores não utilizam um arcabouço de ETTJ.

Del Negro, Giannoni e Schorfheide (2015) estendem o modelo de Smets e Wouters (2007) incluindo meta de inflação variante no tempo e fricções financeiras, além da taxa longa de juros (10 anos). Os autores investigam o porquê de as taxas de inflação não terem caído tanto quanto o sugerido pelo recuo da atividade econômica no pós-crise global de 2007/2008. A resposta dada no trabalho é de que a política monetária gerenciou as expectativas, mantendo-as ancoradas mesmo quando o produto estava caindo.

A respeito da economia brasileira, quatro trabalhos merecem destaque. Os estudos de Castro et al. (2011) e de Carvalho e Castro (2015) tratam da meta de inflação como variável

observável. O primeiro, sob um contexto de economia aberta e vários choques, encontra um papel muito limitado para choques na meta de inflação (0,7% para flutuações no crescimento trimestral do produto e 1,5% para as de inflação), sem apresentar a relevância de tais choques sobre o juro. No segundo caso, esse papel também é pequeno, inclusive para a taxa nominal de juros (1,15% das flutuações no hiato de produto e menos de 1% para explicar as flutuações de inflação e juros). Tais conclusões diferem do padrão observado na literatura, de tal forma que somos levados a questionar se tais resultados, nos dois trabalhos, estão sendo influenciados pelo tratamento dado à meta, como observável. Santos (2012), por sua vez, encontra um papel bastante relevante para inovações contemporâneas dessa natureza (60% das flutuações na taxa de juros), quando o modelo leva em conta as expectativas dos agentes econômicos para a inflação de 4 trimestres à frente, coletadas pela Pesquisa Focus. Por fim, Amarante (2015) discute, com um tratamento mais complexo do que o nosso para o *term premium* na curva de juros brasileira (com preferências do tipo Epstein e Zin), o papel de choques na meta, utilizando dados mensais. O autor aponta que tais choques são muito relevantes para as taxas de juros de 1 mês e de 12 meses, principalmente para a amostra entre janeiro de 2011 e janeiro de 2015 (61% das flutuações de longo prazo para a taxa básica e 72% para o vértice de 12 meses).

Antes de avançarmos para a parte empírica do nosso trabalho, vale a pena citarmos que a lista de trabalhos apontados nesta seção não é unânime na forma de modelar a meta de inflação nos modelos, seja em relação aos choques que a tornam variável no tempo, seja em relação ao tratamento compatível com a introdução da meta na Curva de Phillips. Na literatura, encontramos duas vertentes de choques na meta de inflação variável no tempo. A primeira, majoritária, está relacionada a choques exógenos e específicos na própria meta de inflação. A segunda, abordada por Ireland (2007), considera que a meta responde ao seu choque específico e também a inovações na oferta (tecnologia e custos).

A inclusão da meta de inflação na curva de reação do BC, por sua vez, pode gerar um impacto sobre a Curva de Phillips. Se a meta for utilizada pelas firmas no seu processo de formação de preços, então deve ser considerada também na equação que descreve a inflação. Isso é feito por Ireland (2007), Ascari e Ropele (2009), Fève, Matheron e Sahuc (2009), Castro et al. (2011), Milani e Treadwell (2012) e Carvalho e Castro (2015). Caso contrário, a meta é considerada apenas na Regra de Taylor, como é feito por Smets e Wouters (2003), De Graeve, Emiris e Wouters (2009), Santos (2012), Amarante (2015) e Del Negro, Giannoni e Schorfheide (2015). Neste trabalho seguiremos uma especificação na qual a meta de inflação responde a choques específicos e é utilizada pelos agentes no processo de formação de preços.

Dentre os trabalhos aqui mencionados, De Graeve, Emiris e Wouters (2009) e Amarante (2015) utilizam a ETTJ, enquanto Milani e Treadwell (2012) utilizam um arcabouço de *news* na meta de inflação. Nenhum deles incorpora, ao mesmo tempo, ETTJ e *news* na meta de inflação, o que é feito como contribuição original do presente estudo.

3.3 O MODELO

O nosso modelo é baseado em Milani e Treadwell (2012), uma das referências na literatura para o estudo de *news* em política monetária. 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 da inflação esperada para um período à frente em relação à meta, 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 estrutura a termo da taxa de juros, como é feito por Hirose e Kurozumi (2017), com 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:

$$y_t = \frac{h}{(1+h)} y_{t-1} + \frac{1}{(1+h)} E_t y_{t+1} - \frac{(1-h)}{\sigma(1+h)} [i_t - E_t \pi_{t+1}] + z_{y,t} \qquad (3.1)$$

$$\pi_t = \frac{\omega}{(1+\omega\beta)} \pi_{t-1} + \frac{(1-\omega)}{(1+\omega\beta)} \bar{\pi}_t + \frac{\beta}{(1+\omega\beta)} E_t \pi_{t+1} - \frac{\beta(1-\omega)}{(1+\omega\beta)} E_t \bar{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\omega\beta)} \left(\varphi y_t + \frac{\sigma}{(1-h)} [y_t - h y_{t-1}]\right) + z_{p,t} \qquad (3.2)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1-\rho_i)\left[\bar{\pi}_t + \chi_\pi (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}_t) + \chi_y y_t\right] + z_{i,t} \qquad (3.3)$$

$$\bar{\pi}_t = \rho_{\bar{\pi}} \bar{\pi}_{t-1} + z_{\bar{\pi},t} \qquad (3.4)$$

Onde y_t é o produto, π_t é a inflação e i_t denota a taxa nominal de juros de curto prazo, determinada pela autoridade monetária. Ademais, $\bar{\pi}_t$ é a meta de inflação. No modelo, todas essas quatro variáveis estão em termos loglinearizados desviadas de seus valores de *steady-state*. A curva (3.1) 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 σ 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 NKPC apresentada em (3.2), descreve a dinâmica da inflação e foi inspirada em Castro et al. (2011), ao incorporar a meta de inflação na formação de preços. 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. Assume-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 e também a meta de inflação (CASTRO et al., 2011), onde ω mensura o grau de indexação da economia. O fator de desconto intertemporal é dado por $0 < \beta < 1$. Ademais, φ é o inverso da elasticidade intertemporal de oferta de trabalho na função utilidade do consumidor. Vale registrarmos, ainda, que $\bar{\pi}_{t+1} = \rho_{\bar{\pi}}\bar{\pi}_{t-1}$, caso não ocorram choques na meta. Assim, a magnitude de $\rho_{\bar{\pi}}$ será relevante para determinar o papel da expectativa dos agentes em relação à meta na formação de preços.

A equação (3.3), baseada em Cúrdia et al. (2011) e Castro et al. (2011), descreve uma curva de reação de *policy*, na qual ρ_i é o parâmetro de inércia dos juros e χ_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 atual e do produto em relação ao seu nível de longo prazo. Ao contrário do que é feito por Castro et al. (2011), que consideram o desvio da inflação à frente (4 trimestres) em relação à meta futura, compatível com o mesmo período, optamos pelo desvio da inflação de um trimestre à frente em relação à meta atual. Dado que o nosso modelo considera a inflação em termos trimestrais e não a acumulada em 4 trimestres (como feito no modelo SAMBA), não esperamos diferenças significativas se utilizássemos a meta para um período à frente. Ademais, como o nosso interesse é incluir choques antecipados na meta de inflação, se utilizássemos $E_t\bar{\pi}_{t+1}$ na curva de reação, choques antecipados na própria meta teriam impacto hoje e não no futuro. Supomos que cada um dos distúrbios evolua de acordo com:

$$z_{y,t} = \rho_{zy} z_{y,t-1} + \varepsilon_{y,t} \tag{3.5}$$

$$z_{p,t} = \rho_{zp} z_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t} \tag{3.6}$$

$$z_{i,t} = \rho_{zi} z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.7)$$

$$z_{\overline{\pi},t} = \varepsilon_{\overline{\pi},t} + \sum_{q=1}^{Q} \varepsilon_{\overline{\pi},t-q}^{q} \quad (3.8)$$

Optamos, como modelo *benchmark*, incluir *news shocks* apenas na meta de inflação. Os distúrbios 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 na meta de inflação ($\varepsilon_{\overline{\pi},t}$). Esses choques têm a interpretação convencional na literatura, de tal maneira que $\varepsilon_{y,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_y^2)$, $\varepsilon_{p,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_p^2)$, $\varepsilon_{i,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_i^2)$ e $\varepsilon_{\overline{\pi},t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{\overline{\pi}}^2)$. Ademais, $\sum_{q=1}^{Q} \varepsilon_{\overline{\pi},t-q}^{q}$ é a estrutura MA que representa os choques antecipados que afetarão a meta de inflação em t. Seguindo o padrão vigente na literatura, cada $\varepsilon_{\overline{\pi}}^{q} \sim i.i.d\ N\left(0, \sigma_{\varepsilon_{\overline{\pi}}^{q}}^2\right), q \geq 1$. Por fim, o nosso modelo será complementado com a ETTJ, seguindo a HER, como visto no ensaio anterior. Utilizaremos os vértices de 360, 720 e 1800 dias, que constituem 4, 8 e 20 trimestres.

3.4 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 de parâmetros bem maior do que o nosso, teremos $\beta = 0{,}989$ e $\iota = 1$. Neste estudo, contudo, também calibramos $\sigma = 1{,}30$, valor que se mostrou bastante estável em estimações feitas para o primeiro ensaio. O conjunto de 11 parâmetros a serem estimados são os estruturais da economia $\{\omega,\ \theta,\ h\}$, os de suavização e preferências do BC $\{\rho_i,\ \chi_\pi, \chi_y\}$ e os dos coeficientes AR dos cinco processos exógenos $\{\rho_{zy},\ \rho_{zp},\ \rho_{zi},\ \rho_{z\overline{\pi}},\ \rho_\upsilon\}$. De modo particular para os propósitos do nosso exercício, a *prior* de $\rho_{z\overline{\pi}}$ será de 0,90, o que caracteriza choques na meta de inflação como persistentes.

3.4.1 Dados

As quatro variáveis endógenas do modelo são $\{y_{t,}\ \pi_t, i_t, \bar{\pi}_t\}$. As variáveis observáveis são $dy_t^{obs}, \pi_t^{obs},\ i_t^{obs}$. Foram utilizados dados trimestrais para o período entre 1T2000 e 3T2018, o que contabiliza 75 observações. Ao contrário do que fizemos no primeiro ensaio, optamos por um tratamento diferenciado dos dados observados. No Apêndice B apresentamos os gráficos das variáveis observadas.

A definição de *steady-state* (SS) constitui uma tarefa com elevado grau de discricionariedade, ainda mais quando temos séries com tendência, como é o caso da taxa de juros no Brasil. Tínhamos algumas alternativas à mesa para lidarmos com essa tendência, reconhecendo a possibilidade de que tratamentos distintos das séries podem levar a resultados diferenciados (CANOVA, 2014). A opção usual na literatura é utilizar a média amostral de toda a série observável como SS. Neste caso, com tendência de queda, teríamos todo o início da série de juros acima da média (leitura de choques positivos) e as observações finais abaixo (leitura de choques negativos), o que dificulta a interpretação de flutuações cíclicas. Outra opção é seguir Rudolf e Zurlinden (2014), que lidam com a tendência de redução da inflação suíça no início dos anos 1990 subtraindo de cada observação no período desinflacionário (1983-1994) a diferença da média daquele mesmo período em relação à média do período posterior (1994-2013), de "normalidade". Isso equivale a fazer o *matching* do período inicial da série com o período final. Como feito no primeiro ensaio desta tese, podemos também utilizar o desvio das séries em relação a um filtro como o *one-sided* HP. Tal opção equivale a ter um SS variável no tempo. Optamos por seguir Castro et al. (2011), que no modelo SAMBA utilizam apenas o período mais recente como SS (após 2005); assim, estaríamos deixando o modelo "interpretar" o início da série, atribuindo os valores iniciais a choques e condições iniciais.

Ao contrário do ano de "corte" estipulado por Castro et al. (2011), que utilizam uma amostra entre 3T1999 e 2T2010 (44 observações), escolhemos o período pós-2009 como SS. De fato, até lá a tendência de queda de juros é bastante evidente. Ademais, com a eclosão da crise global de 2007/2008, várias mudanças estruturais ocorrem na economia mundial, potencialmente afetando o Brasil. Assim, a média 1T2009 a 3T2018 será o nosso estado estacionário, no caso das taxas de juros. Para a inflação, optamos por utilizar a meta formal trimestralizada, de 1,1%, como referência, mesmo não sendo essa a média amostral do período. No caso específico da taxa trimestral de crescimento do produto, mantivemos o mesmo tratamento dado no ensaio anterior, ou seja, de utilizarmos a média da taxa trimestral de

crescimento de todo o período amostral. Para os desvios-padrão dos choques, estipulamos *priors* de 0,1.

Mais uma vez, seguimos De Graeve, Emiris e Wouters (2009), Hirose e Kurosumi (2011), Kulish e Rees (2011) e Jones, Kulish e Rees (2018), na definição da nossa proxy de *term premium*. As equações de observação são dadas por:

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

O prêmio de alongamento é dado pela soma $\upsilon_t + \zeta_{j,t}$ $(j = 4,8,20)$, onde $\upsilon_t = \rho_\upsilon \upsilon_{t-1} + \epsilon_t$ 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 $\xi_{j,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_\zeta^2)$ representa um choque idiossincrático a cada maturidade, que captura as condições de oferta e de demanda de títulos negociados com vencimento naquele vértice específico.

3.4.2 Horizonte ótimo de defasagem dos choques antecipados

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 (aproximação de Laplace) para especificações diferentes e comparando-as entre si. É importante reconhecermos 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 6 trimestres, que corresponde à antecipação de anúncio da meta de inflação no Brasil. Depois, consideramos horizontes múltiplos, com $q = \{1, 2\}$, $q = \{1, 2, 3\}$, e assim por diante, até $q = \{1, \dots, 6\}$. Casos intermediários também foram analisados, como $q = \{2, 4\}$, $q = \{1, 3, 5\}$ e $q = \{2, 4, 6\}$, dentre outros. As densidades marginais de 21 especificações possíveis foram calculadas, conforme mostrado na Tabela 7. Em três casos, não conseguimos encontrar

a densidade marginal. A defasagem escolhida é a que apresentou a maior densidade marginal: $q = \{2\}$. Dessa forma, o nosso modelo básico terá 9 choques presentes $\{\varepsilon_y,\ \varepsilon_p,\ \varepsilon_i,\ \epsilon,\ \xi_4,\ \xi_8,\ \xi_{20},\ \varepsilon_{\pi^0}, \varepsilon_{\pi^2}\}$. Para o modelo alternativo, que servirá como teste de robustez ao nosso exercício, encontramos o mesmo número ótimo de defasagem.

Tabela 7 – Comparação de modelos com defasagens distintas

Defasagem	Modelo Benchmark (news apenas de meta de inflação)	Modelo Alternativo (news de meta de inflação e de oferta)
q = 0 (sem news)	-307,549	-307,549
q = 1	-306,940	-339,440
q = 2	**-306,123**	**-305,207**
q = 3	-306,285	-338,523
q = 4	NE	-320,877
q = 5	-307,249	-310,967
q = 6	-317,450	-305,512
q = 1, 2	-363,798	-416,096
q = 1, 2, 3	-367,435	-421,094
q = 1, ..., 4	-5378,467	-332,533
q = 1, ..., 5	NE	-424,999
q = 1, ..., 6	-1116,904	-3684,952
q = 1, 3	-456,465	-363,287
q = 4, 6	-376,739	-367,245
q = 2, 4	-306,457	-414,975
q = 2, 5	-3085,859	-409,300
q = 1, 6	-319,324	-367,091
q = 1, 4	-458,292	-339,359
q = 2, 4, 6	-373,383	-369,013
q = 1, 3, 5	NE	-435,512
q = 1, 2, 3, 5	-4126,504	-402,745

Nota: a tabela mostra a densidade marginal calculada com o uso da aproximação de Laplace. Em negrito, os valores máximos, indicando a melhor especificação. NE indica que a densidade não foi encontrada para aquela defasagem específica. É importante notar que as colunas 2 e 3 não são exatamente comparáveis, mesmo para defasagens similares, pois quando o modelo é estimado de forma completa, tais densidades podem ser alteradas.

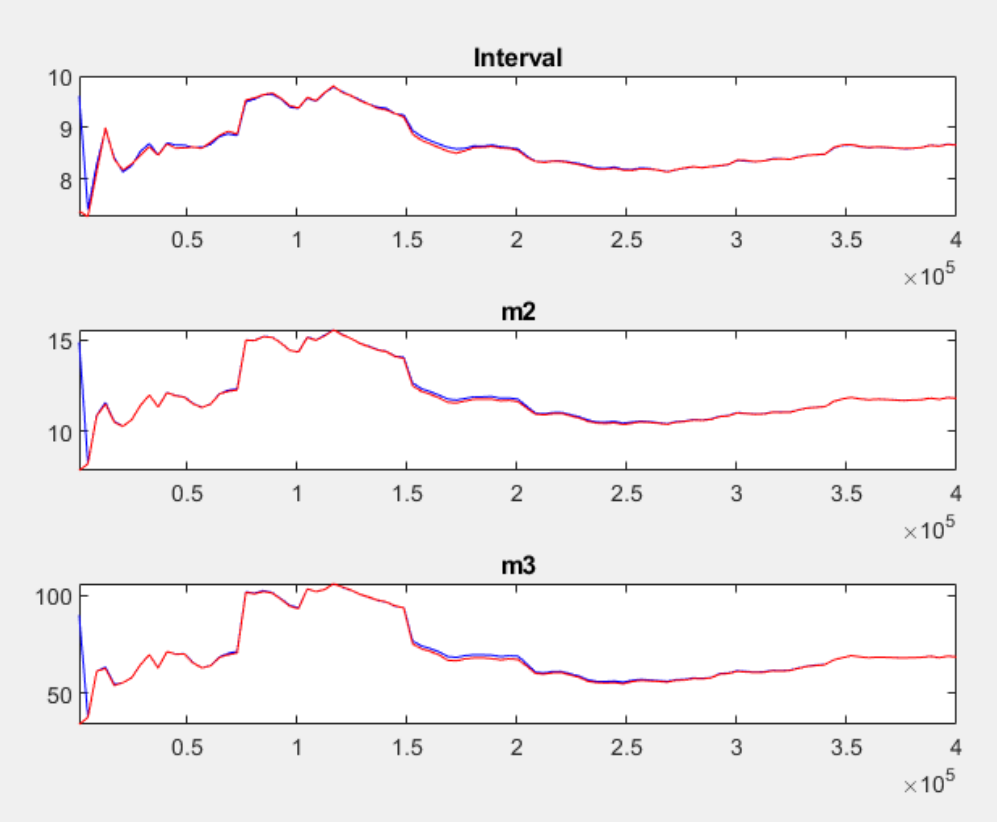
Fonte: elaboração própria.

3.4.3 Estimativas obtidas

As distribuições posteriores dos parâmetros estruturais foram obtidas através do algoritmo de RWMH, baseado no procedimento MCMC. Utilizamos duas cadeias paralelas, cada uma com 400 mil replicações (*draws*), descartando-se as primeiras 200 mil (*burn-in period*

de 50%). As taxas de aceitação (*acceptance rate*) foram 34,4% na primeira cadeia e 34,1% na segunda[22]. Os testes realizados no procedimento de estimação mostram que todos os parâmetros são identificados. Ao mesmo tempo, o diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) mostra que os primeiros momentos da distribuição apresentam convergência do RWMH após 350 mil replicações.

Figura 2 – Convergência multivariada de Brooks-Gelman – modelo básico



Nota: a convergência ocorre quando as duas linhas dos gráficos se aproximam e ficam estáveis; "m2" e "m3" indicam o segundo e o terceiro momentos, respectivamente.

Fonte: elaboração própria, via Dynare.

Os resultados das médias posteriores (*posteriors*) e da HPD, com intervalo entre 5% e 95%, são apresentados na Tabela 8. 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.

[22] Herbst e Schorfheide (2016) apontam que taxas de aceitação entre 20% e 40% apresentam uma acurácia maior de aproximação de Monte Carlo.

Tabela 8 – 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	0,10	0,9884	0,9807	0,9964
ω	Grau de indexação de preços	omega	beta	0,65	0,20	0,8769	0,8236	0,932
θ	Probabilidade de Calvo	theta	beta	0,65	0,10	0,9742	0,9629	0,9858
ρ_i	Suavização da taxa de juros	rho_i	beta	0,50	0,15	0,9251	0,9009	0,949
$\rho_{z\bar{\pi}}$	Suavização da meta	rho_pimeta	beta	0,90	0,01	0,9154	0,9021	0,9292
ρ_{zi}	AR do choque de juros	rho_z_i	beta	0,50	0,25	0,2272	0,1086	0,343
ρ_{zy}	AR do choque de demanda	rho_z_y	beta	0,50	0,25	0,4447	0,305	0,5893
ρ_{zp}	AR do choque de oferta	rho_z_p	beta	0,50	0,25	0,1489	0,0086	0,2743
ρ_{υ}	AR do choque da ETTJ	rho_z_et	beta	0,50	0,25	0,7276	0,6057	0,8528
χ_y	Coeficiente produto na Taylor	xi_y	gamm	0,25	0,10	0,1457	0,0661	0,2205
χ_π	Coeficiente inflação na Taylor	xi_p	norm	2,00	0,35	1,7280	1,1389	2,2708
ε_y	Choque demanda	e_y	invg	0,10	Inf	0,3084	0,2237	0,3978
ε_p	Choque oferta	e_p	invg	0,10	Inf	0,4496	0,3673	0,538
ε_i	Choque de juros	e_i	invg	0,10	Inf	0,2941	0,2525	0,3359
ε_{π^0}	Choque meta	e_pimeta	invg	0,10	Inf	0,0815	0,0245	0,1414
ε_{π^2}	Choque meta t-2	en2	invg	0,10	Inf	0,1120	0,0308	0,1886
ϵ	Choque da ETTJ	e_i_ettj	invg	0,05	Inf	0,5514	0,4748	0,6279
ξ_4	Choque da taxa de 360 dias	e_i360	invg	0,05	Inf	0,0497	0,0131	0,1028
ξ_8	Choque da taxa de 720 dias	e_i720	invg	0,05	Inf	0,0680	0,0367	0,0928
ξ_{20}	Choque da taxa de 1800 dias	e_i1800	invg	0,05	Inf	0,0324	0,0122	0,0535

Fonte: elaboração própria.

Alguns resultados que emergiram da estimação são muito informativos e corroboram aqueles obtidos no ensaio anterior. 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 (θ), temos um valor também bastante elevado, de 0,97, o que implica, no modelo, que reajustes ótimos por parte das empresas ocorrem com intervalos muito elevados de tempo, prevalecendo a indexação e a meta percebida de inflação na formação de preços. Esse resultado é superior ao encontrado em outros trabalhos – Castro et al. (2011) encontraram 0,74, enquanto Carvalho e Castro (2015) obtiveram 0,87 – e 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.

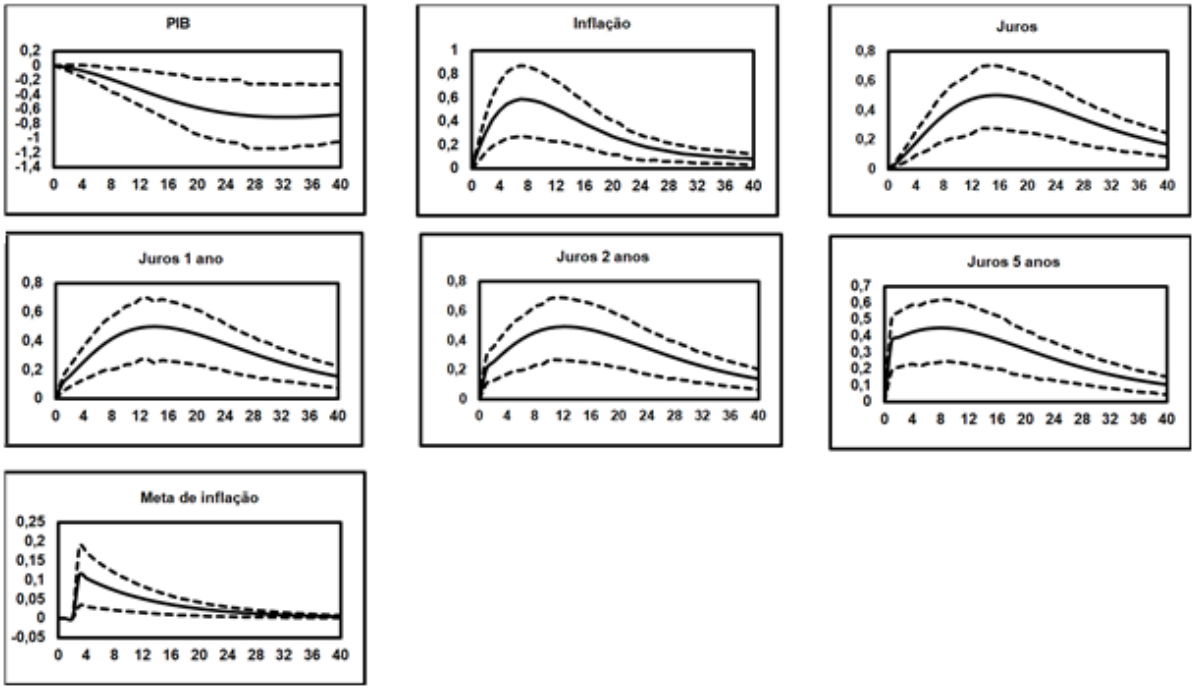
No que tange aos parâmetros da política monetária, as estimativas indicam elevadíssimo grau de suavização da taxa de juros (ρ_i), com valor de 0,92. Não descartamos que esse elevado coeficiente esteja refletindo, em alguma medida, a manutenção da taxa de juros por períodos muito longos, como ocorreu entre 2015 e 2017 e de 2018 até o momento de encerramento desta tese. Adicionalmente, os parâmetros de resposta ao produto e a 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 0,23, é bem inferior à *prior* informada, sendo maior apenas do que o seu similar no choque de oferta, de 0,15, bastante baixo.

3.4.4 Função Impulso-Resposta (FIR) e decomposição da variância dos erros de previsão

Analisaremos a FIR das variáveis endógenas do modelo a um choque antecipado na meta de inflação. O objetivo é verificar as respostas das variáveis endógenas em termos de desvios de seus respectivos estados estacionários. Os choques foram calibrados para uma alta de 1 desvio-padrão. A Figura 3 revela que a taxa básica de juros sobe, no máximo, cerca de 0,7% diante de um choque antecipado na meta de inflação. No caso do crescimento trimestral do produto, essa resposta é negativa, com impacto máximo de 0,08%, via aperto monetário. Contudo, uma meta percebida como mais elevada leva a inflação corrente a piorar até 0,6%, pelo canal da piora das expectativas, já que a leitura é a de um *policymaker* mais propenso a aceitar inflação maior. Exatamente por essa leitura, a curva de juros reage para cima, seguindo a direção do juro de curto prazo. Como era previsto, as FIRs são *hump-shaped*.

Figura 3 – FIR de choques antecipados na meta de inflação, em % (resposta a choques altistas de 1 DP)



Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%.
Fonte: elaboração própria.

A Tabela 9, 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 o choque antecipado na meta de inflação: (i) à exceção das taxas de 2 e 5 anos, são relativamente pouco relevantes logo após a sua materialização, mas têm, em todos os casos, relevância crescente com o tempo para explicar flutuações nas seis variáveis endógenas; (ii) no longo prazo explicam pouco de flutuações do crescimento do PIB (2,5%), mas bastante da taxa de inflação (46,7%) 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, menor será a relevância da soma dos dois choques (5,1% para taxas de 360 dias; 5,4% para as de 720 dias e 7,1% para as de 1800 dias).

Tabela 9 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – modelo básico, variáveis observáveis

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Crescimento do PIB				
Demanda	99,83	99,35	98,48	95,56
Oferta	0,01	0,14	0,39	0,67
Juros	0,09	0,22	0,27	0,3
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
Meta de inflação - surpresa	0,02	0,08	0,24	0,96
Meta de inflação - antecipado	0,04	0,21	0,62	2,5
Taxa de inflação				
Demanda	2,42	2,15	1,34	5,54
Oferta	92,67	73,71	51,88	29,13
Juros	0,05	0,2	0,32	0,33
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
Meta de inflação - surpresa	1,81	7,47	13,64	18,35
Meta de inflação - antecipado	3,05	16,47	32,82	46,65
Selic efetiva				
Demanda	1,13	3,43	3,69	1,76
Oferta	14,17	33,1	35,97	14,83
Juros	82,36	48,86	24,27	5,16
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
Meta de inflação - surpresa	0,62	4,1	10,26	21,75
Meta de inflação - antecipado	1,72	10,51	25,81	56,5

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 360 dias				
Demanda	1,17	2,56	2,74	1,64
Oferta	11,58	24,23	28,01	13,87
Juros	18,94	18,98	12,79	3,87
Taxa 360 dias	0,51	0,15	0,07	0,02
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	63,28	37,15	19,04	5,04
Meta de inflação - surpresa	1,26	4,81	10,6	21
Meta de inflação - antecipado	3,26	12,12	26,74	54,56
Swap Pré-DI 720 dias				
Demanda	1,71	2,41	2,14	1,51
Oferta	16,8	24,67	24,81	12,81
Juros	11,84	10,93	7,49	2,68
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0,83	0,25	0,12	0,04
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	54,65	31,56	16,83	5,32
Meta de inflação - surpresa	4,01	8,57	13,74	21,57
Meta de inflação - antecipado	10,15	21,62	34,87	56,07
Swap Pré-DI 1800 dias				
Demanda	0,7	0,73	0,54	1,13
Oferta	12,17	14,66	14,11	8,71
Juros	3,38	3,12	2,36	1,15
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0,16	0,05	0,03	0,01
ETTJ	46,07	27,79	16,62	7,1
Meta de inflação - surpresa	10,52	15,03	18,54	22,69
Meta de inflação - antecipado	27	38,62	47,79	59,22

Fonte: elaboração própria.

Já no que tange à meta de inflação estimada, a Tabela 10 revela que flutuações nessa variável endógena são explicadas mais pelo choque antecipado do que pelo contemporâneo, a partir de sua materialização (dois períodos após ser incorporado).

Tabela 10 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – modelo básico, meta de inflação estimada

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Meta de inflação (estimada)				
Demanda	0	0	0	0
Oferta	0	0	0	0
Juros	0	0	0	0
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
Meta de inflação - surpresa	100	47,43	38,02	34,64
Meta de inflação - antecipado	0	52,57	61,98	65,36

Fonte: elaboração própria.

3.4.5 Robustez do modelo

Ao longo do histórico do regime de metas de inflação no Brasil, em dois momentos o BC anunciou formalmente e de maneira antecipada um ajuste na sua meta de inflação estipulada anteriormente pelo CMN: em 2003 e 2004. Em ambos os casos, o ajuste foi para cima, resultante do forte impacto de choques de oferta ocorridos, sobretudo no câmbio. No terceiro ensaio adotaremos uma abordagem de economia aberta, de tal forma que esse preço relativo terá um papel de destaque. Aqui, porém, o câmbio é citado apenas como exemplo de choque de oferta. Dessa maneira, é natural que nos perguntemos se eventuais desvios de curto prazo na meta de inflação estão ou não refletindo alguma acomodação diante de tais choques, mesmo à luz do intervalo de tolerância da meta – não incorporado nesta abordagem. Tal questão é válida quando nos lembramos que a economia brasileira historicamente é sujeita a choques de grande magnitude. Esse tema nos leva a testar, como robustez, uma especificação que considera choques de oferta também na meta, seguindo Ireland (2007), que utiliza apenas inovações contemporâneas. Até onde sabemos, esta tese compõe o primeiro trabalho a incorporar choques antecipados de oferta na meta de inflação.

Utilizamos o mesmo modelo, mas com choques de oferta na equação do processo exógeno da meta de inflação. Precisamos reestimar o horizonte ótimo de defasagens de *news*. 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 de oferta na meta de inflação e na Curva de Phillips. A Tabela 7 nos revela que, nesse caso, o horizonte ótimo escolhido é, também, de duas defasagens. Assim, (3.8) será reescrita como:

$$z_{\bar{\pi},t} = \varepsilon_{\bar{\pi},t} + \varepsilon^2_{\bar{\pi},t-2} + \varepsilon_{p,t} + \varepsilon^2_{p,t-2} \qquad (3.9)$$

Agora, teremos 11 choques no estado de espaço $\{\varepsilon_y, \varepsilon_p, \varepsilon_i, \epsilon, \xi_4, \xi_8, \xi_{20}, \varepsilon_{\pi^0}, \varepsilon_{\pi^2}, \varepsilon_{p^0}, \varepsilon_{p^2}\}$. Novamente, utilizamos duas cadeias paralelas para o RWMH, cada uma com 400 mil *draws*, descartando-se as primeiras 200 mil. As taxas de aceitação foram 19,8% (abaixo do intervalo aceitável na literatura) e 24,9% (dentro do intervalo), respectivamente, na primeira e na segunda cadeias. O diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) mostra que há convergência após 350 mil replicações.

Entre a estimação original e o teste de robustez, temos algumas mudanças que chamam a atenção, com intervalos de confiança da estimação diferentes dos encontrados com a especificação original. A exceção notável deveu-se ao coeficiente AR(1) da meta de inflação, praticamente inalterado. O coeficiente de persistência de hábito diminui ligeiramente (de 0,98 para 0,97), mas ficou fora do intervalo estreito sugerido pelo modelo básico. O grau de indexação de preços aumentou bastante (de 0,87 para 0,98), com o novo valor acima do intervalo anterior. A probabilidade de Calvo oscilou para baixo (de 0,97 para 0,94), com o intervalo também abaixo do anterior. A suavização da taxa de juros caiu (de 0,92 para 0,90), assim como os pesos dos coeficientes de resposta da política monetária à inflação (de 1,73 para 1,12, uma mudança bastante forte) e à atividade (de 0,14 para 0,08). Destacamos também a elevação do desvio-padrão do choque antecipado na meta de inflação (de 0,11 para 1,5). O impacto dessa mudança, em particular, será mostrado adiante, com o aumento da estimativa de desvio da meta em relação ao *steady-state*.

Tabela 11 – Estimação dos parâmetros – modelo com choques antecipados de oferta na meta de inflação e na Curva de Phillips

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	0,10	0,9716	0,9591	0,9849
ω	Grau de indexação de preços	omega	beta	0,65	0,20	0,984	0,9758	0,9919
θ	Probabilidade de Calvo	theta	beta	0,65	0,10	0,9458	0,9344	0,9574
ρ_i	Suavização da taxa de juros	rho_i	beta	0,50	0,15	0,8978	0,8744	0,9211
$\rho_{z\bar{\pi}}$	Suavização da meta	rho_pimeta	beta	0,90	0,01	0,9147	0,901	0,9298
ρ_{zi}	AR do choque de juros	rho_z_i	beta	0,50	0,25	0,2601	0,1401	0,3768
ρ_{zy}	AR do choque de demanda	rho_z_y	beta	0,50	0,25	0,4414	0,3123	0,5751
ρ_{zp}	AR do choque de oferta	rho_z_p	beta	0,50	0,25	0,1134	0,0025	0,2195
ρ_{υ}	AR do choque da ETTJ	rho_z_et	beta	0,50	0,25	0,7321	0,6212	0,8438
χ_y	Coeficiente produto na Taylor	xi_y	gamm	0,25	0,10	0,0854	0,0407	0,1252
χ_π	Coeficiente inflação na Taylor	xi_p	norm	2,00	0,35	1,1239	0,9984	1,2744
ε_y	Choque demanda	e_y	invg	0,10	Inf	0,3168	0,2277	0,3952
ε_{p^0}	Choque oferta	e_p	invg	0,10	Inf	0,4413	0,3638	0,5223
ε_i	Choque de juros	e_i	invg	0,10	Inf	0,2972	0,2553	0,3399
ε_{π^0}	Choque meta	e_pimeta	invg	0,10	Inf	0,0784	0,0248	0,1376
ε_{π^2}	Choque meta t-2	en2	invg	0,10	Inf	1,5028	0,9638	2,0977
ϵ	Choque da ETTJ	e_i_ettj	invg	0,05	Inf	0,5440	0,4656	0,6161
ξ_4	Choque da taxa de 360 dias	e_i360	invg	0,05	Inf	0,0502	0,0133	0,0938
ξ_8	Choque da taxa de 720 dias	e_i720	invg	0,05	Inf	0,0486	0,0199	0,0727
ξ_{20}	Choque da taxa de 1800 dias	e_i1800	invg	0,05	Inf	0,0317	0,0124	0,0515
ε_{p^2}	Choque oferta t-2	ep2	invg	0,10	Inf	0,1516	0,0503	0,2338

Fonte: elaboração própria.

No que tange à decomposição da variância dos erros de previsão do modelo alternativo (Tabela 12), choques antecipados na meta de inflação ganharam relevância para explicar flutuações no produto (de 2,5% para 5,2%, no longo prazo). Ao mesmo tempo, choques de oferta, surpresa e antecipado, em conjunto ganharam relevância para explicar flutuações na taxa de inflação no longo prazo (de 29,1% no modelo só com inovação contemporânea, para 39,2% no modelo alternativo). Choques antecipados na meta continuam sendo preponderantes no caso da variação de preços (variância assintótica), com parte do que era choque antecipado na meta mostrando-se, na realidade, como choque antecipado de oferta. A mesma alteração, de ganho de relevância de inovações antecipadas de oferta, ocorre no caso das taxas de juros, de curto e longo prazos.

Tabela 12 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, variáveis observáveis

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Crescimento do PIB				
Demanda	99,22	98,43	97,2	90,76
Oferta - surpresa	0,05	0,11	0,69	1,91
Oferta - antecipado	0,02	0,06	0,46	1,13
Juros	0,43	0,91	0,97	1,05
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
Meta de inflação - surpresa	0	0	0	0,01
Meta de inflação - antecipado	0,28	0,48	0,68	5,16
Taxa de inflação				
Demanda	5,57	4,48	2,65	2,24
Oferta - surpresa	81,9	51,72	38,33	26,82
Oferta - antecipado	6,4	21,22	18,25	12,4
Juros	0,24	0,62	0,9	0,88
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
Meta de inflação - surpresa	0,02	0,05	0,09	0,12
Meta de inflação - antecipado	5,87	21,91	39,79	57,54
Selic efetiva				
Demanda	2,04	5,17	2,65	1,93
Oferta - surpresa	12,41	28,59	38,33	20,52
Oferta - antecipado	3,69	15,7	18,25	10,41
Juros	78,53	34,98	0,9	2,95
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
Meta de inflação - surpresa	0	0,03	0,09	0,13
Meta de inflação - antecipado	3,33	15,54	39,79	64,05

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 360 dias				
Demanda	2,07	3,98	3,88	1,8
Oferta - surpresa	11,54	23,39	27,22	19,61
Oferta - antecipado	6	13,46	15,61	9,93
Juros	15,93	11,77	5,78	1,93
Taxa 360 dias	0,5	0,13	0,05	0,02
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	58,18	29,42	13,21	4,27
Meta de inflação - surpresa	0,01	0,03	0,07	0,12
Meta de inflação - antecipado	5,78	17,83	34,17	62,32
Swap Pré-DI 720 dias				
Demanda	2,87	3,6	3,07	1,56
Oferta - surpresa	18	24,99	25,73	18,98
Oferta - antecipado	10,13	14,3	14,34	9,44
Juros	7,1	4,68	2,41	1,01
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0,36	0,09	0,04	0,02
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	45,57	23,05	11,41	4,58
Meta de inflação - surpresa	0,03	0,06	0,09	0,13
Meta de inflação - antecipado	15,94	29,22	42,92	64,27
Swap Pré-DI 1800 dias				
Demanda	1,3	1,34	1,09	0,72
Oferta - surpresa	15,97	18,77	18,84	15,57
Oferta - antecipado	8,18	9,51	9,26	7
Juros	0,86	0,55	0,32	0,21
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0,12	0,04	0,02	0,01
ETTJ	36,55	21,01	12,59	6,91
Meta de inflação - surpresa	0,07	0,1	0,12	0,14
Meta de inflação - antecipado	36,94	48,68	57,77	69,44

Fonte: elaboração própria.

Já no que tange à meta de inflação estimada, a Tabela 13 corrobora os resultados obtidos acima, nos quais parte do que era apontado como choque antecipado na meta é, na verdade, resposta da autoridade monetária a choques na oferta.

Tabela 13 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, meta de inflação estimada

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Meta de inflação (estimada)				
Demanda	0	0	0	0
Oferta - surpresa	96,94	12,62	8,96	7,84
Oferta - antecipado	0	0,88	0,91	0,93
Juros	0	0	0	0
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
Meta de inflação - surpresa	3,06	0,4	0,28	0,25
Meta de inflação - antecipado	0	86,11	89,84	90,98

Fonte: elaboração própria.

A despeito das mudanças relevantes nas estimativas dos parâmetros e na decomposição da variância, comparando-se os modelos básico e alternativo, a conclusão essencial desta

investigação se mantém: choques antecipados na meta de inflação são relevantes para explicar flutuações na inflação e nas taxas de juros de vários vértices, com peso crescente ao longo do tempo. Para a atividade econômica, tais choques são pouco relevantes no caso brasileiro. A mudança de especificações, porém, não é conclusiva do ponto de vista de estimativas dos parâmetros. Contudo, se tivéssemos que optar por apenas um modelo, o escolhido seria o básico, superior ao alternativo no critério da densidade marginal da média harmônica modificada: -298,7432 contra -311,6026 [23].

3.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

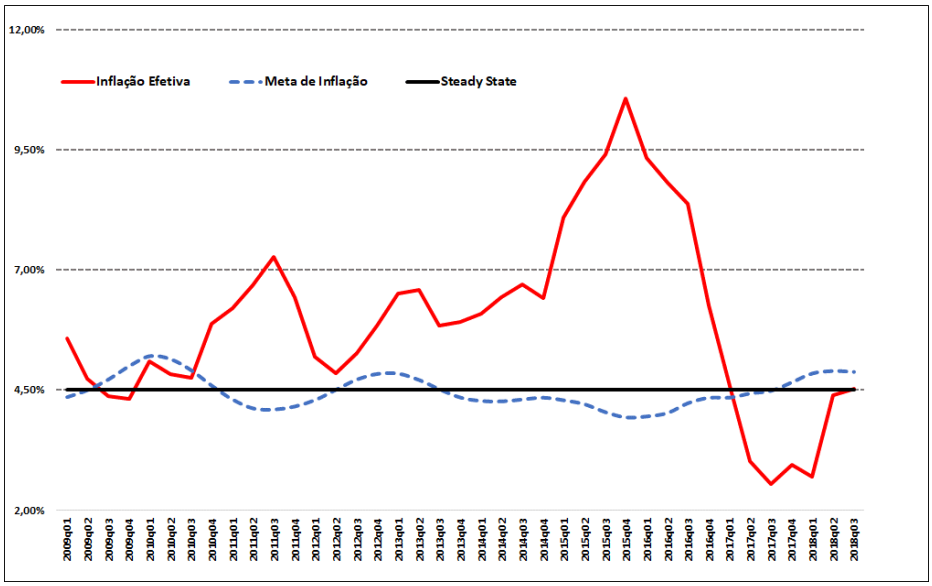
Um primeiro aspecto a ser discutido se refere à hipótese implícita no nosso modelo, de que choques antecipados na meta se materializam, ou seja, são corroborados pela autoridade monetária. Suponhamos que estamos em equilíbrio em $t-1$ (todas as variáveis em *steady-state*), e que em t tenhamos a incorporação de um choque antecipado na meta de inflação, para vigorar em $t+2$. Tudo o mais constante, ou seja, sem qualquer outro choque, o processo exógeno $z_{\overline{\pi},t+2}$ será afetado e, por (equação 3.3) e (equação 3.4), somente em $t+2$ a taxa de juros deveria responder. Contudo, os impactos sobre atividade e inflação já se farão presentes imediatamente, via expectativa em relação à taxa de juros à frente. Essa reação, por sua vez, gera impactos também imediatos sobre a política monetária contemporânea, via componente sistemático da curva de reação. Em outras palavras, temos aqui também uma reação endógena da política monetária – algo não destacado na literatura de *news* com meta de inflação – que, por seu turno, terá efeitos adicionais na curva de juros. Essa reação endógena só não será maior devido ao elevado valor que obtivemos para ρ_i, de 0,92.

Um outro ponto que emerge no confronto do modelo com a realidade é que o regime de metas de inflação no Brasil prevê um intervalo de tolerância para acomodação de choques. Tal característica não foi incorporada no nosso exercício, cuja especificação permite a ocorrência de uma meta variante no tempo, com desvios apenas em torno do estado estacionário, fixo, de 1,1% ao trimestre ou 4,5% em termos anuais. Dessa forma, pequenos desvios em relação ao SS não devem ser considerados exatamente como descumprimento da meta. De fato, como mostrado no Gráfico 2 (modelo básico) nos últimos anos, na maior parte do tempo a meta de

[23] O modelo básico continua sendo superior pela densidade marginal – aproximação de Laplace. Tal conclusão não pode ser extraída com a observação dos resultados na Tabela 7, cujo objetivo é mostrar apenas a densidade marginal sem aplicar RWMH, ou seja, não há qualquer replicação (*draw*) nos resultados obtidos naquela Tabela.

inflação implícita do BC ficou no intervalo entre 4,0% e 5,0%, em termos anualizados, desviando-se muito pouco do objetivo de longo prazo.

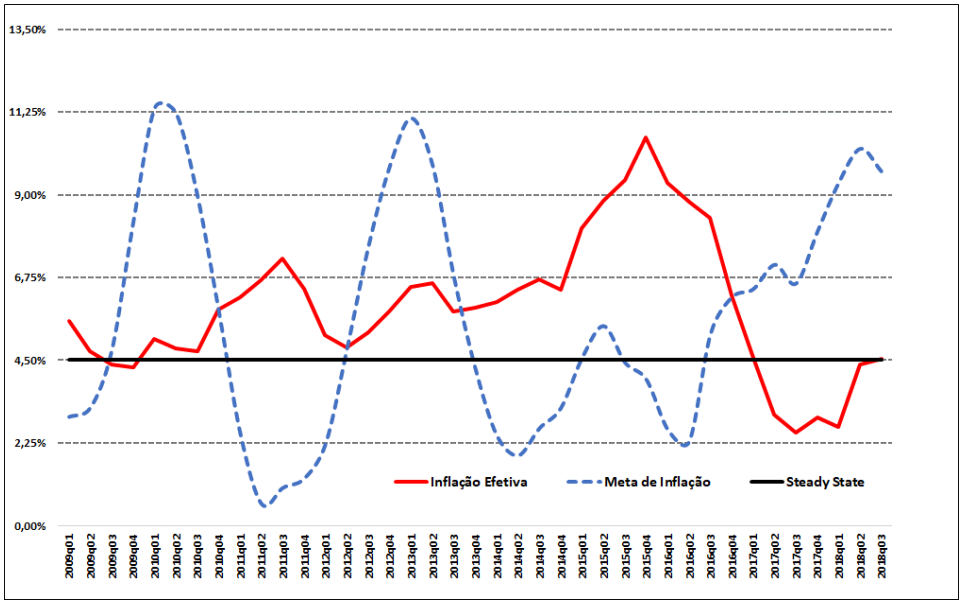
Gráfico 2 – Meta de inflação estimada, inflação efetiva e SS da inflação – média móvel de 4 trimestres dos dados trimestrais anualizados (modelo básico)



Fonte: elaboração própria.

Considerando-se o modelo alternativo, no qual a meta de inflação responde também a choques de oferta, temos uma meta estimada com amplitude muito maior do que a obtida com o modelo básico. Isso é mostrado no Gráfico 3, tendo pouco apelo para refletir a realidade.

Gráfico 3 – Meta de inflação estimada, inflação efetiva e SS da inflação – média móvel de 4 trimestres dos dados trimestrais anualizados (modelo alternativo)



Fonte: elaboração própria.

Os Gráficos 2 e 3 apresentam correlação negativa entre a meta implícita e a inflação efetiva (-0,67% e -0,45%, respectivamente), aparentemente contrariando a tese proposta por Ireland (2007), segundo a qual movimentos mais persistentes na inflação não podem ocorrer sem alterações na meta de inflação. Vale a pena, assim, revermos a trajetória das duas variáveis por períodos.

- Período 2009-2010: a meta estimada ficou ligeiramente acima do SS, atingindo o seu pico no 2T2010 (5,1%, na métrica acumulada em 4 trimestres), quando ocorreu a inflexão em direção ao objetivo de longo prazo. Naquele período, a Selic, que foi reduzida no primeiro semestre de 2009 como reflexo da crise global, atingiu em julho de 2009 o patamar de 8,75% e ficou estável até abril de 2010, quando começou a subir. A meta acima do SS sugere que os juros deveriam ter começado a subir antes, em um contexto de deterioração da inflação e de forte expansão da demanda doméstica.
- Período entre 4T2010 e 2T2012: a meta ficou abaixo do SS, com inflexão no 2T2011. Até a inflexão, a inflação vinha apresentando forte aceleração, refletindo a atividade econômica mais forte e também os efeitos do câmbio mais depreciado, em um contexto de crise soberana em países europeus. O processo altista da Selic, entre abril de 2010 (9,50%) até julho de 2011 (12,50%) foi abruptamente revertido em agosto, em um movimento conhecido como “cavalo-de-pau”, por ter não havido sinalização prévia por parte do BC.
- Período entre 2T2012 e 3T2013: a meta ficou acima do SS. Trata-se de um período de forte questionamento da credibilidade do BC, em um contexto de redução intensa da Selic, entre agosto de 2011 (12,0%) até outubro de 2012 (7,25%, mínima histórica até então), mesmo em um período de deterioração da inflação e resultados voláteis do crescimento do PIB. A inflexão do desvio da meta ocorreu no 4T2012, quando o juro básico parou de cair, ficando estável até março de 2013. Em abril, a taxa começou a subir.
- Período entre 3T2013 e 3T2017: a meta ficou abaixo do SS, com inflexão no 4T2015. O processo de aperto monetário iniciado em abril de 2013 (7,50%) estendeu-se até julho de 2015 (14,25%) e ficou estável até outubro de 2016 (quando a Selic foi para 14,0%). Trata-se de um período de recuperação da credibilidade da política monetária, em um contexto de choques de oferta de grande magnitude (depreciação cambial, favorecida pela normalização da política monetária do Fed e

questionamentos sobre a solvência de países emergentes e elevação dos preços de energia elétrica). O desvio negativo da meta sugere que o BC poderia ou ter apertado menos ou ter iniciado a redução dos juros antes de outubro de 2016.

- Período entre 3T2017 e 3T2018 (final da nossa amostra): o desvio da meta foi positivo. A Selic, cujo movimento baixista começou em outubro de 2016, atingiu 6,50% em março de 2018 (nova mínima histórica) e permaneceu estável a partir de então. Esse movimento de afrouxamento ocorreu em um contexto de inflação bastante baixa, fruto de choques positivos de oferta (alimentação) e da elevada ociosidade da economia. Ao longo de 2018, pressões inflacionárias voltaram a ficar evidentes, seja pela dissipação do choque positivo anterior de alimentos ou pela pressão cambial em um contexto de incertezas globais (aperto monetário nos EUA, tensões comerciais) e domésticas (eleições), mas sem que o BC alterasse a Selic.

A análise da política monetária por períodos revela vários momentos em que o BC não seguiu estritamente o que seria recomendado pela sua curva de reação, o que não chega a surpreender, diante da flexibilidade existente no regime de metas de inflação para acomodar choques, por exemplo, dentro dos intervalos de tolerância. E, de fato, vários choques, principalmente os de oferta, ocorreram nos últimos anos, afetando a economia brasileira. Essa evidência reforça a nossa opção por testar, de forma alternativa, um modelo com choques dessa natureza. Essa correlação negativa entre meta e inflação deve ser lida com cautela, pois pode estar capturando a percepção, por parte dos agentes, de que a política monetária foi conduzida de forma equivocada, principalmente em 2012 (juros deveriam ter caído menos ou subido antes) e em 2015-2016 (juros deveriam ter parado de subir antes ou ter caído). Essa hipótese ganha força pela forma como elaboramos o modelo, cujos choques antecipados (que podem ou não terem sido emitidos pelo BC) de fato se materializam (ou que a autoridade não desfaz tal choque). Aqui, a recomendação de *policy*, portanto, é a de melhorar a comunicação. Os nossos resultados estão bastante sujeitos a essa premissa de materialização dos choques antecipados.

3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este ensaio teve como objetivo primordial verificar a relevância de choques antecipados na meta de inflação 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 na meta, com defasagem de 2 trimestres, são relativamente pouco relevantes para explicar flutuações da taxa trimestral de variação do PIB, mas muito relevantes no caso das flutuações de inflação e de juros. Ainda que tenhamos encontrado aqui, no teste de robustez, que *news* dessa natureza capturam, em algum grau, choques antecipados de oferta, em essência o resultado principal está mantido. Neste caso, utilizando dados brasileiros, nossos resultados estão alinhados, qualitativamente, aos De Graeve, Emiris e Wouters (2009) e Amarante (2015), que utilizam a ETTJ, mas sem choques antecipados, e também aos de Milani e Treadwell (2012), que utilizam *news* na meta, mas não a curva de juros. Vale enfatizarmos que a nossa principal contribuição neste estudo foi a de termos testado o arcabouço *news* na meta de inflação para a economia brasileira e, mais ainda, a de termos testado *news* de oferta para explicar flutuações na meta de inflação, algo, até onde sabemos, não feito até o momento.

O papel relevante de *news* na meta de inflação reforça a recomendação de que a comunicação entre autoridade monetária e agentes do setor privado seja bastante transparente, de modo a ser efetiva. Contudo, no caso-limite, tal transparência significa explicitar ao público em geral que o BC persegue, em alguns momentos, uma meta de curto prazo diferente da de longo prazo. Naturalmente, as expectativas só serão ancoradas, neste caso, com uma apresentação clara de motivos para isso. Alternativamente, como ocorre no regime de *inflation targeting* no Brasil, o intervalo de tolerância da meta tem esse papel. No terceiro ensaio avançaremos na incorporação de aspectos da realidade, utilizando um arcabouço de economia aberta para explicarmos o contexto brasileiro.

4 *FORWARD GUIDANCE* DO FED E IMPACTOS SOBRE PAÍSES EMERGENTES: O CASO BRASILEIRO

4.1 INTRODUÇÃO

Quando a utilização da taxa básica de juros se torna restrita pelo limite nominal zero (*Zero Lower Bound*, ZLB), a condução da política monetária se faz através do gerenciamento das expectativas dos agentes, pelo que se chama de *forward guidance*, uma das ferramentas mais importantes dos BCs no pós-crise global de 2007/2008. De fato, se os agentes econômicos acreditarem, antecipadamente, que a política monetária futura será expansionista, então a atividade econômica responderá imediatamente e na direção esperada.

Ao longo de 2013 e 2014, o *Federal Reserve* sinalizou que manteria a taxa curta de juros em zero enquanto o nível de desemprego, que chegou a 10% nos EUA após a crise, estivesse acima de 6,5%, a inflação projetada para 1 e 2 anos à frente pouco acima de 2,0% e as expectativas de inflação de longo prazo se mantivessem bem ancoradas. Essa promessa tem sido incorporada nos modelos como um choque antecipado (*news shocks*) de política monetária porque, ao longo do processo de melhora da economia, na convergência do desemprego para 6,5%, o componente sistemático da curva de reação do BC já recomendaria algum ajuste nos juros, mesmo que mínimo, o que não foi feito. Ao longo de 2014 e 2015 foram utilizadas frases como "o Comitê antecipa que, mesmo depois do emprego e da inflação atingirem seus níveis consistentes com o mandato [do Fed], as condições econômicas podem, por algum tempo, garantir a manutenção dos juros em níveis mais baixos do que os de longo prazo" [24]. Nos dois momentos, a autoridade monetária antecipou que, diante das condições econômicas vigentes, manteria o juro constante (ou seja, compensaria o recomendado pela parte sistemática da Taylor com choques para que as taxas curtas não fossem alteradas) até que determinados *thresholds* explícitos (2013/2014) ou implícitos (2014/2015) fossem atingidos. A ideia de manter a política monetária em terreno acomodatício dependia também, naquele período, das expectativas dos agentes de que o juro básico se manteria no ZLB.

O FG do Fed não foi neutro para o resto da economia global, uma vez que se traduziu em forte elevação da liquidez internacional, com impactos sobre as economias afetadas pelos

[24] Vide, por exemplo, comunicado da reunião de 19 de março de 2014 (FEDERAL RESERVE, 2014).

influxos cambiais. Em 2013, o então presidente do Banco Central do Brasil (BCB), Alexandre Tombini, afirmou que:

> [...] ample global liquidity due to easy monetary policies in advanced economies resulted in exceptionally intense capital flows to emerging market economies. And we know that large and volatile capital inflows can potentially lead to economic and financial instability. They are associated with excessive credit expansion, lower quality of loan origination, increased financial system exposure to exchange rate risk, asset price distortions, including excessive exchange rate appreciation, and inflationary pressure, as excessively easy global monetary conditions can boost domestic demand independently from the desired domestic policy stance. In a nutshell, excessive flows are a fertile terrain to grow excessive financial exuberance […] Brazil and other emerging markets pragmatically complemented their response and other textbook (aggregate demand) policies with the implementation of specific macroprudential policy measures to prevent the exuberance deriving from these large inflows to threaten financial stability. (TOMBINI, 2013, p. 3).

Naturalmente, sinalizações antecipadas na direção contrária também foram relevantes. Em maio de 2013, o então presidente do Fed, Ben Bernanke (2013b), afirmou no Congresso norte-americano que a instituição poderia começar a retirar estímulos (*tapering*). Daí a necessidade de abordar tal tema em um contexto de *news shocks* de política monetária, ampliando a análise vista nos outros dois ensaios que compõem esta tese.

A literatura explora os mecanismos que governam a força e a direção dos *spillovers* da política monetária internacional para o desenho de política monetária ótima. Em artigos como os de Haberis e Lipinska (2012), Fujiwara et al. (2013), Bodenstein et al. (2017) e Jones, Kulish e Rees (2018), uma política monetária expansionista em uma grande economia afeta uma pequena economia aberta através de dois canais: (i) aumentando a demanda externa e (ii) apreciando a moeda doméstica, com impactos locais como os mencionados por Tombini (2013). O coeficiente de elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros é crucial para a transmissão desses *spillovers*, pois quando bens domésticos são facilmente substituídos por bens estrangeiros, uma apreciação cambial gera um declínio na demanda por bens domésticos, que compensa qualquer expansão da demanda externa (efeito *beggar-thy-neighbor*). Contudo, se essa elasticidade for pequena, uma demanda externa mais elevada mais do que compensará o efeito de substituição do fortalecimento da moeda, de tal forma que o produto doméstico poderá aumentar com a política monetária externa.

Não existe na literatura um consenso sobre qual desses dois efeitos se sobrepõe ou, dito de outra forma, se o impacto das políticas monetárias ultraexpansionistas, adotadas pelo Fed no pós-crise global, são ou não *beggar-thy-neighbor*. Rajan (2015), por exemplo, argumenta que tais políticas desencadearam uma busca internacional de fluxos de capitais por retornos maiores,

o que levou à apreciação de outras moedas além do dólar, deslocando parte dos gastos domésticos por bens produzidos nos EUA. Por outro lado, Bernanke (2015) defende que a retomada do crescimento norte-americano não tem sido induzida por exportações e que a demanda global mais elevada, derivada dessas políticas monetárias não convencionais, compensou parte dos efeitos expansionistas nos EUA. Outros trabalhos, como os de Dedola, Rivolta e Stracca (2017) e Iacoviello e Navarro (2019), mostram que choques monetários nos EUA induzem efeitos heterogêneos sobre a atividade real de países emergentes.

Considerando-se um arcabouço com meta de inflação e curva de juros, a questão relevante é avaliar quais os impactos desses choques antecipados de política monetária global sobre a economia pequena e quão sensíveis são os resultados a mudanças nas hipóteses de trabalho. Este ensaio tem como preocupação principal avaliar, sob esse arcabouço mais completo, quais são os impactos de choques externos, vis-à-vis os domésticos, sobre as taxas mais longas de juros da economia.

A nossa contribuição à literatura será a de trazer o tema de *news* monetários na economia grande e impactos sobre a pequena economia aberta, com a ETTJ explicitada em ambas e com uma estrutura na qual as equações dos EUA não são construídas de forma totalmente exógena. Até onde sabemos, essa combinação de contribuições não foi feita até o momento. Encontramos que choques *news* por parte do Fed são muito relevantes para a economia norte-americana, o que está em linha com grande parte da literatura, mas menos do que choques domésticos para a pequena economia aberta, explicando principalmente flutuações na taxa de câmbio, com impactos sobre a atividade econômica. Choques domésticos na meta de inflação continuam sendo os mais relevantes para explicar flutuações nas taxas mais longas de juros, reforçando a conclusão obtida no segundo ensaio da tese, mas agora sob um contexto de economia aberta.

Este ensaio contém, além desta seção introdutória, outras cinco seções. Na segunda seção apresentamos a revisão da literatura relacionada ao tema. Na seção seguinte, introduzimos o modelo utilizado. Na quarta seção apresentamos os principais resultados da nossa estratégia empírica. Na quinta seção temos uma discussão sobre os resultados, e na sexta seção apresentamos as considerações finais.

4.2 LITERATURA RELACIONADA

Desde que os modelos DSGE novo-keynesianos se tornaram populares para análise de política monetária em uma economia fechada, várias extensões para pequena economia aberta

(*Small Open Economy*, SOE) foram feitas. E é justamente a esse ramo da literatura que o nosso ensaio está relacionado. Havia, inicialmente, uma dificuldade a ser superada nessa abordagem, qual seja, a de que modelos de economia aberta apresentavam valores de *steady-state* dependentes das condições iniciais, em particular da posição líquida inicial de ativos estrangeiros do país estudado, como apontado por Schmitt-Grohé e Uribe (2003). Sob esse contexto de preocupação com a estacionaridade de modelos DSGE de pequena economia aberta, os autores advogam que abordagens alternativas, calibradas de forma similar para resultarem no mesmo *steady-state*, levam a dinâmicas idênticas. Assim, a utilização de versões com fator de desconto endógeno (preferências do tipo Uzawa), com prêmio de taxa de juros contingente à dívida externa, com custos de ajustamento de portfólio ou com mercados completos de ativos, levam as variáveis endógenas ao mesmo resultado quantitativo, capturado pelos segundos momentos incondicionais e pelas funções impulso-resposta.

O modelo de referência na literatura de SOE é o de Galí e Monacelli (2005), que introduzem rigidez nominal de preços em um arcabouço de economia aberta. Ao introduzir um mecanismo de *pass-through* incompleto de preços de importação, Monacelli (2005) refuta a ideia de que versões canônicas de modelos de economia fechada e aberta são isomórficas, de tal forma que a introdução dessa característica gera importantes implicações para a política monetária. Santacreu (2005), por sua vez, adiciona o setor de *non-tradeables* a esse arcabouço, assim como formação de hábito e indexação de preços, argumentando que o BC da Nova Zelândia deve responder mais à inflação de *non-tradeables* do que à inflação total para atingir seus objetivos. Preocupados com o regime de metas de inflação, Lubik e Schorfheide (2007) estimam especificações da curva de reação monetária com taxa de câmbio nominal e defendem que os BCs do Canadá e do Reino Unido levam em conta essa variável na definição de juros, enquanto isso não ocorre na Austrália e na Nova Zelândia. De Paoli (2009), ao avaliar se os incentivos à política monetária são ou não influenciados pelo grau de compartilhamento internacional de risco, conclui que a configuração da estrutura do mercado de ativos influencia a política monetária ótima de economias abertas. Nesse sentido, a autora aponta que, em um contexto no qual os níveis ótimos de estabilização de preços domésticos ou da taxa de câmbio variam com a estrutura do mercado e o grau de substituição entre bens domésticos e externos, restringir a volatilidade do câmbio real pode melhorar o bem-estar, caso haja compartilhamento perfeito de risco, o que não ocorre se houver imperfeição nesse mecanismo. Justiniano e Preston (2010) abordam o problema da política monetária ótima em pequenas economias abertas, incluindo formação de hábito e indexação de preços. Os autores concluem que políticas monetárias ótimas não respondem à taxa nominal de câmbio, mesmo que parâmetros de incerteza sejam

considerados na análise. Christiano, Trabandt e Walentin (2011) apontam a relevância de fricções financeiras em países abertos como a Suécia, para explicar flutuações nos investimentos e no PIB, enquanto choques de oferta de trabalho não são importantes.

Principalmente no pós-crise global de 2007/2008, a incorporação de choques financeiros internacionais de fato tem sido um tema relevante de pesquisa, sobretudo em nações emergentes. Os trabalhos empíricos se propõem a avaliar os impactos de choques internacionais da grande economia sobre as pequenas economias. De um modo geral, conclui-se que um dos principais impactos de um choque expansionista (contracionista) por parte do BC norte-americano ocorre sobre o câmbio de outros países, através de apreciação (depreciação), que por sua vez leva a efeitos colaterais sobre outras variáveis endógenas nos países afetados. Carvalho e Castro (2015), por exemplo, investigaram como choques financeiros internacionais impactam o mercado brasileiro de crédito, em um ambiente de fluxos de capitais, fricções financeiras e utilização de instrumentos macroprudenciais. Os autores encontraram que, nesse ambiente, fricções financeiras locais, como na taxa de juros ou no prêmio de risco, retroalimentam a transmissão de choques internacionais, com impactos sobre o câmbio e o lado real da economia. No que tange aos fluxos, o investimento direto estrangeiro tem um impacto expansionista mais forte sobre o crédito doméstico, mas a apreciação cambial resultante gera impactos negativos sobre a demanda por trabalho e, dessa forma, sobre empréstimos ao consumidor local.

A maior parte dos trabalhos empíricos não leva em conta efeitos antecipados da política monetária na grande economia. Sinais em relação à trajetória futura dos juros nos EUA, contudo, costumam ter impactos imediatos nos mercados financeiros, com implicações sobre os fluxos internacionais de capitais e as taxas de câmbio de nações emergentes. Utilizando um VAR em painel e incorporando choques antecipados e não antecipados de juros norte-americanos, Vicondoa (2019) aponta que os países emergentes reagem muito antes da mudança efetiva dos *fed funds*. Choques monetários nos EUA explicam em torno de 14% das flutuações de produto nos emergentes.

Os trabalhos citados anteriormente não incorporam as taxas de juros de longo prazo na análise, o que é fundamental na abordagem que seguiremos no nosso ensaio. Nesse sentido, é válido apontarmos algumas das investigações feitas na literatura sobre o tema, em um contexto de economia aberta. Kulish e Rees (2011) estimam um modelo de SOE com estrutura a termo, argumentando que choques macroeconômicos estrangeiros (contemporâneos) são mais persistentes que choques domésticos, o que explica a correlação internacional mais elevada entre taxas de longo prazo do que as de curto prazo entre os países.

Bong, Doh e Park (2014), por sua vez, incluem a curva de juros ao arcabouço de um modelo DSGE de pequena economia aberta, encontrando que variações na parte longa da curva são mais persistentes a choques na meta de inflação, o que foi corroborado no segundo ensaio desta tese para a economia brasileira, sob o contexto economia fechada. Ademais, os autores apontam que a meta de inflação estimada para os países estudados (Austrália, Canadá e Nova Zelândia) é bastante correlacionada com expectativas de inflação de longo prazo nos EUA, o que implica que uma meta variando no tempo pode ser uma *proxy* para um choque estrangeiro persistente.

Ao investigar a efetividade de políticas de *Quantitative Easing* (QE) sobre as taxas longas de juros, o câmbio e a demanda agregada no Canadá, Kabaca (2016) relaciona o *term premium* local ao externo, advogando que o QE doméstico tem impactos muito menores do que um QE nos EUA, em um arcabouço de fluxos de capitais entre os dois países, crucialmente porque há um grau de substituição entre ativos domésticos e estrangeiros.

Wesolowski (2016) mostra que choques no *term premium* (variante no tempo e relacionado à dívida externa) têm um impacto pequeno sobre a volatilidade do produto e da inflação na Polônia, o que sugere, segundo o autor, que os programas expansionistas dos principais BCs globais não afetaram de forma significativa a economia local, apesar de terem levado à redução das taxas mais longas.

Em uma abordagem de VAR em painel, Bhattarai, Chatterjee e Park (2018), ao identificarem choques relacionados ao QE do Fed, encontram elevados *spillovers* para as economias emergentes. Assim, um choque expansionista leva à apreciação cambial, redução das taxas longas de juros, *boom* do mercado de crédito e expansão de fluxos de capitais para aquelas nações. Esses efeitos são mais fortes para o grupo conhecido como Cinco Frágeis (Brasil, Índia, Indonesia, Turquia e África do Sul).

Neste ensaio, em relação aos trabalhos citados, o nosso valor adicionado à literatura está em verificar impactos de *news shocks* monetários do Fed sobre o Brasil, em um contexto de explicitação da ETTJ e de meta de inflação implícita. A nossa pesquisa está relacionada diretamente aos artigos de Kulish e Rees (2011) e de Bong, Doh e Park (2014), mas também ao de Ramos (2016). Esse último, ao estudar a economia brasileira em um contexto de SOE com *news* na política monetária doméstica e sem a explicitação da curva de juros, argumenta que a trajetória esperada da taxa de juros é tão importante quanto a determinação da taxa corrente em termos de impactos da política monetária sobre a inflação local.

Antes de avançarmos, vale a pena apontarmos, nos modelos de SOE, o papel da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDJ ou *Uncovered Interest Rate Parity*, UIP), que constitui uma

equação fundamental em modelos dessa natureza. A PDJ estabelece que a diferença entre as taxas nominais de juros doméstica e estrangeira deve ser igual à expectativa de variação do câmbio nominal entre as duas economias. Trata-se de uma condição de não arbitragem nos mercados de títulos internacionais. Essa paridade é relevante não apenas para a determinação da taxa de câmbio, mas também para as variáveis macroeconômicas em geral, uma vez que afeta vários mecanismos de propagação interna do câmbio, via mudanças nos preços relativos. A despeito dessa relevância, há evidências empíricas contra a PDJ padrão, de tal forma que os modelos que a utilizam normalmente apresentam o *forward premium puzzle:* os modelos não capturam as evidências de que quanto mais alta for a taxa doméstica de juros, relativamente à estrangeira, maior tende a ser a apreciação da moeda. Adolfson et al. (2008) contornam a incapacidade dos modelos de apresentarem tal relação com alterações na UIP, que passa a considerar não somente a expectativa de variação cambial, mas a variação efetiva da moeda ocorrida no instante inicial. Essa adaptação poderá ser feita por nós em trabalhos futuros, mas para o momento, é relevante apontarmos que a maior parte dos modelos de SOE não se preocupa com tal tema.

Por fim, devemos ter em mente que a PDJ garante, via ETTJ, uma relação entre as taxas de longo prazo doméstica e internacional (KULISH; REES, 2011). Para ilustrarmos tal ponto, consideremos uma formulação padrão da relação nominal que existe entre juro de um período, doméstico e externo, com a variação do câmbio nominal esperado:

$$i_{1,t} = i^*_{1,t} + E_t \triangle e_{t+1} + \mu_t \qquad (4.1)$$

Onde supomos que o prêmio de risco é dado por um processo exógeno, descrito por $\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \epsilon_t$. Aqui, $\epsilon_t \sim i.i.d\ N(0, \sigma^2_\epsilon)$. Assim, pela ETTJ padrão, a taxa de vértice m será descrita por:

$$i_{m,t} = i^*_{m,t} + \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m} E_t \triangle e_{t+j} + \frac{1}{m}\frac{1-\rho_\mu^m}{1-\rho_\mu}\mu_t \qquad (4.2)$$

Para todo $\rho_\mu \in (0,1)$, $\lim_{m\to\infty} \frac{1}{m}\frac{1-\rho_\mu^m}{1-\rho_\mu} = 0$. Isso implica que desvios da PDJ serão cada vez menores para vértices cada vez mais longos da estrutura a termo da taxa de juros doméstica, aproximando as taxas longas doméstica e externa das variações cambiais esperadas para o futuro. Esse mesmo ponto é destacado por Wickens (2008), que, a partir da PDJ e sem considerar um prêmio de risco, chega a:

$$e_t = \sum_{k=0}^{\infty} E_t\,(i^*_{t+k} - i_{t+k}) \qquad (4.3)$$

Ou seja, a taxa de câmbio spot é a soma de todos os diferenciais futuros de taxas de juros e não apenas o diferencial corrente. Como consequência para a política monetária, se existe um aumento (queda) não antecipado na taxa doméstica (estrangeira) de juros, a moeda doméstica aprecia. A magnitude desse fortalecimento (enfraquecimento) cambial dependerá da percepção do quão longo será o diferencial de juros a partir dessa alta. Dessa forma, a efetividade da política monetária é mais incerta em uma pequena economia aberta. Podemos reescrever (4.3) como:

$$e_t = \sum_{k=0}^{\infty}\left(i^*_{t,t+k} - i_{t,t+k}\right) \qquad (4.4)$$

Que pode ser reescrita como:

$$e_t = E_t e_{t+n} + \sum_{k=0}^{n-1} E_t\,(i^*_{t+k} - i_{t+k}) \qquad (4.5)$$

Ou, colocado de outra forma:

$$E_t e_{t+n} = e_t + \sum_{k=0}^{n-1}\left(i_{t,t+k} - i^*_{t,t+k}\right) \qquad (4.6)$$

Ignorando o risco, como temos feito aqui, teremos:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n}\sum_{k=0}^{n-1} i_{t,t+k} \qquad (4.7)$$

Portanto, a PDJ implica que:

$$E_t e_{t+n} = e_t + n(i_{n,t} - i^*_{n,t}) \qquad (4.8)$$

Dessa maneira, a utilização da ETTJ e da PDJ juntas implica essa relação entre as taxas de longo prazo de ambas as economias, mesmo com a incorporação de um prêmio de risco.

4.3 O MODELO DE PEQUENA ECONOMIA ABERTA

O nosso modelo é baseado em Justiniano e Preston (2010, doravante, JP), mas com algumas alterações: (i) ETTJ nas duas economias; (ii) *news* de política monetária na grande economia e meta implícita de inflação na pequena economia e (iii) grande economia como um caso de economia fechada e não modelada como um *Vector Autoregression* (VAR). A adoção dessa forma exógena de modelar a grande economia empobreceria a nossa análise, já que o produto e a inflação locais estão conectados com a sua política monetária – e, portanto, com seus choques. Processos exógenos para tais variáveis só permitiriam avaliar choques antecipados sobre os juros externos e impactos destes sobre a pequena economia, sem considerar os efeitos do crescimento e da variação de preços da nação maior sobre o resto do mundo. De modo geral, as equações do modelo são as mesmas para as duas partes, mas com os parâmetros de integração global da economia grande considerados como zero. A exemplo do que é usual nas análises de SOE, o nosso modelo não considera formação de capital ou fluxos de capitais de forma explícita. Os detalhes da derivação do modelo estão no Apêndice C. Consideremos as seguintes equações log-linearizadas, sob a ótica da pequena economia aberta, todas expressas em termos de desvio em relação aos seus respectivos valores de *steady-state*. A equação de Euler é expressa por:

$$c_t - hc_{t-1} = E_t[c_{t+1} - hc_t] - \frac{1}{\sigma}(1-h)(i_t - E_t[\pi_{t+1}]) + z_{g,t} \qquad (4.9)$$

Onde c_t é o consumo doméstico (que tem um componente local e outro externo, como mostrado na derivação do modelo), h é o coeficiente de formação de hábito, $\sigma > 0$ indica o inverso da elasticidade intertemporal de substituição do consumo, i_t expressa a taxa nominal de juros de curto prazo e π_t é a inflação ao consumidor. O processo exógeno $z_{g,t} = \rho_{zg} z_{g,t-1} + \varepsilon_{g,t}$ contém o choque de preferências (chamaremos de choque de demanda), dado por $\varepsilon_{g,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_g^2)$. A relação entre c_t e o produto doméstico (y_t) é dada pela seguinte condição de equilíbrio:

$$(1-\alpha)c_t = y_t - \alpha\eta(2-\alpha)TT_t - \alpha\eta LOP_t - \alpha y_t^* \qquad (4.10)$$

Onde $0 < \alpha < 1$ é o coeficiente de participação de bens estrangeiros na cesta doméstica de consumo, $\eta > 0$ é a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros, $TT_t = p_{F,t} - p_{H,t}$ corresponde aos termos de troca, com $p_{F,t}$ e $p_{H,t}$ representando, respectivamente, os

níveis de preços de bens importados (também chamaremos de externos em moeda local) e de bens domésticos na pequena economia. Ademais, LOP_t expressa o hiato da Lei do Preço Único (*Law of One Price*) e y_t^* é o produto do resto do mundo. Por definição:

$$LOP_t \equiv (e_t + p_t^*) - p_{F,t} \qquad (4.11)$$

Onde e_t é a taxa nominal de câmbio (expressa em termos de unidades de moeda local por uma unidade de moeda estrangeira) e p_t^* é o nível estrangeiro de preços. Um eventual desvio da LOP ocorrerá quando o preço do bem externo, convertido em moeda local, estiver diferente do preço do bem importado, também em moeda local. Os termos de troca, por sua vez, podem ser expressos por:

$$\Delta TT_t = \pi_{F,t} - \pi_{H,t} + z_{TT,t} \qquad (4.12)$$

Onde $\pi_{F,t}$ e $\pi_{H,t}$ são as taxas de inflação de bens importados e de bens produzidos localmente na pequena economia. Elevações no nível dessa variável indicam melhora para a pequena economia, já que os preços de importados ficam mais baratos. Não considerado por JP, o processo exógeno $z_{TT,t} = \rho_{zTT} z_{TT,t-1} + \varepsilon_{TT,t}$ contém o choque de termos de troca, dado por $\varepsilon_{TT,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{TT}^2)$. O câmbio real (q_t), por sua vez, depende do nível de preços doméstico (p_t) e é dado por:

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t = LOP_t + (1-\alpha)TT_t \qquad (4.13)$$

A taxa de inflação de bens produzidos localmente depende do custo marginal (CM_t), do inverso da elasticidade de oferta de trabalho $(\varphi > 0)$, do grau de indexação doméstica da economia $(0 \leq \delta_H \leq 1)$, da parcela de firmas que reajustam preços de bens domésticos seguindo um padrão de Calvo $(0 < \theta_H < 1)$ e o fator de desconto intertemporal $(0 < \beta < 1)$. Assim, teremos:

$$\pi_{H,t} - \delta_H \pi_{H,t-1} = \theta_H^{-1}(1-\theta_H)(1-\theta_H\beta)CM_t + \beta E_t\left[\pi_{H,t+1} - \delta\pi_{H,t}\right] + Z_{cp,t} \qquad (4.14)$$

$$CM_t = \varphi y_t + \alpha TT_t + \sigma(1-h)^{-1}(c_t - hc_{t-1}) \qquad (4.15)$$

O processo exógeno $z_{cp,t} = \rho_{zcp} z_{cp,t-1} + \varepsilon_{cp,t}$ contém o choque doméstico de custos, dado por $\varepsilon_{cp,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{cp}^2)$. De forma similar, a taxa de inflação de bens importados pela pequena economia depende da parcela de importadores varejistas que reajustam seus preços seguindo um padrão de Calvo ($0 < \theta_F < 1$) e do grau de indexação de preços importados ($0 \leq \delta_F \leq 1$). Assim, teremos:

$$\pi_{F,t} - \delta_F \pi_{F,t-1} = \theta_F^{-1}(1-\theta_F)(1-\theta_F\beta)LOP_t + \beta E_t\left[\pi_{F,t+1} - \delta\pi_{F,t}\right] + Z_{imp,t} \qquad (4.16)$$

O processo exógeno $z_{imp,t} = \rho_{zimp} z_{imp,t-1} + \varepsilon_{imp,t}$ contém o choque dos preços de importação, dado por $\varepsilon_{imp,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_{imp}^2)$. Por definição, a inflação doméstica depende das taxas ponderadas de inflação de bens produzidos localmente e importados.

$$\pi_t = (1-\alpha)\pi_{H,t} + \alpha\pi_{F,t} = \pi_{H,t} + \alpha\Delta TT_t \qquad (4.17)$$

A partir da condição de compartilhamento internacional de risco entre a grande e a pequena economia, chegamos à PDJ, representada por:

$$(i_t - E_t\pi_{t+1}) - (i_t^* - E_t\pi_{t+1}^*) = E_t\Delta q_{t+1} - \chi_a AEL_t + z_{\phi,t} \qquad (4.18)$$

Aqui, i_t é a taxa de curto prazo doméstica, i_t^* é a taxa de juros internacional, $AEL_t > 0$ é o logaritmo do ativo externo líquido da pequena economia, em termos reais, mensurado como fração do produto de *steady-state*. O passivo externo, por sua vez, é dado por $AEL_t < 0$. O processo exógeno é dado por $z_{\phi,t} = \rho_{z\phi} z_{i,t-1} + \varepsilon_{\phi,t}$, com $\varepsilon_{\phi,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_\phi^2)$. A equação (4.18) é compatível com a ideia de que quanto maior for a depreciação cambial em termos reais, maior deverá ser o diferencial de juro real entre a economia doméstica e o resto do mundo. Ao mesmo tempo, quanto maior (menor) for o prêmio de risco, maior (menor) deve ser o diferencial de juros para compensar tal prêmio. Por fim, quanto maior for o ativo (passivo) externo líquido, menor (maior) será o juro exigido para investimentos na SOE. A autoridade monetária segue uma curva de reação que leva em conta o desvio da inflação em relação a uma meta variante no tempo (o que não faz parte da formulação original de JP e se assemelha ao que utilizamos no ensaio anterior). Os parâmetros ρ_i, χ_π e χ_y representam, respectivamente, os coeficientes de suavização da taxa de juros e de respostas do BC a desvios da inflação e do produto.

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1-\rho_i)\left(\pi_t^{meta} + \chi_\pi(E_t\pi_{t+1} - \pi_t^{meta}) + \chi_y y_t\right) + z_{i,t} \qquad (4.19)$$

O processo exógeno $z_{i,t} = \rho_{zi} z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ contém o choque de política monetária, dado por $\varepsilon_{i,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_i^2)$, enquanto a meta de inflação segue um processo dado por:

$$\pi_t^{meta} = \rho_{\pi^{meta}} \pi_{t-1}^{meta} + \varepsilon_{\pi^{meta},t} + \varepsilon_{\pi^{metanews},t-2} \qquad (4.20)$$

Por simplicidade, optamos por não incluir a meta de inflação nas equações (4.14) e (4.16), o que significa dizer que supusemos que os agentes dessa economia não formam preços considerando o objetivo da autoridade monetária. De forma discricionária, utilizando a defasagem ótima obtida no ensaio 2 (que não necessariamente será ótima para outra especificação do modelo), incluímos um choque antecipado de dois períodos. O choque antecipado é conhecido ou incorporado pelos agentes em $t-2$, para se materializar em t. Supomos, por simplificação, que tal choque se materializa. Seguindo a forma convencional encontrada na literatura, $\varepsilon_{\pi^{meta},t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma^2_{\pi^{meta}})$ e $\varepsilon_{\pi^{metanews},t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma^2_{\pi^{metanews}})$. Por fim, a restrição de recursos na economia será dada por:

$$c_t + a_t = \beta^{-1} a_{t-1} - \alpha(TT_t + LOP_t) + y_t \qquad (4.21)$$

De maneira análoga, as equações que descrevem a grande economia (nossa proxy para a economia internacional), independem da pequena economia. Ao contrário do que foi feito por JP, especificamos a grande economia como fechada e não como um sistema VAR, de tal maneira que teremos:

$$y_t^* - h^* y_{t-1}^* = E_t[c_{t+1}^* - h^* y_t^*] - \frac{1}{\sigma^*}(1-h^*)(i_t^* - E_t[\pi_{t+1}^*]) + z_{g,t}^* \qquad (4.22)$$

$$\pi_t^* - \delta^* \pi_{t-1}^* = \frac{1}{\theta^*}(1-\theta^*)(1-\theta^*\beta^*)CM_t^* + \beta^* E_t[\pi_{t+1}^* - \delta^* \pi_t^*] + z_{\pi,t}^* \qquad (4.23)$$

$$CM_t^* = \varphi^* y_t^* + \sigma^*(1-h^*)^{-1}(y_t^* - h^* y_{t-1}^*) \qquad (4.24)$$

$$i_t^* = \rho_i^* i_{t-1}^* + (1-\rho_i^*)\left(\chi_\pi^* E_t[\pi_{t+1}^*] + \chi_y^* y_t^*\right) + z_{i,t}^* \qquad (4.25)$$

Optamos, de forma discricionária, em incluir dois choques antecipados no processo exógeno de (4.25), cujo objetivo é representar o FG. Dado que esse instrumento comunicacional dos BCs constitui, via de regra, uma sinalização para o médio prazo, escolhemos 4 e 8 trimestres de defasagens, de tal forma que:

$$z_{i,t}^{*} = \rho_{zi}^{*} z_{i,t-1}^{*} + \varepsilon_{i^{*},t} + \varepsilon_{i^{*},t-4}^{4} + \varepsilon_{i^{*},t-8}^{8} \qquad (4.26)$$

A exemplo do que vimos nos dois ensaios anteriores, cada $\varepsilon_{i^{*},t}^{q}$ é ortogonal com $\varepsilon_{i^{*},t}$ e entre si, representando os choques *news*, por serem anunciados aos agentes (ou percebidos por eles) q períodos antes de sua efetiva materialização, em t. Em outras palavras, cada $\varepsilon_{i^{*},t-q}^{q}$ constitui uma inovação de i_t^{*} (que se materializa no período *t*), mas que os agentes conhecem ou incorporam em *t-q*. Essa estrutura MA representa, no modelo, o FG do Fed no pós-crise global. No exercício que faremos, esses serão os únicos choques antecipados no sistema. Os outros processos exógenos seguem o padrão usual, com $z_{x,t}^{*} = \rho_{zx}^{*} z_{x,t-1}^{*} + \varepsilon_{x^{*},t}$ $(x = g, \pi)$, sendo cada $\varepsilon_{x^{*},t}$ ortogonal e com variância finita. De forma a assegurar a estacionariedade do sistema, em todos os processos exógenos o coeficiente AR(1) é menor do que a unidade.

Para completarmos a apresentação do modelo, as taxas de juros nominais de longo prazo devem ser incorporadas. Para isso, utilizamos a Hipótese de Expectativas Racionais (HER), na qual os vértices mais longos são formados exclusivamente a partir das expectativas em relação à sequência de taxas curtas. Considerando-se os dados trimestrais, temos a seguinte representação para a pequena economia:

$$i_t^{J\ trimestres} = \frac{1}{J}\sum_{i=0}^{J-1} E_t\, i_{t+i}\ , para\ J = \ 4, 8, 20\ trimestres \qquad (4.27)$$

De forma análoga, a mesma representação é utilizada para a grande economia aberta, tal que:

$$i_t^{*J\ trimestres} = \frac{1}{J}\sum_{i=0}^{J-1} E_t i_{t+i}^{*}\ , para\ J = \ 4, 8, 20\ trimestres \qquad (4.28)$$

4.4 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). Seguindo Kulish e Rees (2011), o primeiro passo da nossa estratégia será estimar o modelo apenas com a grande economia, tratada como fechada ao comércio exterior e, a seguir, utilizar os parâmetros encontrados – incluindo os desvios-padrão dos choques da grande economia – para estimar o modelo para a SOE.

Para a estimação do modelo da grande economia, foram utilizados dados norte-americanos para o período entre o 1T1996 e o 3T2018 (91 observações trimestrais) e entre o 1T2000 e 3T2018 para o Brasil (75 observações). No segundo passo da estimação, utilizamos a amostra mais curta, cuja 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 do mesmo ano.

4.4.1 Dados

Comecemos pelos dados norte-americanos. Há, aqui, uma questão relevante, uma vez que a nossa amostra inclui o período do pós-crise global e as possíveis não linearidades geradas pelo ZLB sobre os parâmetros estimados. Há um debate na literatura sobre tal tema. De um lado, Galí (2011), Galí, Smets e Wouters (2011) e Fernandez-Villaverde et al. (2012) argumentam que a presença do ZLB pode introduzir viés na estimação dos modelos DSGE. Por outro lado, Hirose e Inoue (2015) apresentam evidências de uma simulação, apontando ser pouco provável que o ZLB gere viés de estimação nos parâmetros ou que afete a forma das FIRs. Neste ensaio não tomaremos parte do referido debate, ainda que reconheçamos a sua relevância. As variáveis observáveis $dy_t^{*obs}, \pi_t^{*obs}$, i_t^{*obs}, $i_{360,t}^{*obs}$, $i_{720,t}^{*obs}$, $i_{1800,t}^{*obs}$ foram transformadas de acordo com:

$$\text{I.} \qquad dy_t^{*obs} = \ln\left(\frac{PIB\ PER\ CAPITA_t}{PIB\ PER\ CAPITA_{t-1}}\right)$$

Onde $PIB\ PER\ CAPITA_t$ foi construído a partir da base de dados do Fed de Saint Louis (FRED) (https://fred.stlouisfed.org), considerando a razão entre a série encadeada do PIB

trimestral (a valores constantes de 2012, dessazonalizada, cujo código é GDPC1) e a força de trabalho (código CLF16OV), extraída da mesma fonte.

$$\text{II.} \qquad \pi_t^{*obs} = \left[\ln\left(\frac{PCE_t}{PCE_{t-1}}\right)\right]$$

Onde PCE_t é o número-índice do deflator do PCE (*Personal Consumption Expenditures*), obtido no FRED (código PCEPI), já em termos dessazonalizados.

$$\text{III.} \qquad i_t^{*obs} = ln\left[\frac{FFR_t}{100} + 1\right]$$

Onde FFR_t é a Fed Funds Rate mensal, obtida na Bloomberg e construída a partir da variação acumulada no trimestre, expressando-a em termos trimestrais. Para as taxas de mercado, utilizamos as taxas zero-coupom dos títulos norte-americanos de 1, 2 e 5 anos. Tais séries foram tratadas da mesma forma apontada acima e foram extraídas da base de dados do Federal Reserve (http://www.federalreserve.gov) com os códigos SVENY01, SVENY02 e SVENY05[25].

Os valores de *steady-state* foram escolhidos a partir das médias amostrais, de tal forma que teremos (já em termos percentuais) $dyss^* = 0{,}38$, $\pi ss^* = 0{,}45$, $iss^* = 0{,}58$, $c360ss^* = 0{,}62$, $c720ss^* = 0{,}68$, $c1800ss^* = 0{,}83$. Naturalmente, na estimação conjunta, ajustamos esses valores para que reflitam a amostra reduzida. Para os dados brasileiros, as variáveis observáveis dy_t^{obs}, dc_t^{obs}, π_t^{obs}, $\pi_{F,t}^{obs}$, dq_t^{obs}, i_t^{obs}, $i_{360,t}^{obs}$, $i_{720,t}^{obs}$, $i_{1800,t}^{obs}$ foram transformadas de acordo com:

$$\text{I.} \qquad dy_t^{obs} = \ln\left(\frac{PIB\ PER\ CAPITA_t}{PIB\ PER\ CAPITA_{t-1}}\right)$$

Onde $PIB\ PER\ CAPITA_t$ foi construído a partir da base de dados do IBGE (http://www.ibge.gov.br), considerando a razão entre a série encadeada do 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).

[25] A construção das taxas zero-coupon segue a metodologia de Gurkaynak, Sack, Wright (2006). Os dados equivalentes para o Brasil, o Swap-Pré-DI, já são, por definição, zero-coupon. Para os EUA, há dados disponíveis para outros vértices, mas a taxa de 10 anos brasileira só tem início em 2007, o que encurtaria demais a nossa amostra, motivo pelo qual optamos em utilizar a taxa de 5 anos como a mais longa do exercício.

$$\text{II.} \qquad dc_t^{obs} = \ln\left(\frac{CONSUMO\ PER\ CAPITA_t}{CONSUMO\ PER\ CAPITA_{t-1}}\right)$$

Onde $CONSUMO\ PER\ CAPITA_t$ foi construído a partir da base de dados do IBGE (http://www.ibge.gov.br), considerando a razão entre a série encadeada do consumo das famílias 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).

$$\text{III.} \qquad \pi_t^{obs} = \left[\ln\left(\frac{IPCA_t}{IPCA_{t-1}}\right)\right]$$

Onde $IPCA_t$ é o número-índice do IPCA, obtido no IBGE (http://www.ibge.gov.br) e feito o ajuste sazonal.

$$\text{IV.} \qquad \pi_{F,t}^{obs} = \left[\ln\left(\frac{IPCA_EXT_t}{IPCA\ EXT_{t-1}}\right)\right]$$

Onde $IPCA_EXT_t$ é o número-índice do IPCA de preços externos, construído como sugerido por Ramos (2016), que adiciona à série convencional de *tradeables* do BC produtos farmacêuticos, óleo diesel, gás (veicular, encanado e de botijão) e gasolina.

$$i_t^{obs} = ln\left[\frac{Selic_t}{100} + 1\right]$$

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. Para as taxas de mercado, utilizamos o Swap Pré-DI, com o mesmo tratamento dado à taxa Selic (mas divididas por 400, para trimestralizar as taxas).

$$\text{V.} \qquad dq_t^{obs} = \left(\frac{\ln(e_t)*\ln(PCE_t)}{\ln(IPCA_t)} - \frac{\ln(e_{t-1})*\ln(PCE_{t-1})}{\ln(IPCA_{t-1})}\right) - média\left[\frac{\ln(e_t)*\ln(PCE_t)}{\ln(IPCA_t)}\right]$$

Onde e_t (câmbio nominal) é obtido do Banco Central (http://www.bcb.gov.br) e PCE é a inflação externa, como já apontado.

No Apêndice D apresentamos os gráficos com as variáveis observáveis utilizadas. Para os valores estacionários (já em termos percentuais), optamos, nos casos das taxas de juros e da inflação, pelo mesmo procedimento adotado no segundo ensaio, ou seja, $\pi ss = \pi Fss = 1{,}1$, $iss = 2{,}46$, $c360ss = 2{,}64$, $c720ss = 2{,}75$, $c1800ss = 2{,}91$. Para o crescimento trimestral do produto e do consumo, escolhemos as médias amostrais de tal maneira que $dyss = dcss = 0{,}28$. A média da variação do câmbio, por construção, é zero[26].

Para a grande e a pequena economia, incorporamos o *term premium* com a abordagem iniciada por De Graeve, Emiris e Wouters (2009) e seguida por Hirose e Kurosumi (2011), Kulish e Rees (2011) e Jones, Kulish e Rees (2018). As 15 equações de observação são dadas por:

$$\begin{bmatrix} 100dy_t^{obs} \\ 100dc_t^{obs} \\ 100\pi_t^{obs} \\ 100\pi_{Ft}^{obs} \\ 100q_t^{obs} \\ 100i_t^{obs} \\ 100i_t^{4,obs} \\ 100i_t^{8,obs} \\ 100i_t^{20,obs} \\ 100dy_t^{*obs} \\ 100\pi_t^{*obs} \\ 100i_t^{*obs} \\ 100i_t^{*4obs} \\ 100i_t^{*8obs} \\ 100i_t^{*20obs} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} dyss \\ dyss \\ \pi ss \\ \pi ss \\ 0 \\ iss \\ c_4 \\ c_8 \\ c_{20} \\ dyss^* \\ \pi ss^* \\ iss^* \\ c_4^* \\ c_8^* \\ c_{20}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y_t - y_{t-1} \\ c_t - c_{t-1} \\ \pi_t \\ \pi_{Ft} \\ q_t \\ i_t \\ i_t^4 \\ i_t^8 \\ i_t^{20} \\ y_t^* - y_{t-1}^* \\ \pi^* \\ i^* \\ i_t^{*4} \\ i_t^{*8} \\ i_t^{*20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} me_{y_t} \\ 0 \\ me_{\pi_t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \upsilon_t + \zeta_{4,t} \\ \upsilon_t + \zeta_{8,t} \\ \upsilon_t + \zeta_{20,t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \upsilon_t^* + \zeta_{4,t}^* \\ \upsilon_t^* + \zeta_{8,t}^* \\ \upsilon_t^* + \zeta_{20,t}^* \end{bmatrix}$$

Onde c_j $\{j = 4, 8, 20\ trimestres\}$ é o *steady-state* da taxa de vértice j. O erro de medida, dado por $(\upsilon_t + \zeta_{j,t})$, deve ser interpretado como prêmio de alongamento (exógeno, neste caso), apresentando dois componentes, como feito nos dois ensaios anteriores. Por um lado, $\upsilon_t = \rho_\upsilon \upsilon_{t-1} + \epsilon_t$ é um processo exógeno comum a todos os vértices da curva de juros, com $\epsilon_t \sim i.i.d\ N(0, \sigma_\epsilon^2)$. Por outro, $\xi_{j,t} \sim i.i.d\ N(0, \sigma_\zeta^2)$ representa um choque idiossincrático a cada

[26] Considerando-se a nossa amostra, as verdadeiras médias são $\pi Fss = 1{,}2$ e $dcss = 0{,}36$. Contudo, dado que ambas as variáveis são componentes da inflação e do PIB, respectivamente, optamos pelo valor estacionário comum.

maturidade, que captura as condições de oferta e de demanda de títulos negociados com vencimento naquele vértice específico. As contrapartidas externas (todas com sobrescrito asterisco) têm a mesma leitura.

Consideramos ainda dois erros de medida em nosso sistema de equações de observação: um para o produto (me_y_t) e outro para a inflação (me_π_t). Por definição, erros de medida devem ser utilizados com cautela e com propósito bem definido, normalmente para compensar eventuais problemas de agregação. Ao contrário do que temos no caso de economia fechada, aqui tanto produto quanto inflação são formados por componentes, como mostrado nas equações (4.10), (4.17) e (4.21), o que justifica a nossa opção.

4.4.2 Estimativas obtidas

4.4.2.1 Efeitos domésticos de news shocks monetários nos EUA

Uma contribuição adicional deste primeiro passo da estimação é a de atualizar os exercícios de *news* monetários feitos anteriormente por Hirose e Kurozumi (2011, 2017) e Milani e Treadwell (2012), à luz de dados mais recentes, já incorporando o período do ZLB. Best e Kapinos (2016), incorporando o período até o 2T2011, chegam a conclusões similares em relação ao caso em que excluem tal período, como teste de robustez. Nesse sentido, tais trabalhos constituem os nossos *benchmarks* iniciais para o modelo de EUA. É importante destacarmos que apenas o primeiro desses três trabalhos apresenta um arcabouço de *news* monetários com taxas longas de juros, sendo o que apresenta maior comparabilidade com o nosso estudo, ainda que utilize uma estrutura maior.

Calibramos β com o valor 0,999, o que é compatível com os valores de *steady-state* de juros nominais e de inflação no período a partir de 1996. Seguindo Smets e Wouters (2007), utilizamos ainda calibragem para os inversos das elasticidades de oferta de trabalho e de substituição do consumo, de tal forma que $\varphi^* = 0{,}50$ e $\sigma^* = 0{,}67$, respectivamente. Os demais parâmetros foram estimados, com *priors* que seguiram, de modo geral, os mesmos autores e também Milani e Treadwell (2012). Adicionalmente, impusemos que o peso total dos componentes antecipados seja igual ao do componente contemporâneo do choque na curva de reação do BC. Assim, o escopo de *news* ficará limitado, de tal forma que os dados precisam desempenhar um papel maior do que o das *priors* para que essa categoria de choques seja relevante (HIROSE; KUROZUMI, 2011; BEST; KAPINOS, 2016).

As distribuições posteriores dos parâmetros estruturais foram obtidas através do algoritmo de RWMH, baseado no procedimento MCMC. Utilizamos duas cadeias paralelas, cada uma com 300 mil replicações (*draws*), descartando-se as 150 mil primeiras (*burn-in period* de 50%). As taxas de aceitação (*acceptance rate*) foram de 29,2% na primeira cadeia e de 30,3% na segunda, dentro do intervalo recomendado na literatura. O diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) sugere convergência da estimação. Os resultados das médias posteriores (*posteriors*) e do HPD, com intervalo entre 5% e 95%, são apresentados na Tabela 14.

Tabela 14 – *Priors* e posteriores da estimação bayesiana – EUA

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	h2	beta	0,70	0,10	0,5992	0,4862	0,7277
θ^*	Grau de indexação	delta2	beta	0,50	0,10	0,2116	0,1237	0,2957
δ^*	Coeficiente de Calvo	theta2	beta	0,50	0,10	0,9435	0,9346	0,9529
ρ_i^*	Suavização da taxa de juros	rho_i2	beta	0,50	0,20	0,9255	0,8977	0,9571
ρ_{zi}^*	AR do choque de juros	rho_z_i2	beta	0,50	0,20	0,7258	0,6552	0,7947
ρ_{zg}^*	AR do choque de demanda	rho_z_y2	beta	0,50	0,20	0,9403	0,9293	0,9519
$\rho_{z\pi}^*$	AR do choque de oferta	rho_z_p2	beta	0,50	0,20	0,084	0,0107	0,1529
$\rho_{\upsilon}{}^*$	AR do choque da ETTJ	rho_z_ettj2	beta	0,50	0,20	0,5767	0,3873	0,7345
χ_y^*	Coeficiente produto na Taylor	xi_y2	norm	0,13	0,05	0,1447	0,0896	0,2002
χ_π^*	Coeficiente inflação na Taylor	xi_p2	norm	1,50	0,13	1,517	1,3121	1,6939
ε_{g^*}	DP Choque demanda	e_y2	invg	0,40	2,00	0,0918	0,0751	0,1076
ε_{π^*}	DP Choque oferta	e_p2	invg	0,10	2,00	0,3703	0,3124	0,4251
ε_{i^*}	DP Choque de juros	e_i2	invg	0,10	2,00	0,0509	0,0437	0,0581
$\varepsilon_{i^*,t-4}^4$	DP Choque monetário t-4	e2n4	invg	0,05	2,00	0,0402	0,033	0,0474
$\varepsilon_{i^*,t-8}^8$	DP Choque monetário t-8	e2n8	invg	0,05	2,00	0,0367	0,0296	0,0438
ϵ^*	DP Choque da ETTJ	e_i_ettj2	invg	0,10	2,00	0,0365	0,0287	0,0444
ζ_4^*	DP Choque da taxa de 360 dias	e2_i360	invg	0,10	2,00	0,0191	0,0152	0,0229
ζ_8^*	DP Choque da taxa de 720 dias	e2_i720	invg	0,10	2,00	0,0183	0,0146	0,0219
ζ_{20}^*	DP Choque da taxa de 1800 dias	e2_i1800	invg	0,10	2,00	0,0338	0,0261	0,041

Na notação do Dynare, variáveis com “2” referem-se aos EUA.
Fonte: elaboração própria.

Na Tabela 14 destacamos alguns resultados. O primeiro deles é que a nossa estimativa para o coeficiente de suavização de juros na curva de reação do Fed ($\rho_i^* = 0{,}92$) está alinhada com o obtido por Hirose e Kurosumi (2011), de 0,93 (com dados entre 1T1997 e 4T2008), mas é mais elevada do que o usualmente encontrado nas demais referências citadas: Milani e Treadwell (2012) encontraram valores em torno de 0,88, enquanto Best e Kapinos (2016) obtiveram valores médios entre 0,84 e 0,88. A despeito do resultado encontrado pela primeira dupla de autores para um período anterior ao do ZLB, seria razoável esperarmos um coeficiente mais elevado, devido ao extenso período de manutenção da taxa básica de juros.

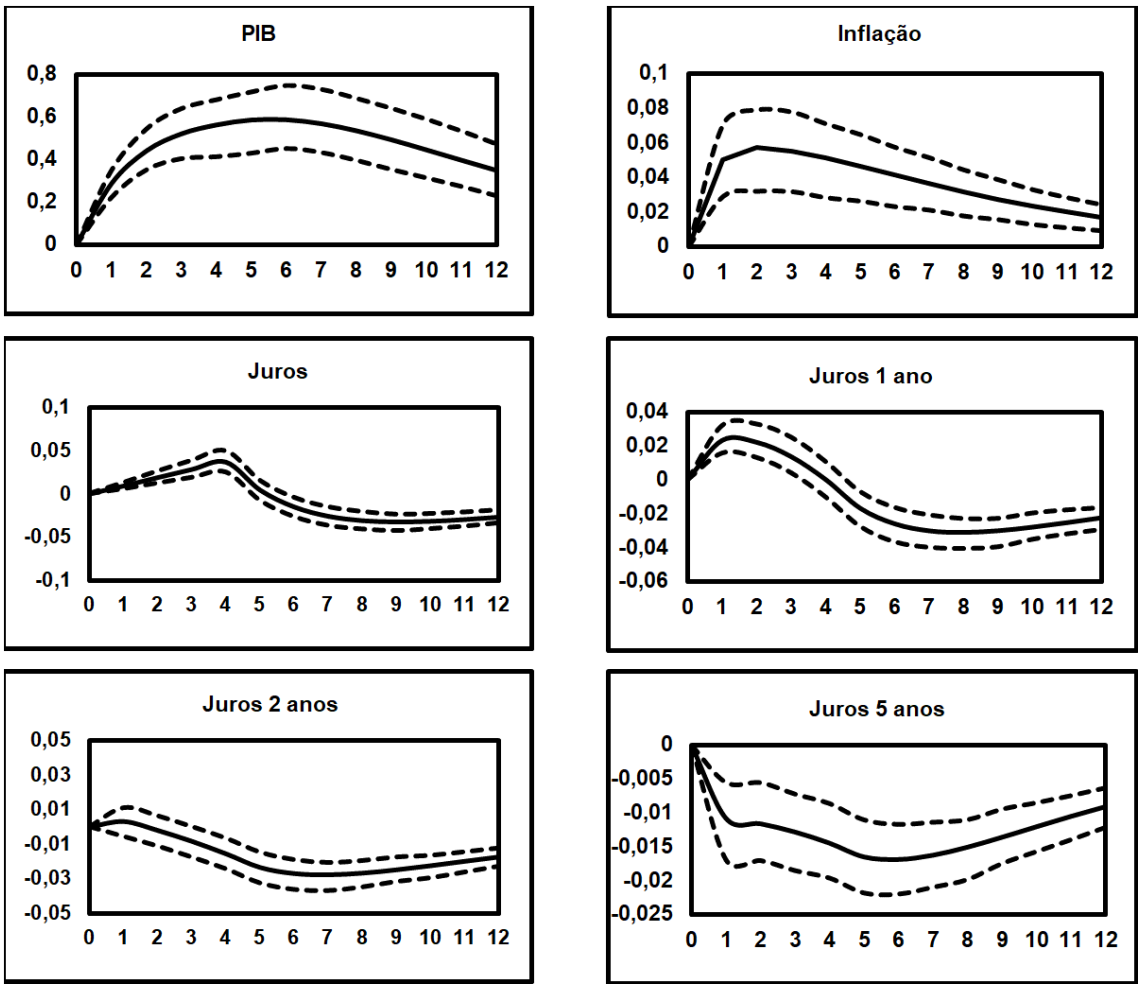
No que tange às preferências da autoridade monetária norte-americana, obtivemos $\chi_{\pi}^{*} = 1{,}52$ e $\chi_{y}^{*} = 0{,}15$, para os coeficientes de resposta dos juros a desvios na inflação e no produto, respectivamente. Esses valores estão muito próximos das *priors* selecionadas e também do obtido por Hirose e Kurozumi (2011, 2017), com médias de 1,55 e de 0,13, nessa ordem. Ao mesmo tempo, Milani e Treadwell (2011) obtêm médias em torno de 1,50 e de 0,4, enquanto Best e Kapinos (2015) chegam a estimativas entre 1,3 e 2,0 e 0,23 e 0,34, a depender da especificação utilizada.

Portanto, as estimativas que encontramos para um período mais recente, incluindo o ZLB e o início da normalização da política monetária nos EUA são, para os parâmetros associados à curva de reação do Fed, muito semelhantes aos obtidos em um modelo equivalente para o período pré-ZLB, como em Hirose e Kurozumi (2017).

As FIRs corroboram dois aspectos sugeridos na literatura. Primeiro, porque choques (de 1 desvio-padrão) expansionistas e antecipados de política monetária geram uma reação endógena da taxa de juros, via parte sistemática da curva de reação do BC, no sentido contrário, já que atividade e inflação têm respostas altistas (taxa de curto prazo sobe) [27]. Esse fenômeno ocorre a despeito do elevado coeficiente de suavização dos juros na curva de reação do Fed. O segundo é que, para essa combinação de parâmetros, a reação endógena da taxa de curto prazo predomina, apenas em um primeiro momento, sobre o efeito do choque exógeno (antecipado) para determinar a resposta das taxas longas de juros, que sobem diante de um anúncio expansionista feita com 4 e 8 trimestres de antecipação, mas depois caem, refletindo o aperto monetário imediato que terá impactos posteriores sobre a economia. O resultado líquido dessa combinação é dependente da combinação de parâmetros e estimativas utilizados, como apontado por De Graeve, Ilbas e Wouters (2014) e, nesse sentido, deve ser lido com algumas ressalvas. Adicionalmente, os impactos de *news* são maiores nas taxas de juros de 1 e 2 anos do que nas de 5 anos – que inclusive apresentam queda, dada a combinação de parâmetros. Essas conclusões podem ser ilustradas com os Gráficos 4 e 5.

[27] Na seção 2 do primeiro ensaio da tese detalhamos o tema da reação endógena.

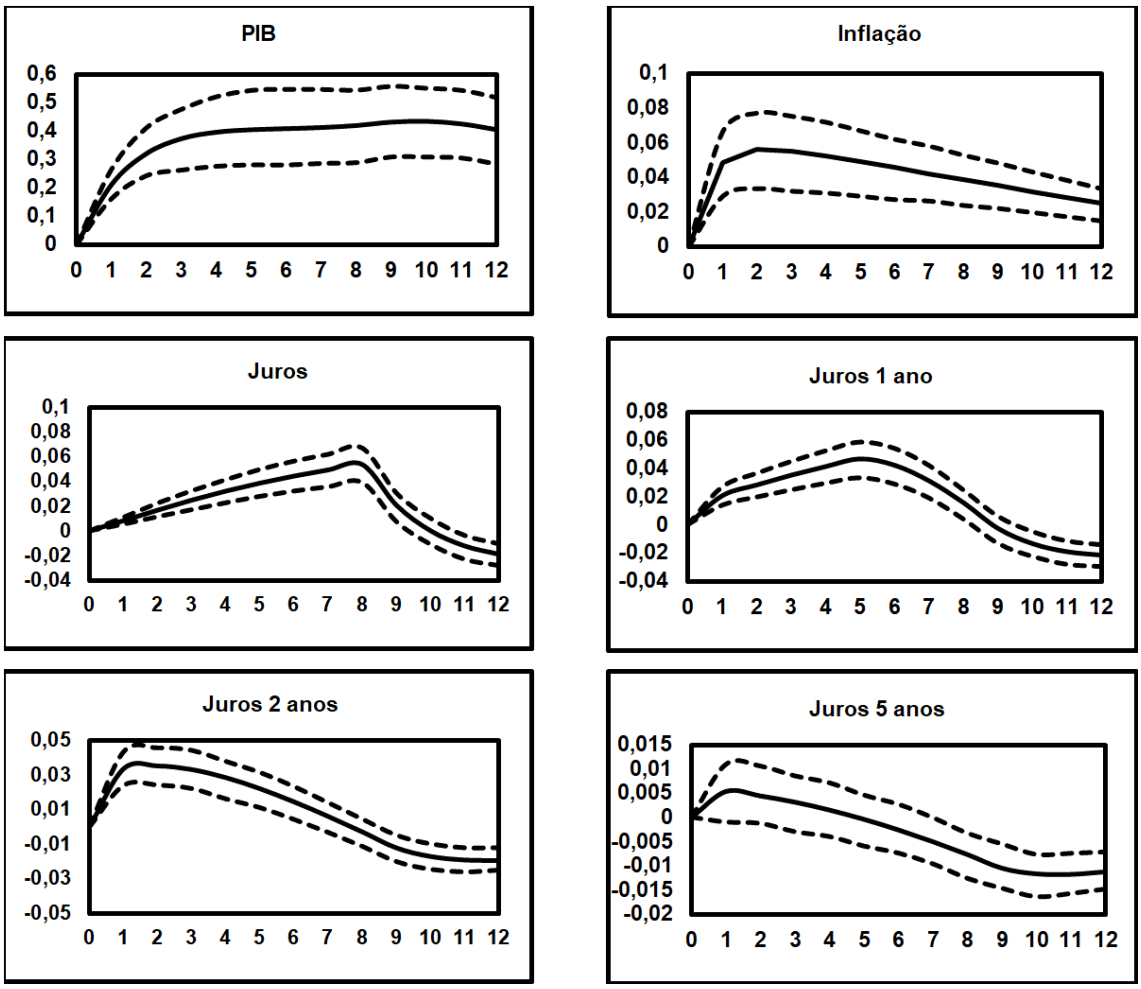
Gráfico 4 – FIR a um choque monetário expansionista antecipado em 4 trimestres (de 1 DP), em % - EUA (variáveis teóricas)



Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%.

Fonte: elaboração própria.

Gráfico 5 – FIR a um choque monetário expansionista antecipado em 8 trimestres (de 1 DP), em % - EUA



Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%.
Fonte: elaboração própria.

No que se refere à decomposição da variância dos erros de projeção, análise-chave nos estudos de choques antecipados, encontramos que tal categoria é bastante relevante para explicar flutuações da economia dos EUA. De fato, somando as contribuições de $\varepsilon^{4}_{i^*,t-4}$ e de $\varepsilon^{8}_{i^*,t-8}$, temos algo como 15% das flutuações (variância assintótica) do crescimento trimestral explicado por inovações antecipadas na política monetária, menos do que os 25% explicados pelo choques-surpresa. Os resultados para as variáveis observadas são mostrados na Tabela 15. Para efeitos de comparação, Hirose e Kurozumi (2011) obtêm algo entre 7,5% e 23% para as variáveis reais (produto, consumo, investimento e horas trabalhadas), bem mais do que os 2% a 4% de explicação de choques contemporâneos nos juros. Os nossos resultados provavelmente estão sendo influenciados pelo fato de que, no pós-crise global, outros instrumentos de estímulo econômico – não capturados no nosso modelo de forma direta – foram usados além do FG monetário; é o caso, por exemplo, do programa de compras de títulos públicos de longo prazo

(com impactos sobre a taxa longa de juros) e políticas fiscais. Ao mesmo tempo, *news* monetários explicam, logo após o choque, menos do que choques-surpresa de juros quando olhamos para flutuações nas taxas longas utilizadas, porém mais do que choques que capturam o *term premium*.

Tabela 15 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – EUA (variáveis observadas)

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Crescimento do PIB				
Demanda	62,15	59,81	60,5	59,17
Oferta	0,01	0,2	0,19	0,2
Juros	23,9	24,86	24,88	25,04
News monetários t-4	9,13	10,04	9,62	10,33
News monetários t-8	4,82	5,1	4,8	5,27
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa do PCE				
Demanda	3,19	9,69	12,14	13,17
Oferta	92,82	76,78	69,25	66,08
Juros	1,56	4,89	6,1	6,31
News monetários t-4	1,26	4,34	5,97	6,49
News monetários t-8	1,17	4,3	6,54	7,95
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Fed Funds				
Demanda	13,41	30,45	47,46	74,03
Oferta	7,88	2,35	1,05	0,4
Juros	71,93	51,43	33,58	14,76
News monetários t-4	3,76	8,92	5,33	4,43
News monetários t-8	3,02	6,85	12,58	6,38
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Treasury 360 dias				
Demanda	22,47	40,68	55,23	75,98
Oferta	2,04	1,19	0,65	0,29
Juros	43,26	39,75	27,58	13,3
News monetários t-4	6,52	2,88	4,38	3,73
News monetários t-8	5,04	9,86	9,66	5,65
ETTJ	16,23	4,76	2,11	0,89
Taxa 360 dias	4,45	0,88	0,39	0,16
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias				
Demanda	40,47	55,82	67,57	81,37
Oferta	0,95	0,62	0,38	0,18
Juros	32,45	28,35	20,51	10,44
News monetários t-4	0,08	0,77	3,53	2,93
News monetários t-8	10,41	9,31	5,42	3,9
ETTJ	12,49	4,39	2,21	1,01
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	3,16	0,75	0,37	0,17
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias				
Demanda	61,56	77,09	83,14	89,54
Oferta	0,25	0,2	0,13	0,07
Juros	12,2	11,67	8,83	4,97
News monetários t-4	1,17	1,82	2,65	1,94
News monetários t-8	0,27	0,16	0,24	0,9
ETTJ	13,23	5,74	3,19	1,64
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	11,32	3,32	1,82	0,94

Fonte: elaboração própria.

4.4.2.2 Efeitos de news shocks monetários nos EUA sobre o Brasil em um contexto de meta de inflação

Neste segundo passo da estimação, utilizamos as médias das posteriores encontradas na etapa anterior, de tal forma que a estrutura da grande economia será considerada totalmente exógena para os resultados da pequena economia. Assim, calibramos as variáveis externas com as médias das posteriores obtidas no passo anterior (Tabela 14). Para a economia brasileira, temos um modelo com muitos parâmetros, o que exigirá, como é usual na literatura, calibrar alguns deles. Seguindo Castro et al. (2011), calibramos β com o valor 0,99, o que é compatível com os valores de *steady-state* de juros nominais e de inflação no período a partir de 2009. Seguimos os mesmos autores para os inversos das elasticidades de oferta de trabalho e de substituição do consumo, de tal forma que $\alpha = 0{,}12$, $\varphi = 1$ e $\sigma = 1{,}30$, respectivamente. Nos nossos primeiros exercícios, observamos que seria necessário calibrar mais parâmetros. A escolha dos candidatos

adicionais seguiu os diagnósticos de convergência unilateral de Brooks e Gelman (1998), que apresentaram os piores resultados em exercícios preliminares. Dessa maneira, seguindo as posteriores obtidas por Carvalho e Castro (2015), calibramos os coeficientes de Calvo dos bens importados e de resposta da PDJ à posição líquida ($\theta_F = 0{,}70$; $\chi_a = 0{,}05$). Os demais parâmetros foram estimados, com *priors* que seguiram, de modo geral, Castro et al. (2011). Como mencionado na introdução desta seção, os valores calibrados de estado estacionário das observáveis externas foram ajustados para o período entre 1T2000 e 3T2018, de tal maneira que, agora, teremos (já em termos percentuais) $dyss^* = 0{,}30$, $\pi ss^* = 0{,}46$, $iss^* = 0{,}43$, $c360ss^* = 0{,}47$, $c720ss^* = 0{,}52$, $c1800ss^* = 0{,}71$[28].

O conjunto de 16 parâmetros a serem estimados são os estruturais da economia $\{h, \delta_H, \delta_F, \theta_H, \eta\}$, os de suavização e preferências do BC $\{\rho_i,\ \chi_\pi, \chi_y, \rho_{\pi^{meta}}\}$ e os dos coeficientes AR dos processos exógenos $\{\rho_{zy},\ \rho_{zimp}, \rho_{zcp,}\ \rho_{zi},\ \rho_{z\phi}, \rho_{zTT}, \rho_\upsilon\}$. Também estimaremos os desvios-padrão de 14 choques $\{\varepsilon_g, \varepsilon_{TT}, \varepsilon_{cp}, \varepsilon_{imp}, \varepsilon_\phi, \varepsilon_i,\ \varepsilon_{\pi^{meta}}, \varepsilon_{\pi^{metanews}}, \epsilon_t,\ \zeta_4, \zeta_8,\ \zeta_{20},\ me_y\ ,\ me_\pi\ \}$. Como temos ainda os 9 choques externos $\{\varepsilon_{g^*}, \varepsilon_{\pi^*}, \varepsilon_{i^*},\ \varepsilon_{i^*}^4,\ \varepsilon_{i^*}^8,\ \zeta_4^*,\ \zeta_8^*,\ \zeta_{20}^*,\ \epsilon^*\}$, o número de variáveis observadas (9 domésticas e 6 externas) é menor do que o de choques, evitando assim problemas de singularidade estocástica. Os desvios-padrão dessas inovações da grande economia serão incorporados com valores calibrados, obtidos na etapa anterior[29].

As distribuições posteriores dos parâmetros estruturais foram obtidas através do algoritmo de RWMH, baseado no procedimento MCMC. A exemplo do que foi feito no primeiro passo da estimativa, utilizamos duas cadeias paralelas, mas cada uma, agora, com 350 mil *draws*, com *burn-in period* de 50%. As taxas de aceitação foram de 30,6% na primeira cadeia e de 29,2% na segunda, ambas dentro do intervalo recomendado na literatura. O diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) mostra resultados aceitáveis (Figura 4). Os resultados

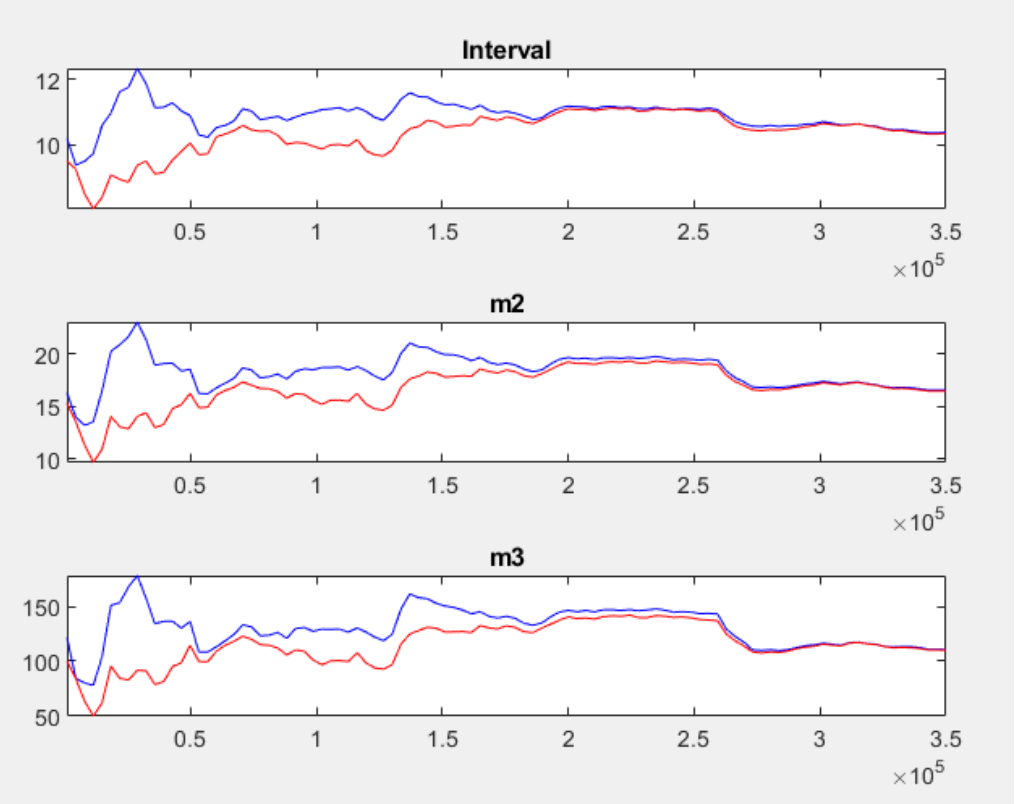
---

[28] Apenas para efeito de comparação, replicaremos aqui os valores utilizados para a amostra 1T1996 a 3T2018, já em termos percentuais: $dyss^* = 0{,}38$, $\pi ss^* = 0{,}45$, $iss^* = 0{,}58$, $c360ss^* = 0{,}62$, $c720ss^* = 0{,}68$, $c1800ss^* = 0{,}83$. Como era de se esperar para o período mais recente, todas as médias são menores. A notável exceção fica por conta da inflação, cuja média de 0,46 ficou ligeiramente acima da média da amostra total. Del Negro, Giannoni e Schorfheide (2015) sugerem que no pós-crise a inflação norte-americana não caiu tanto quanto o sugerido pela atividade econômica porque o Fed conseguiu gerenciar as expectativas inflacionárias.

[29] Nas primeiras versões do nosso exercício, deixamos os choques externos livres na segunda etapa da estimação. Esse procedimento, contudo, estava gerando alterações na decomposição da variância dos EUA, comparativamente ao obtido sem a SOE. Em outras palavras, a pequena economia estava tendo o papel de resto do mundo para a economia norte-americana. Como o nosso foco é Brasil, optamos, então, por deixar os desvios desses choques fixados.

das médias posteriores e do HPD, para as variáveis domésticas são apresentados na Tabela 16, com intervalo entre 5% e 95%.

Figura 4 – Convergência multivariada de Brooks-Gelman – modelo básico



Nota: a convergência ocorre quando as duas linhas dos gráficos se aproximam e ficam estáveis; “m2” e “m3” indicam o segundo e o terceiro momentos, respectivamente.

Fonte: elaboração própria.

Tabela 16 – *Priors* e posteriores da estimação bayesiana – Brasil

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	h1	beta	0,85	0,10	0,8521	0,7783	0,9252
δ_H	Grau de indexação preços domésticos	delta1h	beta	0,65	0,20	0,5063	0,3923	0,6366
δ_F	Grau de indexação preços externos	delta1f	beta	0,65	0,20	0,1991	0,0596	0,3264
θ_H	Coeficiente de Calvo preços domésticos	theta1h	beta	0,65	0,10	0,9264	0,9073	0,9459
η	Elasticidade subst bens doméstico e externos	eta1	gamm	1,00	0,25	0,7635	0,6802	0,844
ρ_i	Suavização da taxa de juros	rho_i1	beta	0,50	0,15	0,7015	0,6235	0,7828
χ_π	Coeficiente inflação na Taylor	xi_p1	norm	2,00	0,3500	2,3057	1,9126	2,7185
χ_y	Coeficiente produto na Taylor	xi_y1	gamm	0,25	0,1000	0,3332	0,1850	0,4865
$\rho_{\pi^{meta}}$	Suavização da meta de inflação	rho_pimeta1	beta	0,90	0,0500	0,9966	0,9942	0,9992
ρ_{zy}	AR do choque de demanda	rho_z_y1	beta	0,50	0,2500	0,4317	0,2592	0,5982
$\rho_{zcp.}$	AR do choque de preços domésticos	rho_z_p1h	beta	0,50	0,2500	0,7610	0,6931	0,8312
ρ_{zimp}	AR do choque de preços externos	rho_z_p1f	beta	0,50	0,2500	0,9556	0,9398	0,9717
ρ_i	AR do choque de juros	rho_z_i1	beta	0,50	0,2500	0,8868	0,8476	0,9284
ρ_{zTT}	AR do choque de termos troca	rho_z_tt1	beta	0,50	0,2500	0,3460	0,0747	0,6427
ρ_{ψ}	AR do choque da ETTJ	rho_z_ettj1	beta	0,50	0,2500	0,7787	0,6701	0,8851
$\rho_{z\phi}$	AR do choque de prêmio risco	rho_z_pr1	beta	0,50	0,2500	0,9614	0,9218	0,9997
ε_g	DP choque demanda	e_y1	invg	0,10	Inf	0,7012	0,4992	0,8970
ε_i	DP choque de juros	e_i1	invg	0,10	Inf	0,4359	0,3380	0,5383
ε_{TT}	DP choque termos troca	e_tt1	invg	0,10	Inf	0,0894	0,0230	0,1667
ε_{cp}	DP choque preços doméstico	e_p1h	invg	0,10	Inf	0,0705	0,0351	0,1068
ε_{imp}	DP choque preços externos	e_p1f	invg	0,10	Inf	0,1439	0,1240	0,1634
ε_ϕ	DP choque prêmio de risco	e_pr1	invg	0,10	Inf	0,3216	0,1632	0,4802
$\varepsilon_{\pi^{meta}}$	DP choque meta de inflação	e_pimeta1	invg	0,10	Inf	0,8622	0,6973	0,1017
$\varepsilon_{\pi^{metanews}}$	DP choque antecipado na meta de inflação	e1n2	invg	0,10	Inf	0,2571	0,0400	0,3997
ϵ_t	DP choque ETTJ	e_i_ettj1	invg	0,10	Inf	0,2712	0,2211	0,3205
ζ_4	DP Choque da taxa de 360 dias	e_i1360	invg	0,10	Inf	0,0381	0,0235	0,0529
ζ_8	DP Choque da taxa de 720 dias	e_i1720	invg	0,10	Inf	0,0426	0,0274	0,0570
ζ_{20}	DP Choque da taxa de 1800 dias	e_i11800	invg	0,10	Inf	0,0797	0,0385	0,1177
me_y	DP erro medida do produto	e_pr1	invg	0,10	Inf	0,3216	0,1632	0,4802
me_π	DP erro medida da inflação	e_pimeta1	invg	0,10	Inf	0,8622	0,6973	0,1017

Na notação do Dynare, variáveis com "1" referem-se ao Brasil.
Fonte: elaboração própria.

Os dados observados desempenharam um papel bastante relevante na determinação das estimativas, conforme pode ser visto na Tabela 16. Um primeiro resultado que emerge na nossa análise é que o grau de indexação dos preços domésticos ($\delta_H = 0{,}50$) é maior do que o dos preços importados ($\delta_F = 0{,}20$), quando observamos as médias das estimativas posteriores. Ainda que devamos apontar ressalvas na comparação do nosso modelo com outros, é importante destacarmos que Castro et al. (2011) encontraram algo qualitativamente distinto do que obtivemos: 0,65 para os preços importados, 0,33 de indexação para os preços livres, 0,49 para os preços de bens governamentais e 0,55 para os preços de associados a investimentos. Ramos (2016), por sua vez, obteve 0,73 e 0,32, respectivamente, para os preços domésticos e os importados. Ao mesmo tempo, o parâmetro que mensura a probabilidade de reajuste à la Calvo também é bem elevado no caso doméstico ($\theta_H = 0{,}92$).

No que tange aos parâmetros da curva de reação da política monetária, obtivemos um coeficiente de suavização na determinação da taxa de juros bastante elevado ($\rho_i = 0{,}70$), o que pode ser explicado, na nossa amostra, pelos dois períodos em que a Selic se manteve estável por

bastante tempo (em 2012 e em 2014). Contudo, tal resultado é bem inferior ao que foi encontrado nos ensaios anteriores, para economia fechada. Ao mesmo tempo, os nossos resultados corroboram a percepção de que a decisão de *policy* é mais sensível a desvios de inflação ($\chi_\pi = 2{,}30$) do que aos de produto ($\chi_y = 0{,}33$), o que é compatível com o regime de metas de inflação no Brasil. Tais estimativas estão mais alinhadas com as de Castro et al. (2011), com 2,43 e 0,16, nessa ordem, do que com as de Ramos (2016), que encontrou 1,45 e 0,19, respectivamente. Vale a pena destacarmos também que o coeficiente AR(1) da meta de inflação está próximo da unidade, o que torna choques nessa variável persistente.

Agora, consideremos as FIRs dos choques antecipados, foco da nossa discussão, para as variáveis teóricas do modelo. Suponhamos que, inicialmente, as duas economias estejam nos seus valores de estado estacionário. O anúncio antecipado de um aperto monetário nos EUA, quatro trimestres à frente (Gráfico 6), gera um impacto imediato e baixista sobre o produto e a inflação daquele país, com reação endógena da autoridade monetária, que reduz a taxa básica de juros no primeiro momento. Contudo, dada a combinação de parâmetros da economia norte-americana, a queda da inflação é superior à queda do juro nominal, de tal maneira que o juro real externo aumentará. A PDJ (equação 4.18) ficará desequilibrada, com o juro real externo superior ao juro real doméstico, o que causará uma depreciação cambial (aumento em q_t, com queda em $E_t\Delta \mathrm{q}_{t+1}$). Essa depreciação cambial se propagará na SOE. Pela definição de câmbio real, para que uma depreciação ocorra em termos reais, em um contexto de queda do nível geral de preços externos (efeito do aperto monetário futuro anunciado), deveremos ter depreciação do câmbio nominal, mais do que compensando a queda de preços externos e/ou a elevação de preços domésticos. De fato, a inflação doméstica ficará pressionada, sustentada pelos seguintes canais de transmissão:

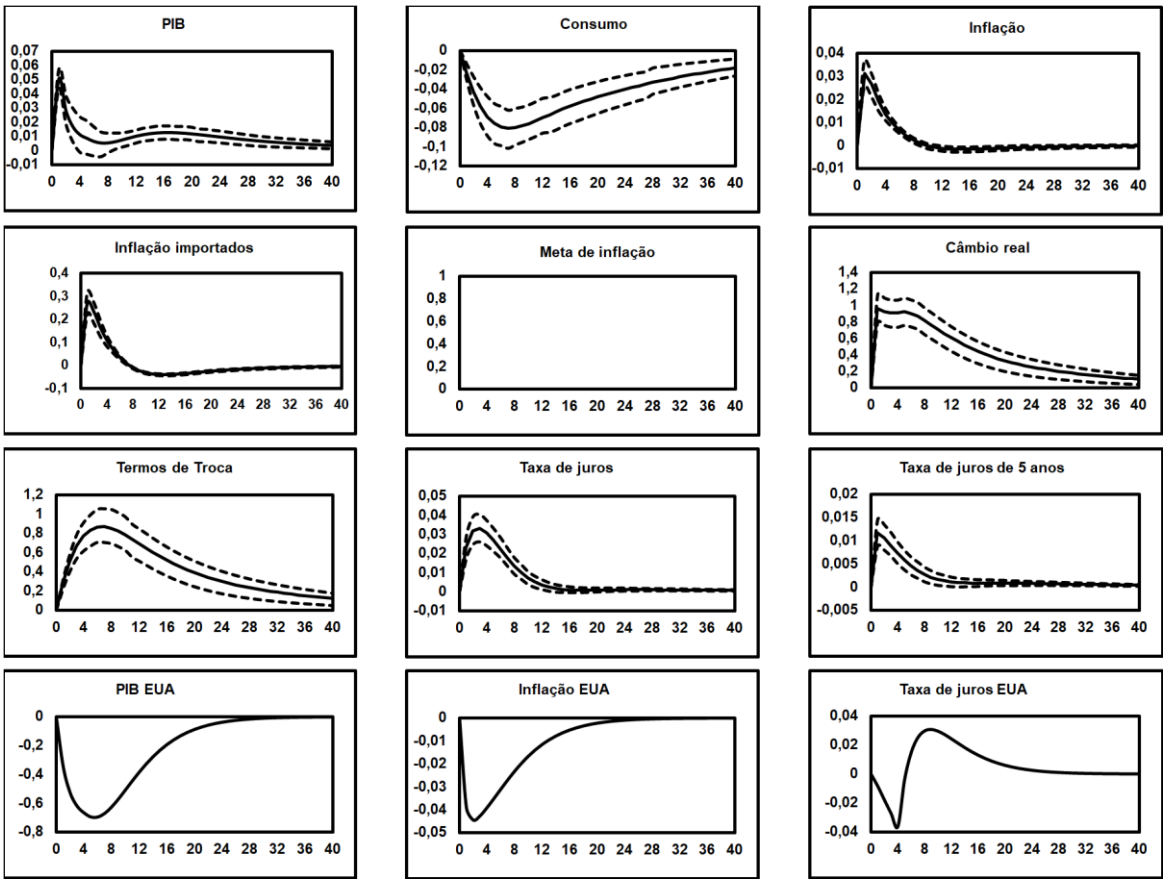
- haverá a abertura de um hiato positivo na Lei do Preço Único (LOP_t), que pressionará o custo marginal dos importadores varejistas (equação 4.16), com impactos também sobre o custo marginal dos produtos de bens domésticos (equações 4.14 e 4.15). Implicitamente, para que essa variável suba, a depreciação do câmbio nominal deve ser maior do que a elevação dos preços de bens importados (equação 4.11);
- haverá melhora (elevação) dos termos de troca (TT_t), já que a inflação dos bens importados será maior do que a dos bens domésticos (equação 4.12). Na FIRs, não mostramos o impacto dos choques sobre $\pi_{H,t}$, mas tal impacto é menor do que sobre $\pi_{F,t}$. Essa melhora significará que os bens domésticos estarão mais competitivos no mercado local, pois seus preços aumentarão menos do que os dos importados.

Pelos canais de transmissão descritos acima, teremos aceleração dos preços domésticos, com aperto monetário por parte do BC. Esse aperto ocorrerá em magnitude maior do que a do aumento da inflação esperada, de tal maneira que o juro real doméstico será elevado, reduzindo o consumo das famílias (equação 4.9). O PIB, porém, apresentará elevação, por dois canais:

- elevação do ativo externo líquido mensurado em moeda local ($a_t > 0$), resultante da depreciação cambial, o seja, há um efeito riqueza (equação 4.21);
- as quedas do consumo doméstico e da atividade econômica externa mais do que são compensadas pelo ganho de competitividade do produtor doméstico frente ao importador (pela melhora dos termos de troca e ocorrência de um hiato positivo na Lei do Preço Único). Quando lembramos que a demanda total por bens domésticos inclui o consumo externo, teremos um efeito de substituição (equações 4.10 e 4.21), que garantirá o crescimento do PIB.

Como mencionamos anteriormente, partindo de uma situação inicial de equilíbrio, um choque antecipado de política monetária nos EUA levará ao aumento da posição líquida externa, apurada em moeda da pequena economia. Esse movimento contribuirá adicionalmente para reequilibrar a PDJ (equação 4.18). Vale a pena mencionarmos, ainda, que a FIR do câmbio real mostra uma certa “persistência” durante o período de antecipação do choque monetário externo, até que se materialize, depois de quatro trimestres. Por fim, a meta de inflação não sofre influência do tipo de choque aqui considerado (por construção), de modo que a autoridade monetária não acomodará o choque no câmbio. No Gráfico 7, apresentamos as FIRs relacionadas a um choque antecipado em 8 trimestres. Os resultados apresentados acima se mantêm, ainda que com magnitudes diferenciadas, usualmente, menores para a pequena economia.

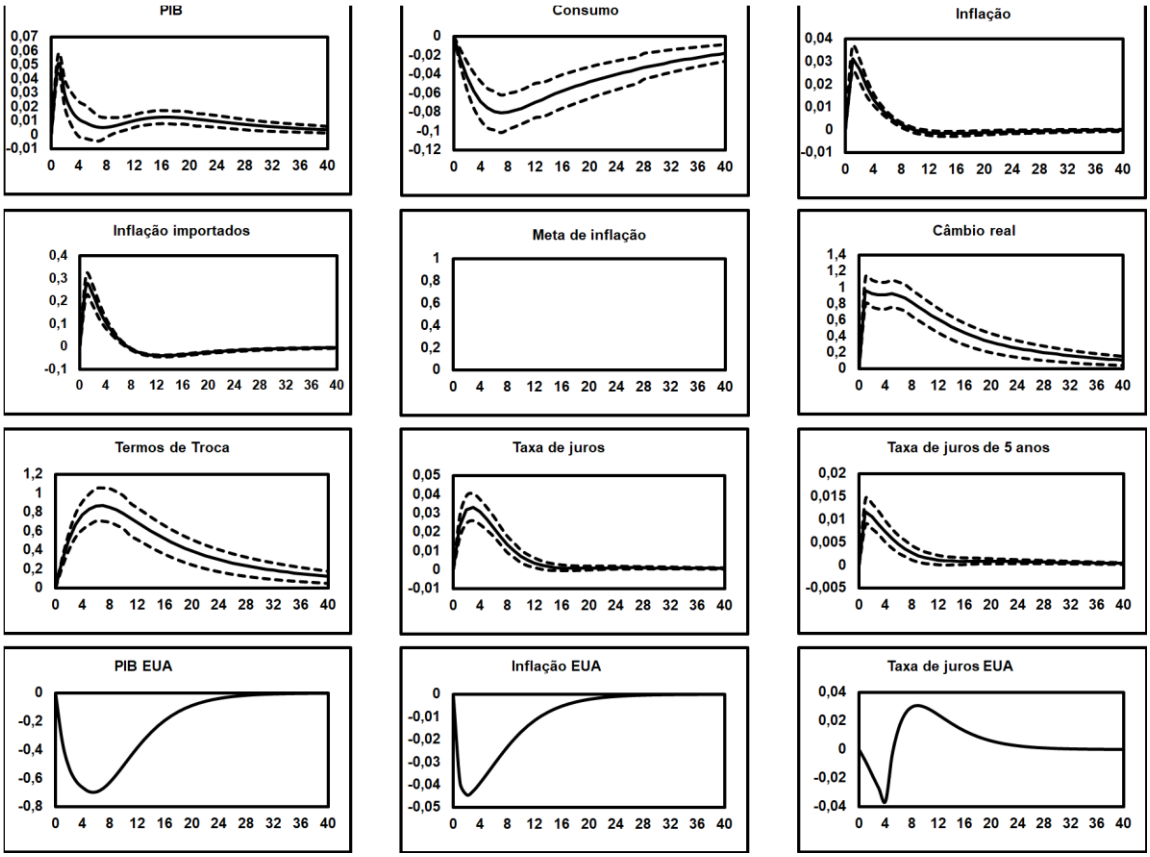
Gráfico 6 – FIR a um choque monetário externo, antecipado em 4 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP)



Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%. No caso das variáveis externas, tal intervalo não está exibido, pois os desvios-padrão dos choques específicos foram calibrados a partir do primeiro passo da estimação.

Fonte: elaboração própria.

Gráfico 7 – FIR a um choque monetário externo, antecipado em 8 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP)



Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%. No caso das variáveis externas, tal intervalo não está exibido, pois os desvios-padrão dos choques específicos foram calibrados a partir do primeiro passo da estimação.

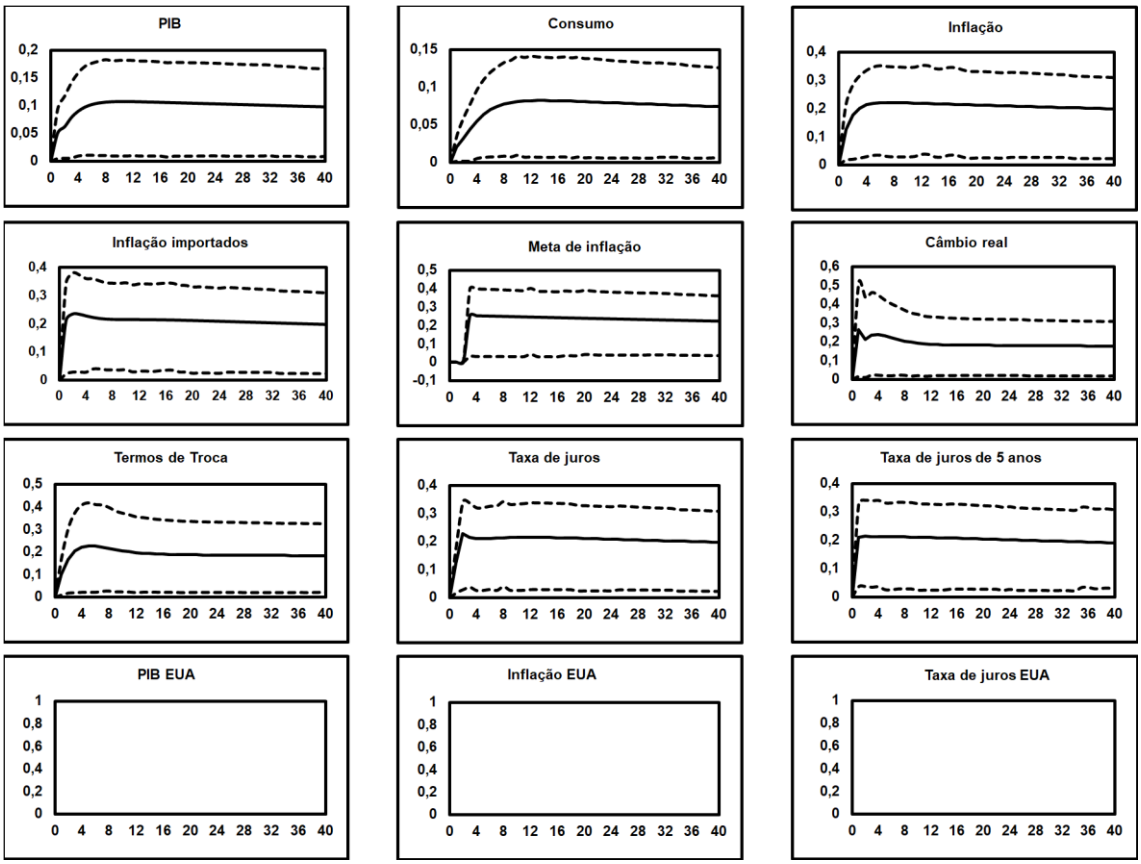
Fonte: elaboração própria.

Vejamos, agora, o que ocorre diante de um choque altista e antecipado na meta de inflação doméstica (Gráfico 8). Um primeiro ponto que nos chama a atenção é a magnitude dos intervalos de confiança nas FIRs: são elevados, o que exige que leiamos as magnitudes dos resultados com alguma cautela, ainda que o direcional seja válido. Vale enfatizarmos que a nossa escolha não incorporou a meta de inflação na formação de preços dos agentes e que a defasagem do choque antecipado na meta foi escolhida de forma discricionária. A percepção de que a autoridade monetária tem um objetivo ampliado para a sua meta tem impactos altistas sobre as variáveis reais da economia. Dado que $\chi_\pi = 1{,}5 > 1$, então $|\chi_\pi(E_t\pi_{t+1} - \pi_t^{meta})| > |\pi_t^{meta}|\ para\ todo\ t$, de tal maneira que, mantido tudo o mais constante na regra de reação monetária (equação 4.19), a incorporação de uma meta de inflação maior dois trimestres à frente levará a um recuo de $E_t i_{t+2}$, supondo-se que o BC corrobore essa percepção. Como o consumo das famílias de hoje depende do consumo esperado para o futuro (equação 4.9), então esse afrouxamento monetário esperado se traduzirá em elevação imediata da demanda, com impactos

positivos (porém pequenos) e imediatos sobre o PIB (equações 4.10 e 4.21). As expansões das demandas atual e esperada para o futuro pressionarão o custo marginal corrente dos produtores de bens domésticos (equações 4.14 e 4.15), com impactos altistas sobre seus preços e a inflação geral (equação 4.17). A inflação contemporânea mais pressionada, por seu turno, deverá trazer impactos altistas sobre as expectativas de inflação, retroalimentando a pressão imediata sobre os preços.

A política monetária reage a esse cenário, com elevação imediata de juros. Contudo, essa elevação mostra-se, passados os primeiros momentos após o choque, menor do que o da inflação, levando o juro real a efetivamente cair, desequilibrando a PDJ e, consequentemente, depreciando o câmbio real corrente (equação 4.18). Essa depreciação só não é mais intensa porque apenas nos três primeiros períodos pós-choque o juro nominal sobe ligeiramente mais do que a inflação. Dada a combinação de parâmetros da economia, a elevação dos preços de bens importados é maior do que a de preços de bens domésticos, o que melhora os termos de troca, tornando o produtor doméstico mais competitivo. Vale registrarmos, por fim, que a taxa de juros mais longa incorpora a tendência de inflação persistentemente mais elevada no futuro, reagindo na mesma direção do choque em questão. De modo geral, o efeito sobre as variáveis reais de choques antecipados no objetivo da autoridade monetária é menor do que o verificado nas variáveis de preços e preços relativos.

Gráfico 8 – FIR a um choque contemporâneo na meta de inflação doméstica (resposta % a choques altistas de 1 DP)

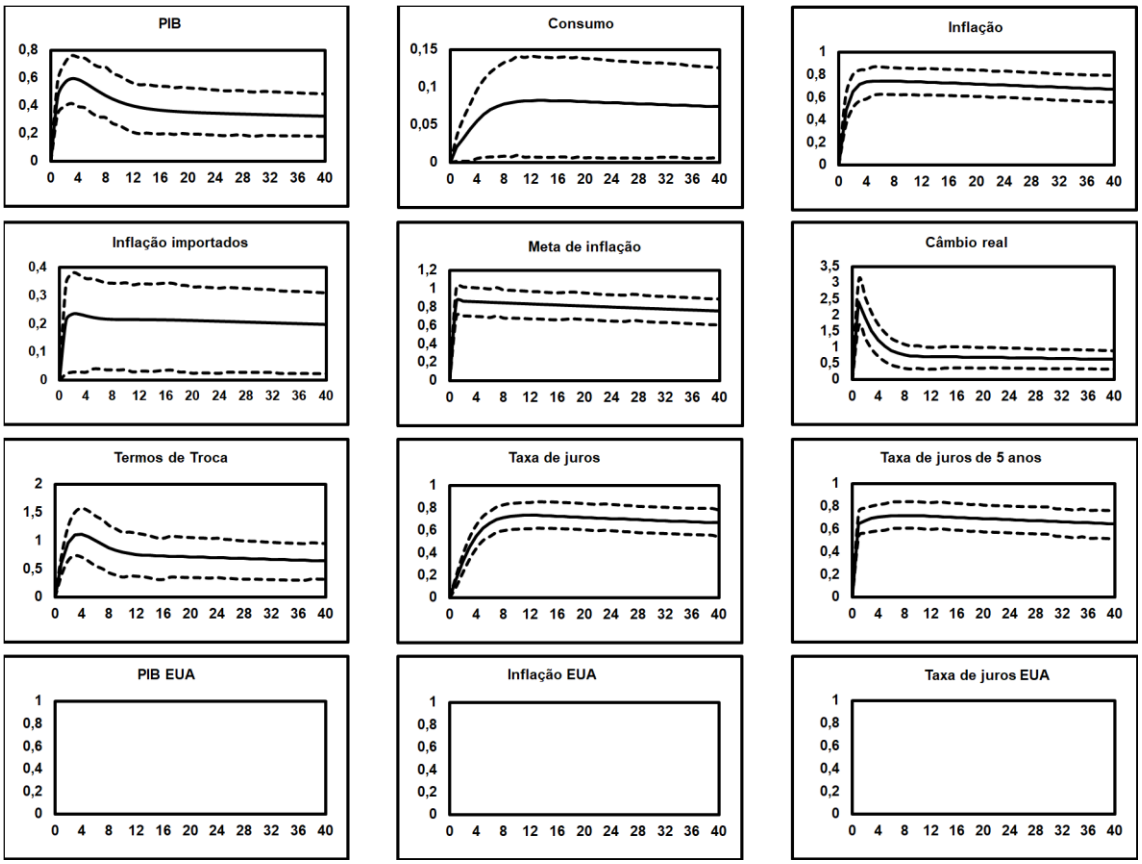


Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%. No caso das variáveis externas, o referido choque não gera impactos.

Fonte: elaboração própria.

Se considerarmos os impactos de um choque contemporâneo na meta de inflação (Gráfico 9), notaremos que os direcionais são os mesmos apresentados no caso de um choque antecipado nessa variável. Contudo, as magnitudes são amplificadas principalmente no caso do câmbio real, mas também no caso do produto.

Gráfico 9 – FIR a um choque na meta de inflação doméstica, antecipado em 2 trimestres (resposta % a choques altistas de 1 DP)



Nota: as linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 90%. No caso das variáveis externas, o referido choque não gera impactos.

Fonte: elaboração própria.

Na Tabela 17 apresentamos os resultados da decomposição da variância para as variáveis domésticas observadas. A categoria de choques domésticos explica, para vários horizontes temporais, a maior parte das flutuações das variáveis associadas à economia brasileira. Choques externos, por sua vez, têm um papel mais relevante no curto prazo, dissipando-se com o passar do tempo. Também é possível observarmos que: (i) no curtíssimo prazo (1 período após o choque), choques antecipados, domésticos e externos, são pouco relevantes para explicar flutuações no crescimento do produto (0,19% na soma dos três choques antecipados); (ii) o erro de medida do produto tem poder explicativo bastante elevado (37,9% no primeiro período), sugerindo a falta de outros componentes do PIB no nosso modelo; (iii) choques contemporâneos na meta de inflação brasileira são mais relevantes do que choques antecipados na meta para flutuações na inflação e nos juros; (iv) choques antecipados na meta têm poder explicativo decrescente no tempo para os juros, enquanto os contemporâneos apresentam poder explicativo crescente; e (v) no caso do câmbio real (Painel D), choques externos têm um poder explicativo

maior do que nos outros casos, mas ainda limitado e relativamente constante ao longo do tempo (3,3% em todos os horizontes analisados).

Tabela 17 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – Brasil

Painel A

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Crescimento do PIB				
Demanda	22,12	22,85	24,19	23,93
Termos de Troca	0	0	0	0
Preços domésticos	0,84	1,28	1,31	1,51
Preços externos	11,27	11,1	10,86	10,69
Prêmio de risco	2,32	2,33	2,34	2,31
Juros	18,35	19,41	19,26	20,24
Meta de inflação	6,83	6,77	6,71	6,64
Meta de inflação t-2	0,07	0,08	0,08	0,08
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida PIB	37,90	35,78	34,87	34,21
Erro medida IPCA	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques domésticos	**99,70**	**99,60**	**99,62**	**99,61**
Demanda EUA	0,03	0,05	0,07	0,07
Oferta EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros EUA	0,14	0,18	0,17	0,17
News monetário EUA t-4	0,08	0,10	0,10	0,10
News monetário EUA t-8	0,04	0,05	0,05	0,05
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**0,29**	**0,38**	**0,39**	**0,39**

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
IPCA				
Demanda	0,57	0,21	0,11	0,01
Termos de Troca	0,01	0	0	0
Preços domésticos	6,56	7,33	4,98	0,3
Preços externos	3,38	2,59	1,9	0,19
Prêmio de risco	1,29	0,57	0,3	0,02
Juros	17,3	16,87	12,44	0,85
Meta de inflação	39,02	61,21	71	90,32
Meta de inflação t-2	2,64	4,88	6,07	8,13
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida PIB	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida IPCA	28,74	6,10	3,07	0,18
Memo: choques domésticos	**99,51**	**99,76**	**99,87**	**100,00**
Demanda EUA	0,01	0,00	0,00	0,00
Oferta EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros EUA	0,25	0,11	0,06	0,00
News monetário EUA t-4	0,16	0,08	0,04	0,00
News monetário EUA t-8	0,08	0,04	0,02	0,00
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**0,50**	**0,23**	**0,12**	**0,00**

Fonte: elaboração própria.

Painel B

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Selic				
Demanda	12,62	10,78	6,59	0,29
Termos de Troca	0	0	0	0
Preços domésticos	25,1	19,07	11,51	0,5
Preços externos	2,01	1,82	1,49	0,11
Prêmio de risco	5,78	3,22	1,87	0,09
Juros	11,08	2,92	1,09	0,07
Meta de inflação	25,21	48,86	67,53	90,63
Meta de inflação t-2	16,58	12,58	9,51	8,30
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida PIB	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida IPCA	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques domésticos	**98,38**	**99,25**	**99,59**	**99,99**
Demanda EUA	0,00	0,03	0,04	0,00
Oferta EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros EUA	0,81	0,33	0,15	0,01
News monetário EUA t-4	0,54	0,27	0,14	0,01
News monetário EUA t-8	0,26	0,13	0,08	0,00
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**1,61**	**0,76**	**0,41**	**0,02**

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 360				
Demanda	9	7,58	4,75	0,24
Termos de Troca	0	0	0	0
Preços domésticos	16,08	13,23	8,18	0,41
Preços externos	1,51	1,53	1,28	0,1
Prêmio de risco	2,78	2,08	1,32	0,07
Juros	2,49	0,98	0,48	0,04
Meta de inflação	37,11	56,83	71,2	90,65
Meta de inflação t-2	10,63	9,22	8,40	8,26
ETTJ	19,38	8,05	4,09	0,20
Taxa 360 dias	0,38	0,07	0,03	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida PIB	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida IPCA	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques domésticos	**99,36**	**99,57**	**99,73**	**99,97**
Demanda EUA	0,01	0,04	0,04	0,00
Oferta EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros EUA	0,29	0,16	0,08	0,00
News monetário EUA t-4	0,23	0,16	0,09	0,00
News monetário EUA t-8	0,11	0,08	0,06	0,00
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**0,64**	**0,44**	**0,27**	**0,00**

Fonte: elaboração própria.

Painel C

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 720				
Demanda	5,87	4,47	2,77	0,15
Termos de Troca	0	0	0	0
Preços domésticos	10,26	7,64	4,64	0,24
Preços externos	1,35	1,27	1,05	0,09
Prêmio de risco	1,69	1,26	0,83	0,05
Juros	0,52	0,18	0,16	0,02
Meta de inflação	56,2	69,26	78,33	90,99
Meta de inflação t-2	8,74	8,40	8,12	8,25
ETTJ	14,66	7,21	3,91	0,20
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,36	0,08	0,04	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida PIB	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida IPCA	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques domésticos	**99,65**	**99,77**	**99,85**	**99,99**
Demanda EUA	0,03	0,04	0,03	0,00
Oferta EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros EUA	0,12	0,07	0,04	0,00
News monetário EUA t-4	0,12	0,08	0,05	0,00
News monetário EUA t-8	0,07	0,06	0,04	0,00
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**0,34**	**0,25**	**0,16**	**0,00**

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Swap Pré-DI 1800				
Demanda	1,35	1,04	0,65	0,04
Termos de Troca	0	0	0	0
Preços domésticos	2,15	1,6	0,98	0,05
Preços externos	0,73	0,68	0,57	0,05
Prêmio de risco	0,5	0,4	0,28	0,02
Juros	0	0,03	0,08	0,01
Meta de inflação	73,44	80,88	85,25	91,36
Meta de inflação t-2	7,96	8,11	8,08	8,25
ETTJ	12,69	6,93	3,93	0,21
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	1,10	0,27	0,14	0,01
Erro medida PIB	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida IPCA	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques domésticos	**99,92**	**99,94**	**99,96**	**100,00**
Demanda EUA	0,02	0,01	0,01	0,00
Oferta EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Juros EUA	0,02	0,01	0,01	0,00
News monetário EUA t-4	0,02	0,02	0,01	0,00
News monetário EUA t-8	0,02	0,01	0,01	0,00
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**0,08**	**0,05**	**0,04**	**0,00**

Fonte: elaboração própria.

Painel D

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
Variação do câmbio real				
Demanda	0,66	0,72	0,82	0,83
Termos de Troca	0	0	0	0
Preços domésticos	0,58	0,59	0,63	0,64
Preços externos	65,57	64,59	64,15	64,2
Prêmio de risco	8,99	9,07	9,12	9,21
Juros	15,38	15,81	16,01	15,91
Meta de inflação	5,49	5,91	5,93	5,86
Meta de inflação t-2	0,05	0,06	0,06	0,05
ETTJ	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxa 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida PIB	0,00	0,00	0,00	0,00
Erro medida IPCA	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques domésticos	**96,72**	**96,75**	**96,72**	**96,70**
Demanda EUA	0,13	0,13	0,13	0,13
Oferta EUA	0,00	0,01	0,01	0,01
Juros EUA	1,70	1,69	1,70	1,70
News monetário EUA t-4	0,94	0,93	0,93	0,94
News monetário EUA t-8	0,51	0,50	0,50	0,51
ETTJ EUA	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 360 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 720 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Treasury 1800 dias	0,00	0,00	0,00	0,00
Memo: choques externos	**3,28**	**3,26**	**3,27**	**3,29**

Fonte: elaboração própria.

4.5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Um primeiro ponto a ser discutido a partir dos nossos resultados é o quão válido eles são para explicarem a realidade. No caso da grande economia, abordada no primeiro passo da nossa estimação, à exceção da variação trimestral do produto, o modelo é capaz de reproduzir razoavelmente bem a maior parte dos segundos momentos dos dados observados, conforme ilustrado na Tabela 18.

Tabela 18 – Desvio-Padrão das variáveis observadas – EUA

Variáveis	Média	Dados	Modelo
Crescimento do PIB	0,38	1,11	0,65
PCE	0,45	0,51	0,45
Fed Funds	0,58	0,48	0,55
Treasury 1 ano	0,62	0,47	0,54
Treasury 2 anos	0,68	0,44	0,52
Treasury 5 anos	0,83	0,35	0,43

Fonte: elaboração própria.

No caso da pequena economia, considerando-se o segundo passo da nossa estratégia de estimação, o modelo apresenta uma volatilidade bem maior do que a observada efetivamente nos dados, como mostrado na Tabela 19. Definitivamente, o nosso modelo não tem um *fit* razoável, o que nos força a ler os resultados com as devidas ressalvas.

Tabela 19 – Desvio-Padrão, modelo e amostra – Brasil (segundo passo da estimação)

Variáveis	Média	Dados	Modelo
Crescimento do PIB	0,28	1,19	1,81
IPCA	1,10	0,88	9,77
Selic	2,46	0,98	9,63
Swap Pré-DI 360	2,64	1,31	9,62
Swap Pré-DI 720	2,75	1,44	9,57
Swap Pré-DI 1800	2,91	1,72	9,38
Variação câmbio real	0,00	8,58	9,95

Fonte: elaboração própria.

Outro aspecto a ser abordado é que o modelo aqui apresentado pode ser melhorado do ponto de vista de especificação. Esse aspecto fica evidenciado quando percebemos a relevância do choque de erro de medida na mensuração do crescimento do PIB. Esse choque explica cerca de 38% das flutuações dessa variável observada no curto prazo, dissipando-se muito pouco ao longo do tempo, como mostrado na decomposição da variância dos erros de projeção. De fato, o

modelo é parcimonioso e não captura outros aspectos da realidade, como os fluxos de investimentos diretos estrangeiros e em outras classes de ativos, além de títulos públicos, como aqui abrangido. Ao mesmo tempo, a definição do horizonte ótimo de defasagens poderia melhorar o *fit* do modelo. Aqui, optamos por uma abordagem discricionária na escolha das defasagens.

Do ponto de vista mais conceitual, não necessariamente o BC vai corroborar, o tempo todo, uma percepção de meta de inflação maior no futuro, como está implícito nos nossos resultados. Isso poderia criar problemas de ancoragem das expectativas, como enfatizado por Woodford (2001). De todo modo, os nossos resultados apontam os riscos relacionados a essa escolha da política monetária, com impactos maiores e persistentes sobre as variáveis nominais e preços relativos do que sobre o produto.

O nosso modelo não incorpora a restrição ativa do ZLB, o que seria pior se olhássemos os efeitos de um choque antecipado expansionista por parte do Fed (no primeiro passo da estimação, verificamos um choque expansionista e, no segundo, um choque contracionista). Mesmo assim, os resultados da primeira estimativa, apenas para a economia norte-americana, podem estar sendo influenciados pela ausência dessa restrição. Esse tema é relevante, mas não tende a mudar o direcional apontado pelo nosso exercício.

4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados aqui obtidos são fruto de um exercício com várias limitações e, nesse sentido, devem ser lidos com cautela. Assim como destacamos no ensaio anterior, a premissa básica é a de que o choque na meta de inflação se materializa, o que constitui uma premissa forte, dada a possibilidade de que as expectativas dos agentes fiquem desancoradas.

Feitas as devidas ressalvas, o ensaio apresenta resultados que reforçam as conclusões majoritárias obtidas na literatura, de que choques domésticos são mais relevantes do que os externos. A relevância de choques domésticos, vis-à-vis os externos, também é apontada em trabalhos realizados para a Suíça (RUDOLF; ZURLINDEN, 2014), Austrália, Nova Zelândia e Canadá (BONG; DOH; PARK, 2014), Polônia (WESOLOWSKI, 2016) e também para o Brasil (CARVALHO; CASTRO, 2015) – neste caso, com uma estrutura mais complexa do que a nossa, mas sem a ETTJ e choques antecipados na meta de inflação.

O nosso ensaio destaca o papel de choques antecipados na meta de inflação e seus impactos relevantes sobre as taxas de juros. Essa conclusão é corroborada por Amarante (2015)

– que faz seu estudo sob uma ótica de economia fechada e sem choques antecipados – e também pelos resultados do segundo ensaio desta tese, cuja principal contribuição foi ter feito, pela primeira vez até onde sabemos, um estudo que combina choques antecipados de política monetária externa e de meta de inflação com a incorporação da curva de juros.

Os nossos resultados sugerem uma recomendação de *policy*: se o BC eventualmente estiver analisando a possibilidade de aceitar uma meta de inflação maior, sinalizando tal intenção ou corroborando a percepção dos agentes a respeito, obterá algum impacto positivo sobre as variáveis reais da economia. Esse impacto, porém, tende a ser menor do que os efeitos sobre as variáveis nominais e preços relativos, como o câmbio real, de tal maneira que o nível de juros ficará persistentemente mais elevado. Esse risco é ainda mais elevado em momentos de aperto da política monetária externa, quando a pressão de depreciação cambial é maior.

5 CONCLUSÃO

Avaliamos que foi atingido o objetivo principal desta tese, de verificar a relevância de choques antecipados de política monetária, nos juros e na meta de inflação, para a economia brasileira. Esses choques são efetivamente relevantes, o que fica mais claro no caso da inflação e das taxas de juros, sobretudo no caso de inovações domésticas dessa natureza. É digno de nota que a literatura preocupada com esse mesmo tema tem focado a variável crescimento econômico, o que é compreensível à luz dos efeitos da crise global de 2007/2008. Em trabalhos futuros, poderemos testar outros canais de transmissão da política monetária, além da curva de juros. O candidato natural a isso é a expectativa dos agentes (para inflação, juros e crescimento).

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.

Reconhecemos que os três ensaios apresentados nesta tese têm limitações que abrem espaço para uma agenda futura de trabalho. Nesse sentido, como ressaltamos, os resultados obtidos devem ser lidos com alguma cautela, principalmente porque supusemos que a autoridade monetária corrobora a incorporação desses choques, o que não necessariamente corresponde à realidade.

REFERÊNCIAS

ADOLFSON, M.; LASÉEN, S.; LINDÉ, J.; VILLANI, M. Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model. **Journal of Economic Dynamic & Control**, v. 32, p. 2690-2721, 2008.

AMARANTE, G. C. **Changes in the Brazilian Yield Curve Responses to Monetary Shocks**. 2015. 59f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

ANDREASEN, M. M. An estimated DSGE model: Explaining variation in nominal term premia, real term premia, and inflation risk premia. **European Economic Review**, v. 56, p. 1656-1674, 2012.

ANDREASEN, M. M.; FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F. The Pruned State-Space System for Non-Linear DSGE models: Theory and Empirical Applications. **Review of Economic Studies**, v. 85, n. 1, p. 1-49, 2018.

ASCARI, G.; ROPELE, T. Trend Inflation, Taylor Principle, and Indeterminacy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 8, dez. 2009.

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.

BALL, L. Time - Consistent Policy and Persistent Changes in Inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 36, n. 2, p. 329-350, 1995.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boxe Revisão do modelo estrutural de médio porte – SAMBA. **Relatórios**, v. 21, p. 66-73, mar. 2019. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri. Acesso em: 28 mar. 2019.

BANK OF ENGLAND. The monetary policy response to Brexit. **In Inflation Report**, p. 31-32, 2018. Disponível em: https://www.bankofengland.co.uk/inflation-report/2018/november-2018. Acesso em: 07 dez. 2018.

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. Acesso em: 10 set. 2016.

BERNANKE, B. S. Communication and Monetary Policy. **Speech at the National Economists Club Annual Dinner**, nov. 2013a. Disponível em:

https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20131119a.htm. Acesso em: 10 mar. 2017.

BERNANKE, B. S. **The Economic Outlook**. Before the Joint Economic Committee, U.S. Congress, Washington, D.C. 22 May 2013b. Disponível em: https://www.federalreserve.gov/newsevents/testimony/bernanke20130522a.htm. Acesso em: 10 mar. 2017.

BERNANKE, B. S. Federal reserve policy in an international context. **IMF Economic Review**, v. 65, n. 1, p. 5-36, 2015.

BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. **NBER Working Paper**, n. 5145, 1995.

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.

BHATTARAI, S., CHATTERJEE, A.; PARK, W.Y. Effects of US Quantitative Easing on Emerging Market Economies. **Asian Development Bank Institute Working Paper**, v. 803, 2018.

BLANCHARD, O.; KAHN, C. H. The Solution to Linear Difference Models under Rational Expectations. **Econometrica**, v. 48, n. 5, p. 1305-1312, 1980.

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).

BODENSTEIN, M.; ERCEG, C.; GUERRIERI, L. The effects of foreign shocks when interest rates are at zero. **Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'économique**, v. 50, n. 3, p. 660-684, 2017.

BONG, K. S.; DOH, T.; PARK, W. Y. Yield Curve and Monetary Policy Expectatitions in Small Open Economies. **The Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Papers**, p. 14-13, 2014.

BROOKS, S. P.; GELMAN, A. General methods for monitoring convergence of iterative simulations. **Journal of Computational and Graphical Statistics**, v. 7, p. 434-455, 1998.

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.

CANOVA, F. Bridging DSGE models and the raw data. **Journal of Monetary Economics**, v. 67-C, p. 1-15, 2014.

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 Macroprudential 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.

CHARI, V.V.; CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. **Expectation Traps and Discretion**, manuscript. Northwestern University, 1997.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? **NBER Working Paper**, n. 6400, 1998.

CHRISTIANO, L. J.; TRABANDT, M.; WALENTIN, K. Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 35, p. 1999-2041, 2011.

CÚRDIA, V.; FERRERO, A.; NG, G. C.; TAMBALOTTI, A. Evaluating Interest Rate Rules in an Estimated DSGE Model. **Federal Reserve Bank of New York Staff Reports**, n. 510, 2011. Disponível em: https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr510.pdf. Acesso em: 5 jan. 2019.

DAVIS, J. **News and the Term Structure in General Equilibrium**. Manuscript. 2007. Disponível em: 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 Acesso em: 11 jan. 2019.

DE PAOLI, B. Monetary Policy under Alternative Asset Market Structures: The Case of a Small Open Economy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 7, p. 1301-1330, 2009.

DEDOLA, L.; RIVOLTA, G.; STRACCA, L. If the Fed sneezes, who catches a Cold. **Journal of International Economics**, v. 108, p. S23-S41, 2017.

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

DEL NEGRO, M.; GIANNONI, M. P.; SCHORFHEIDE, F. Inflation in the Great Recession and New Keynesian Models. **American Economic Journal:** Macroeconomics, v. 7, n. 1, jan. 2015.

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.

FALAGIARDA, M.; MARZO, M. A DSGE model with endogenous term structure. **Working Paper DSE**, Università di Bologna, n. 830, 2012.

FEDERAL RESERVE. Federal Reserve issues FOMC statement. **Federal Reserve** [on-line], March 19, 2014. Disponível em: https://www.federalreserve.gov/newsevents/pressreleases/monetary20140319a.htm. Acesso em: 3 dez. 2017.

FERNANDEZ-VILLAVERDE, J.; GORDON, G.; GUERRON-QUINTANA, P.; RUBIO-RAMREZ, J. Nonlinear Adventures at the Zero Lower Bound. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 57, p. 182-204, 2012.

FÈVE, P.; MATHERON, J.; SAHUC, J.-G. Inflation Target Shocks and Monetary Policy Inertia in the Euro Area. **The Economic Journal**, v. 120, p. 1100-1124, sept. 2009.

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.

FUJIWARA, I.; NAKAJIMA, T.; SUDOU, N.; TERANISHI, Y. Global Liquidty Trap. **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 8, p. 936-949, 2013

GALÍ, J. **Monetary policy, inflation and the business cycle**. Princeton University Press, 2008.

GALÍ, J. The Return of the Wage Phillips Curve. **Journal of the European Economic Association**, v. 9, n. 3, p. 436-461, 2011.

GALÍ, J. Forward guidance and the exchange rate. **Economics Working Papers**, n. 1600, 2017. Disponível em: http://www.crei.cat/wp-content/uploads/2018/02/fge_feb2018.pdf. Acesso em: 11 jan. 2019.

GALÍ, J; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **Review of Economic Studies**, v. 72, p. 707-734, 2005.

GALÍ, J.; SMETS, F.; WOUTERS, R. Unemployment in an Estimated New Keynesian Model. **NBER Macroeconomics Annual**, University of Chicago Press, p. 329-360, 2011.

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

GURKAYNAK, R. S.; SACK, B.; WRIGHT, J. H. The U.S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present. Staff Working Papers in the Finance and Economics Discussions Series (FEDS), v. 28, 2006.

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

GREENBERG, E. **Introduction to Bayesian Econometrics**. Cambridge University Press, 2008.

HABERIS, A.; LIPINSKA, A. **International Policy Spillovers at the Zero Lower Bound**. Technical Report, 2012.

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

HIROSE, Y.; INOUE, A. I. Zero Lower Bound and Parameter Bias in an Estimated DSGE Model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 31, p. 630-651, 2015.

HIROSE, Y.; KUROZUMI, T. Changes in the Federal Reserve Communication Strategy: a Structural Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 49, n. 1, jan. 2017.

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.

HÖRDAHL, P.; TRISTANI, O.; VESTIN, D. The yield curve and macroeconomic Dynamics. **The Economic Journal**, v. 118, p. 1937-1970, nov. 2008.

IACOVIELLO, M.; NAVARRO, G. Foreign Effects of Higher US Interest Rates. **Journal of International Money and Finance**, v. 95, p. 232-250, 2019.

IRELAND, P. Changes in the Federal Reserve´s Inflation Targeting: Causes and Consequences. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, n. 8, dec. 2007.

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.

JUSTINIANO, A.; PRESTON, B. Monetary Policy and Uncertainty in an Empirical Small Open-Economy Model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 25, p. 93-128, 2010.

KABACA, S. Quantitative Easing in a Small Open Economy: An International Portfolio Balancing Approach. Document de travail du personnel 2016-55. **International Economic Analysis Department**, Bank of Canada, 2016.

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.

LEEPER, E. M.; WALKER, T. B.; YANG, S. C. S. Fiscal foresight and information flows. **Econometrica**, v. 81, n. 3, p. 1115-1145, 2013.

LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 4, p. 1069-1087, 2007.

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.

MONACELLI, T. Monetary policy in a low pass-through environment. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 37, p. 1047-1066, 2005.

PASTORE, A. C. Qual é a "Verdadeira Meta" de inflação? **A.C. Pastores & Associados**, Informe Especial, 16 jan. 2013.

PEREIRA, R. R. **Comunicação em política monetária:** uma abordagem ampliada e evidências para o Brasil. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

RAJAN, R. Competitive monetary easing: is it yesterday once more. **Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies**, v. 8, n. 1-2, p. 5-16, 2015.

RAMEY, V. Macroeconomic Shocks and Their Propagation. In: TAYLOR, J.; UHLIG, H. (Eds). **Handbook of Macroeconomics**, vol 2. Amsterdam: Elsevier, 2016.

RAMOS, P. L. **Ensaios Sobre Política Monetária, Forward Guidance e Credibilidade**. 2016. 211f. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2016.

RUDEBUSCH, G. D.; SACK, B. P.; SWANSON, E. T. Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 89, n. 4, p. 241-269, 2007.

RUDEBUSCH, G. D.; SWANSON, E. T. The bond premium in a DSGE with long run real and nominal risks. **American Economic Journal: Macroeconomics,** v. 4, n. 1, p. 1-43, 2012.

RUDOLF, B.; ZURLINDEN, M **A compact open economy DSGE model for Switzerland**. SNB Economic Studies, 8/2014. Disponível em: https://ideas.repec.org/p/snb/snbecs/2014-08.html. Acesso em: 20 maio 2018.

SANTACREU, A. M. Reaction functions in a small open economy: What role for non-traded inflation? **Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP2005/04**, 2005.

SANTOS, F. G. **Ensaios sobre macroeconometria bayesiana aplicada**. 2012. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

SARGENT, T.; LJUNGQVIST, L. **Recursive Macroeconomic Theory**. 2nd. ed. The MIT Press, 2004.

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. Closing small open economy models. **Journal of International Economics,** v. 61, p. 163-185, 2003.

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. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. **Journal of the European Economic Association**, v. 1, n. 5, p. 1123-1175, 2003.

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.

TAYLOR, J. B. Discretion versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

TOMBINI, A. A. Banco Central do Brasil. **Global Liquidity, Capital Flows and Inflation Targeting:** Central Banking in the Post-Crisis Global Economy. 5th Summit Meeting of Central Banks on IT – Banco Central de Chile, p. 01-09, November 15, 2013. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/pec/appron/apres/Discurso_Alexandre_Tombini_Chile_16_11_2013.pdf. Acesso em: 20 maio 2018.

TRISTÃO, T. S. **Essays on Monetary Policy**. 143f. 2017. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós–Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

VAN BINSBERGEN, J. H.; FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; KOIJEN, R. S. J.; RUBIO-RAMÍREZ, J. The term structure of interest rates in a DSGE model with recursive preferences. **Journal of Monetary Economics**, v. 59, p. 634-648, 2012.

VICONDOA, A. Monetary News in the United States and Business Cycles in Emerging Markets. **Journal of International Economics**, v. 117, p. 79-90, 2019.

WALKER, T. B.; LEEPER, E. M. Information Flows and News Driven Business Cycles. **Review of Economic Dynamics**, v. 14, p 55-71, 2011.

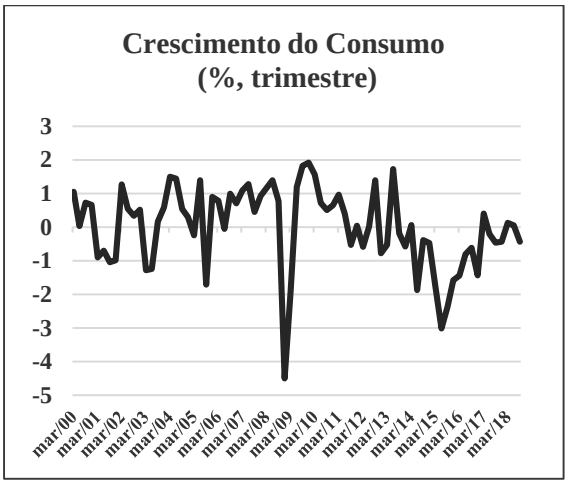
WESOŁOWSKI, G. Do long term interest rates drive GDP and inflation in small open economies? Evidence from Poland. **NBP Working Paper**, n. 242, 2016.

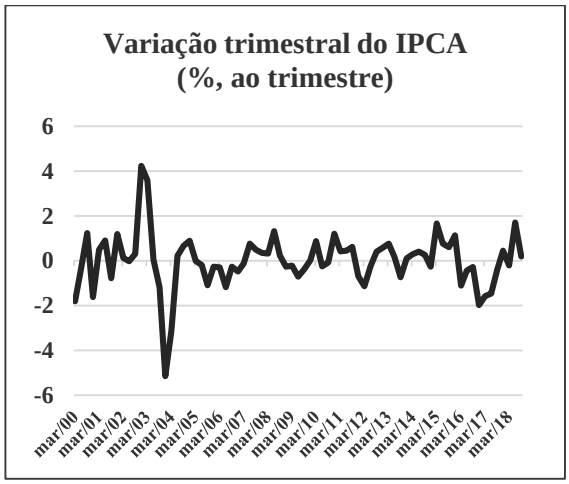
WICKENS, M. **Macroeconomic Theory:** A Dynamic General Equilibrium Approach. New Jersey: Princeton University Press, 2008.

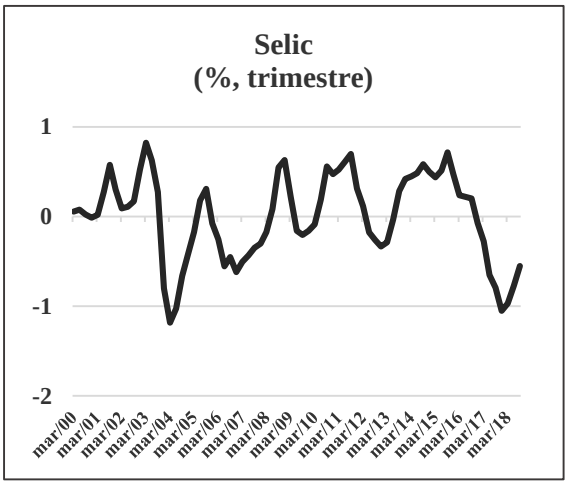
WOODFORD, M. **Monetary policy in the information economy**. Jackson Hole Symposium. Federal Reserve of Kansas City, 2001.

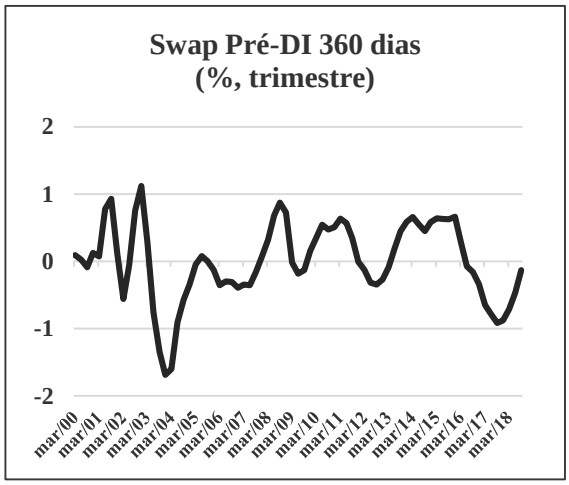
APÊNDICES

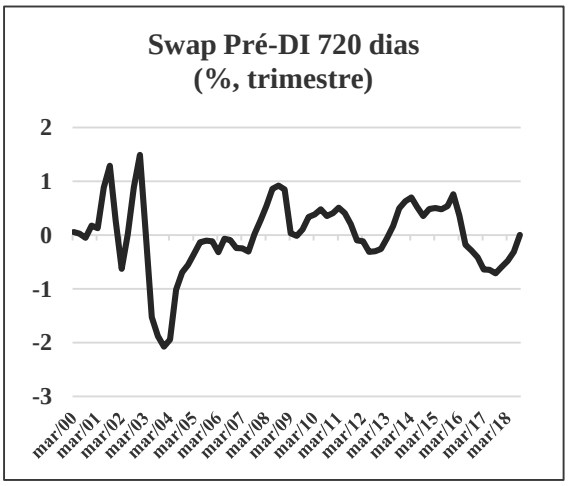
APÊNDICE A – VARIÁVEIS OBSERVADAS TRANSFORMADAS – ENSAIO 1

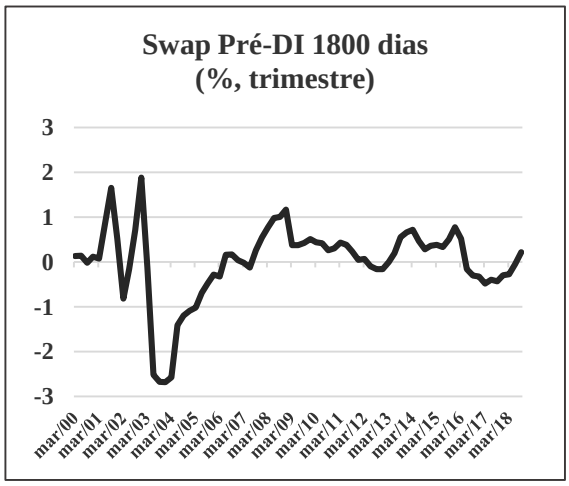




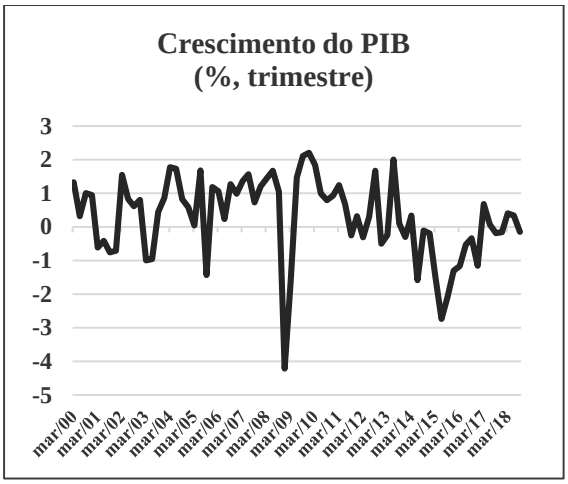


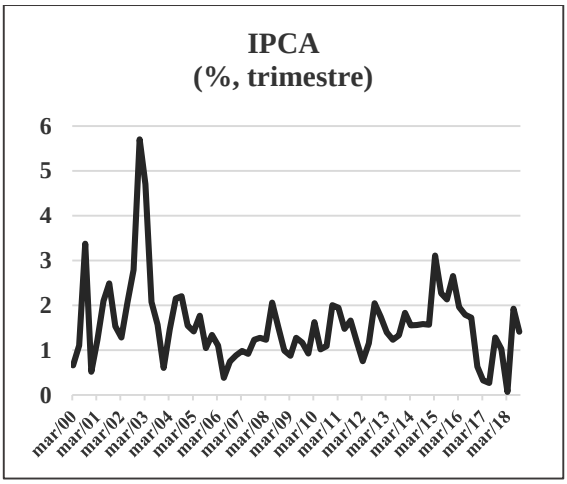


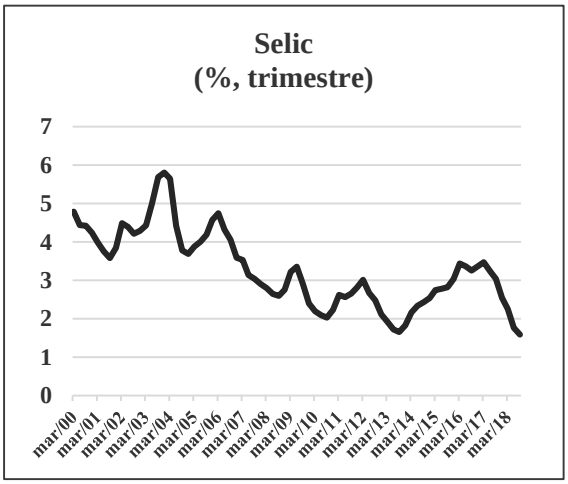


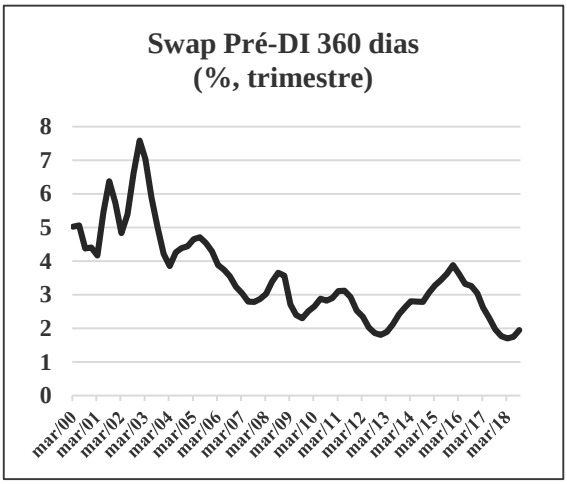


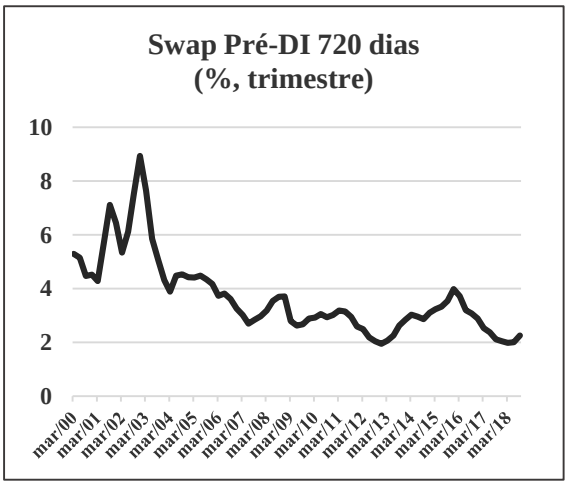
APÊNDICE B – VARIÁVEIS OBSERVADAS TRANSFORMADAS – ENSAIO 2

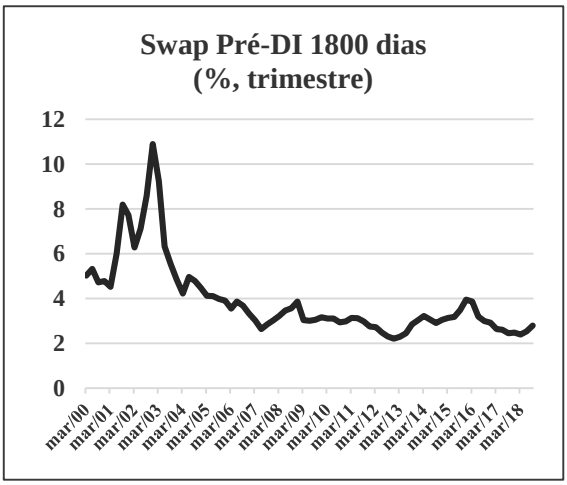












APÊNDICE C – MODELO DE JUSTINIANO E PRESTON (2010)

Neste Apêndice apresentamos o detalhamento do modelo de Justiniano e Preston (2010), utilizado como base para a elaboração do terceiro ensaio. Supõe-se que famílias derivam a sua utilidade do consumo e do lazer, maximizando intertemporalmente a função utilidade dada por:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \tilde{\varepsilon}_{g,t} \left[\frac{(C_t - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \qquad \text{(C1)}$$

Onde β é o fator de desconto intertemporal, C_t é indicador agregado de consumo de bens, N_t é o número de horas de trabalho e $H_t = hC_{t-1}$, com $h \epsilon (0,1)$ representando o grau de persistência de hábito de consumo. Ademais, σ é o inverso do coeficiente de aversão ao risco relativo e φ é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho. N_t é o emprego de trabalho; $H_t \equiv hC_{t-1}$ é o hábito das famílias; e $\tilde{\varepsilon}_{g,t}$ é o choque de preferências. C_t é um índice de consumo composto:

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \qquad \text{(C2)}$$

Onde $C_{H,t}$ e $C_{F,t}$ são os agregados de Dixit-Stiglitz das cestas de consumo de bens, doméstica e externa de bens, dadas por:

$$C_{H,t} = \left[\int_0^1 C_{H,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad \text{e } C_{F,t} = \left[\int_0^1 C_{F,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad \text{(C3)}$$

Onde α é a parcela de bens externos no consumo doméstico agrupado; $\eta > 0$ é a elasticidade de substituição entre bens domésticos e externos; e $\varepsilon > 1$ é a elasticidade de substituição entre os tipos diferenciados de bens domésticos e externos. Supondo-se que os únicos ativos disponíveis são títulos domésticos e externos de um período, a otimização ocorre condicionada à restrição orçamentária:

$$P_t C_t + D_t + e_t B_t = D_{t-1}(1 + \tilde{\imath}_{t-1}) + e_t B_{t-1}(1 + \tilde{\imath}_{t-1}^*)\phi_t(A_t) + W_t N_t + \Pi_{H,t} + \Pi_{F,t} + T_t \qquad \text{(C4)}$$

Para todo $t > 0$, onde D_t denota a detenção de títulos domésticos de um período por parte das famílias, e B_t denota a detenção de títulos externos de um período com taxa de juros correspondente de $\tilde{\imath}_t$ e $\tilde{\imath}_t^*$, respectivamente. A taxa de câmbio nominal é dada por $\tilde{e}_t$. Ademais, P_t, $P_{H,t}$, $P_{F,t}$ e P_t^* correspondem aos índices de preços agregados, de bens domésticos e de bens importados. Salários W_t são auferidos sobre a quantidade de trabalho ofertada e $\Pi_{H,t}$ e $\Pi_{H,t}$ denotam os lucros recebidos de firmas domésticas e externas, respectivamente. T_t denota impostos e transferências do tipo *lump-sum*.

Segundo Benedikt Kolb (http://www.bkolb.eu/codes/), a definição da função $\phi_t(\cdot)$ – que corresponde ao prêmio de risco – está, no artigo original de JP, errada. O correto seria:

$$\phi_t = \exp\left[-\chi A_t + \tilde{\phi}_t\right] \qquad \text{(C5)}$$

Da mesma forma, Benedikt Kolb aponta que devemos ter:

$$A_t \equiv \frac{\tilde{e}_t B_t}{\bar{Y} P_t} \qquad \text{(C6)}$$

Para a quantidade real de ativo externo, expresso em moeda doméstica como proporção do produto de estado estacionário e $\tilde{\phi}_t$ como choque no prêmio de risco.

A demanda para cada categoria de bens de consumo é:

$$C_{H,t}(i) = \left(P_{H,t}(i)/P_{H,t}\right)^{-\theta} C_{H,t} \qquad \text{e} \qquad C_{F,t}(i) = \left(P_{F,t}(i)/P_{F,t}\right)^{-\theta} C_{F,t} \qquad \text{(C7)}$$

Para todo i com índices de preços associados às cestas de consumo doméstico e externo, dados por $P_{H,t}$ e $P_{F,t}$. A alocação ótima do gasto entre bens domésticos e externos implica as funções de demanda:

$$C_{H,t} = (1-\alpha)\left(P_{H,t}/P_t\right)^{-\eta} C_t \qquad \text{e} \qquad C_{F,t} = \alpha\left(P_{F,t}/P_t\right)^{-\eta} C_t \qquad \text{(C8)}$$

Onde $P_t = \left[(1-\alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ é o índice de preços ao consumidor. A alocação dos gastos de consumo agregado e a oferta ótima de trabalho satisfazem:

$$\lambda_t = \tilde{\varepsilon}_{g,t}(C_t - H_t)^{-1/\sigma} \qquad \text{(C9)}$$

$$\lambda_t = \tilde{\varepsilon}_{g,t}\, P_t N_t^{\varphi} / W_t \qquad \text{(C10)}$$

E a alocação de portfólio é determinada por:

$$\lambda_t \tilde{e}_t P_t = E_t[(1 + \tilde{\imath}_t^*)\beta\phi_{t+1}\lambda_{t+1}\tilde{e}_{t+1}P_{t+1}] \qquad \text{(C11)}$$

$$\lambda_t P_t = E_t[(1 + \tilde{\imath}_t)\beta\lambda_{t+1}P_{t+1}] \qquad \text{(C12)}$$

A partir daí, temos a Equação de Euler.

Existe um *continuum* de firmas domésticas em competição monopolística produzindo bens diferenciados. Supõe-se formação de preços à la Calvo, permitindo a indexação da inflação aos preços passados dos bens domésticos. Consequentemente, em qualquer período *t*, uma fração $1 - \theta_H$ de firmas forma preços de maneira ótima, enquanto uma fração $0 < \theta_H < 1$ de preços é ajustada de acordo com a regra de indexação:

$$\log P_{H,t}\,(i) = \log P_{H,t-1}\,(i) + \delta_H \pi_{H,t-1} \qquad \text{(C13)}$$

Onde $0 \leq \delta_H \leq 1$ mensura o grau de indexação à taxa de inflação do período anterior e $\pi_{H,t} = \log\left(P_{H,t}/P_{H,t-1}\right)$. Uma vez que todas as firmas tenham a oportunidade de redefinir seu preço no período *t* tendo em vista o mesmo problema decisório, formam um preço comum $P'_{H,t}$. O índice de preço agregado de Dixit-Stiglitz evolui, portanto, de acordo com a relação:

$$P_{H,t} = \left[(1-\theta_H)P_{H,t}^{\prime(1-\varepsilon)} + \theta_H\left(P_{H,t-1}\left(\frac{P_{H,t-1}}{P_{H,t-2}}\right)^{\delta_H}\right)^{1-\varepsilon}\right]^{1/(1-\varepsilon)} \qquad \text{(C14)}$$

As firmas formam preços em *t* frente à curva de demanda:

$$y_{H,T}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} . \left(\frac{P_{H,T-1}}{P_{H,t-1}}\right)^{\delta_H}\right)^{-\varepsilon}\left(C_{H,t} + C_{H,t}^*\right) \qquad \text{(C15)}$$

O bem *i* é produzido empregando-se $N_t(i)$ unidades de trabalho de acordo com a relação $y_{H,t}(i) = \tilde{\varepsilon}_{a,t}N_t(i)$, onde $\tilde{\varepsilon}_{a,t}$ é um choque tecnológico exógeno (que não consideramos na

especificação utilizada no nosso modelo). O problema de formação de preço da firma no período *t* é maximizar o valor presente descontado esperado dos lucros:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \theta_H^{T-t} Q_{t,T}\, y_{H,T}(i) \left[P_{H,t}(i) \left(\frac{P_{H,T-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} - P_{H,T} MC_T \right] \qquad \text{(C16)}$$

Onde $MC_t = W_t / \left(P_{H,T} \tilde{\varepsilon}_{a,T} \right)$ é a função de custo marginal real para cada empresa, supondo mercado de fatores homogêneo, sujeito à curva de demanda. O fator θ_H^{T-t} na função-objetivo das firmas é a probabilidade de que a firma não estará apta a ajustar seu preço nos próximos $(T - t)$ períodos. O problema de otimização da firma implica a condição de primeira ordem:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \theta_H^{T-t} Q_{t,T}\, y_{H,T}(i) \left[P_{H,t}(i) \left(\frac{P_{H,T-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} - \frac{\theta_H}{\theta_H - 1} P_{H,T} MC_T \right] = 0 \qquad \text{(C17)}$$

As empresas varejistas importam bens estrangeiros diferenciados. Na determinação dos preços dos bens importados em termos da moeda doméstica, considera-se que as firmas estão em concorrência monopolística. Esse pequeno grau de poder de precificação leva à violação da lei do preço único no curto-prazo.

As empresas varejistas se deparam como problema de formação de preço à la Calvo, permitindo a indexação à inflação passada. Consequentemente, em qualquer período t, uma fração $1 - \theta_F$ de firmas formam preços de maneira ótima, enquanto uma fração $0 < \theta_F < 1$ de preços dos bens é ajustada de acordo com a regra de indexação análoga que vimos anteriormente para as empresas produtoras de bens domésticos. O índice de preços agregados de Dixit-Stiglitz consequentemente evolui de acordo com a relação:

$$P_{F,t} = \left[(1 - \theta_F) P_{F,t}'^{(1-\varepsilon)} + \theta_F \left(P_{F,t-1} \left(\frac{P_{F,t-1}}{P_{F,t-2}} \right)^{\delta_F} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \qquad \text{(C18)}$$

E as empresas formam preços no período t, tendo em vista a curva de demanda:

$$C_{F,T}(i) = \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} . \left(\frac{P_{F,T-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} \right)^{-\varepsilon} C_{F,T} \qquad \text{(C19)}$$

O problema de formação de preço da firma no período t é maximizar o valor presente descontado esperado dos lucros:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \theta_H^{T-t} Q_{t,T} C_{F,T}(i) \left[P_{F,t}(i) \left(\frac{P_{F,T-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} - \tilde{e}_T P_{F,T}^*(i) \right] \qquad \text{(C20)}$$

O fator θ_F^{T-t} na função objetivo da firma é a probabilidade de que a firma não poderá reajustar seu preço nos próximos $(T-t)$ períodos. O problema de otimização da firma implica a condição de primeira ordem:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \theta_H^{T-t} Q_{t,T} \left[P_{F,t}(i) \left(\frac{P_{F,T-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} - \frac{\theta_H}{\theta_H - 1} \tilde{e}_T P_{H,T}^*(i) \right] = 0 \qquad \text{(C21)}$$

Analisemos, agora, o compartilhamento internacional de risco. A condição de paridade descoberta da taxa de juros (PDJ) será dada por:

$$E_t \lambda_{t+1} P_{t+1} [(1 + \tilde{\imath}_t) - (1 + \tilde{\imath}_t^*)(\tilde{e}_{t+1}/\tilde{e}_t)\phi_{t+1}] = 0 \qquad \text{(C22)}$$

A taxa de câmbio real é definida como $\tilde{q}_t \equiv \tilde{e}_t \, P_t^*/P_t$. Sendo $P_t^* = P_{F,t}^*$, quando a lei do preço único não se verificar, temos $\tilde{\psi}_{F,t} \equiv \tilde{e}_t \, P_t^*/P_{F,t} \neq 1$, o que define aquilo que Monacelli (2005) chama de hiato na lei do preço único. Os modelos de Galí e Monacelli (2005) e de Monacelli (2005) são, respectivamente, caraterizados pela presença ou ausência da igualdade $\tilde{\psi}_{F,t} = 1$.

O equilíbrio nessa economia doméstica será dado por:

$$Y_{H,t} = C_{H,t} + C_{H,t}^* \qquad \text{(C23)}$$

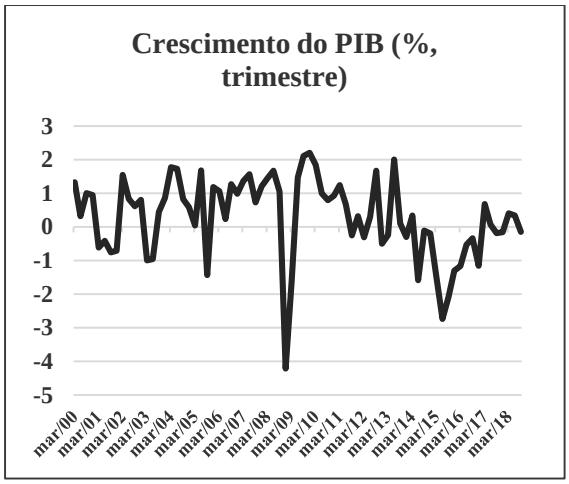
Supondo-se que a demanda externa pelos bens de produção doméstica seja dada por:

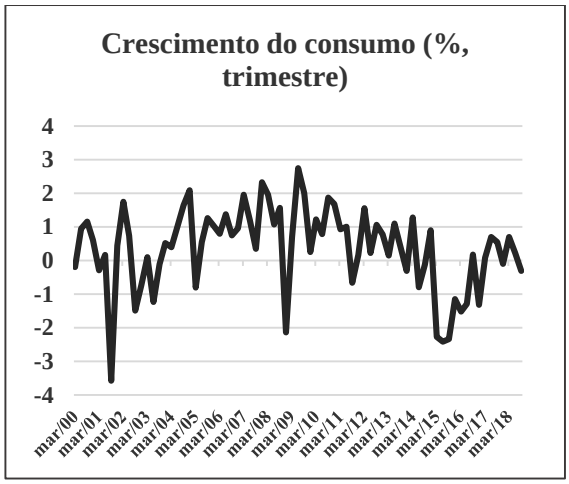
$$C_{H,t}^* = \left(\frac{P_{H,t}^*}{P_t^*} \right)^{-\lambda} Y_t^* \qquad \text{(C24)}$$

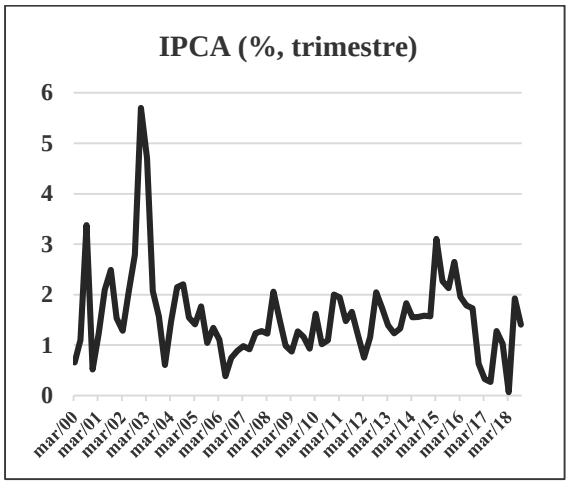
Onde $\lambda > 0$. Essa função de demanda é padrão em modelos de SOE, de tal forma que λ é diferente de η, a elasticidade doméstica de substituição entre os bens na economia doméstica.

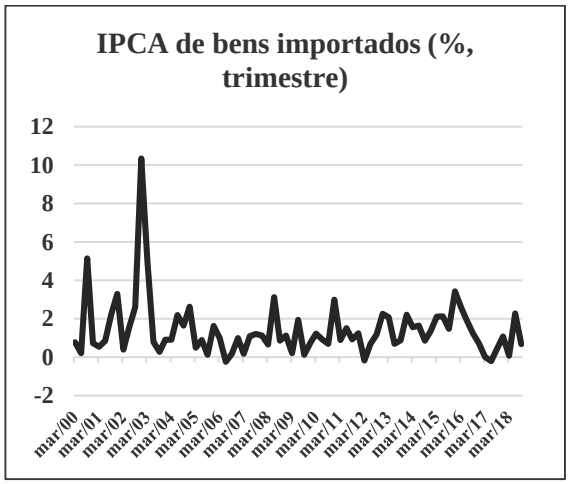
A análise considera um equilíbrio simétrico no qual todos os produtores domésticos formadores de preços no período t escolhem o mesmo preço $P_{H,t}$. Similarmente, todos os varejistas escolhem o mesmo preço $P_{F,t}$. Por fim, considera-se que as famílias possuem riqueza inicial idêntica, de modo que todas enfrentem a mesma restrição orçamentária no período e consequentemente, façam decisões idênticas tanto para o consumo quanto para seu portfólio.

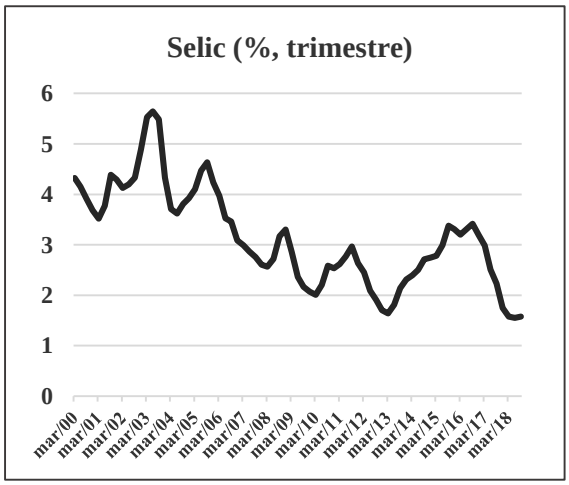
APÊNDICE D – VARIÁVEIS OBSERVADAS TRANSFORMADAS – ENSAIO 3

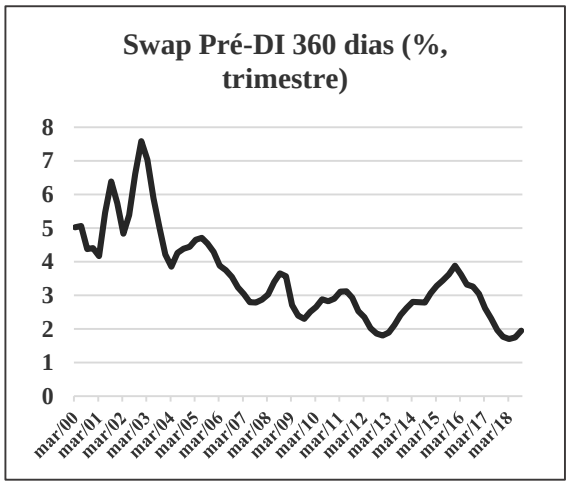


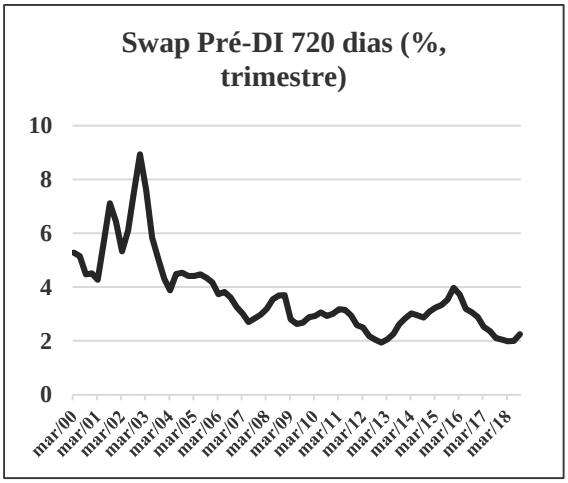


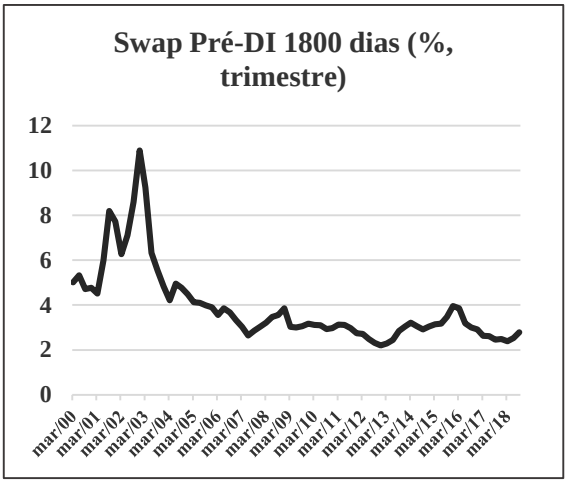


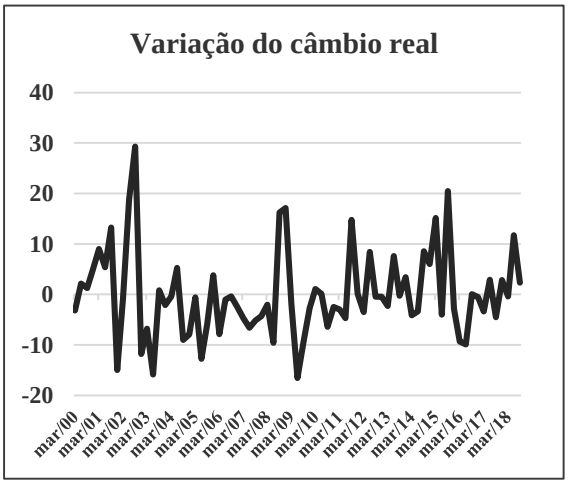


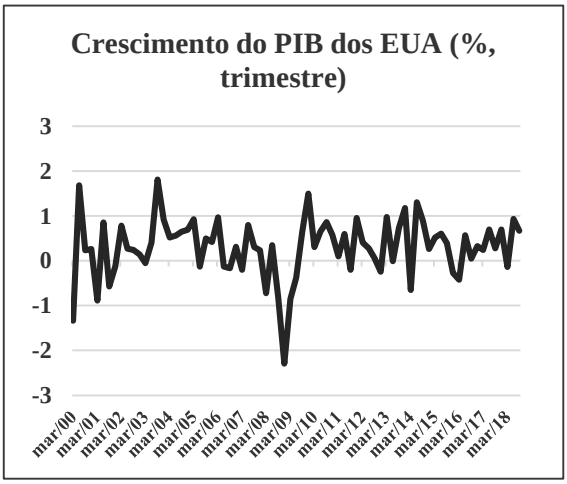


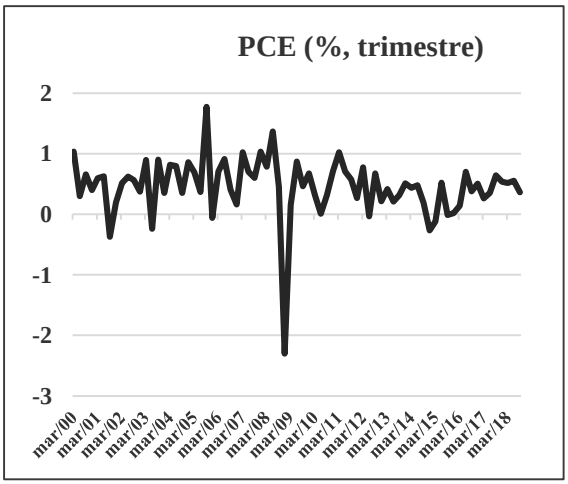


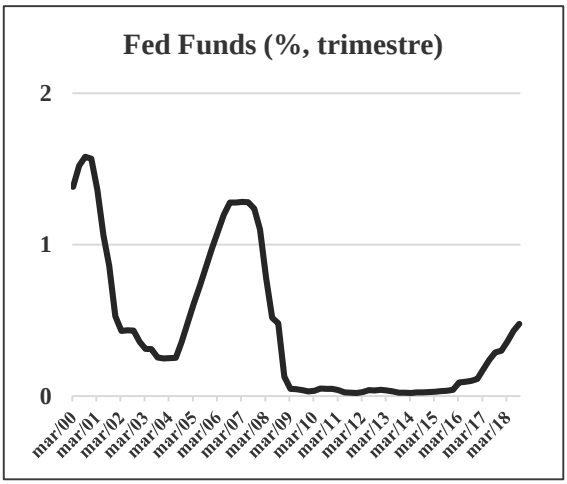

Swap Pré-DI 720 dias (%, trimestre)
10
8
6
4
2
0
mar/00 mar/01 mar/02 mar/03 mar/04 mar/05 mar/06 mar/07 mar/08 mar/09 mar/10 mar/11 mar/12 mar/13 mar/14 mar/15 mar/16 mar/17 mar/18

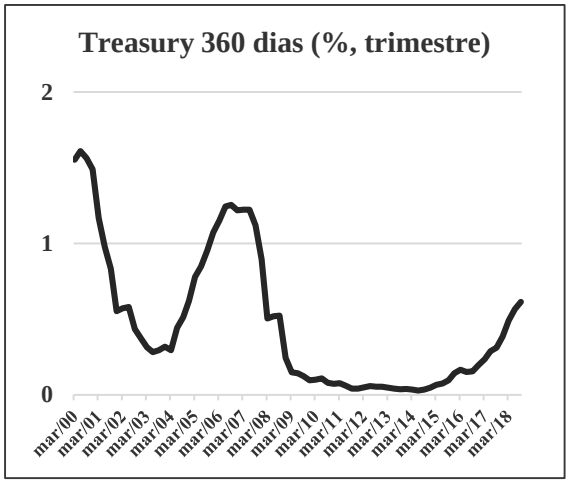

Swap Pré-DI 1800 dias (%, trimestre)
12
10
8
6
4
2
0
mar/00 mar/01 mar/02 mar/03 mar/04 mar/05 mar/06 mar/07 mar/08 mar/09 mar/10 mar/11 mar/12 mar/13 mar/14 mar/15 mar/16 mar/17 mar/18

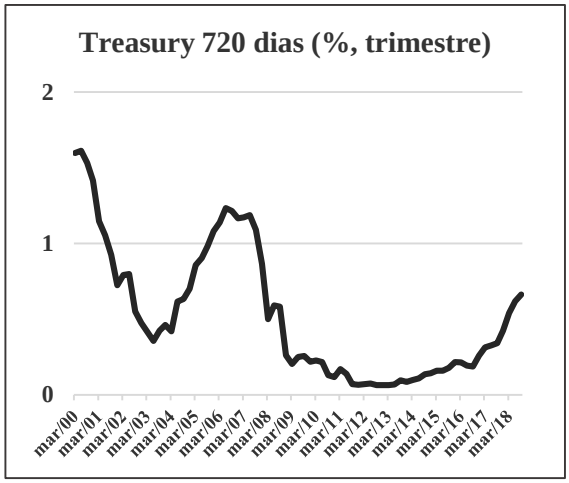

Variação do câmbio real
40
30
20
10
0
-10
-20
mar/00 mar/01 mar/02 mar/03 mar/04 mar/05 mar/06 mar/07 mar/08 mar/09 mar/10 mar/11 mar/12 mar/13 mar/14 mar/15 mar/16 mar/17 mar/18

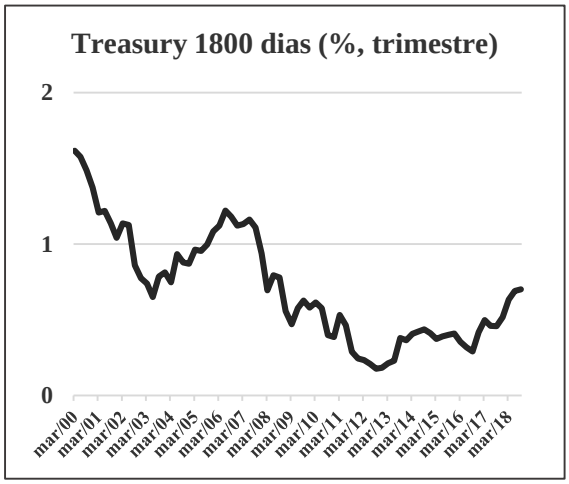

Crescimento do PIB dos EUA (%, trimestre)
3
2
1
0
-1
-2
-3
mar/00 mar/01 mar/02 mar/03 mar/04 mar/05 mar/06 mar/07 mar/08 mar/09 mar/10 mar/11 mar/12 mar/13 mar/14 mar/15 mar/16 mar/17 mar/18


PCE (%, trimestre)
2
1
0
-1
-2
-3
mar/00 mar/01 mar/02 mar/03 mar/04 mar/05 mar/06 mar/07 mar/08 mar/09 mar/10 mar/11 mar/12 mar/13 mar/14 mar/15 mar/16 mar/17 mar/18


Fed Funds (%, trimestre)
2
1
0
mar/00 mar/01 mar/02 mar/03 mar/04 mar/05 mar/06 mar/07 mar/08 mar/09 mar/10 mar/11 mar/12 mar/13 mar/14 mar/15 mar/16 mar/17 mar/18


Treasury 360 dias (%, trimestre)
2
1
0
mar/00
mar/01
mar/02
mar/03
mar/04
mar/05
mar/06
mar/07
mar/08
mar/09
mar/10
mar/11
mar/12
mar/13
mar/14
mar/15
mar/16
mar/17
mar/18


Treasury 720 dias (%, trimestre)
2
1
0
mar/00
mar/01
mar/02
mar/03
mar/04
mar/05
mar/06
mar/07
mar/08
mar/09
mar/10
mar/11
mar/12
mar/13
mar/14
mar/15
mar/16
mar/17
mar/18


Treasury 1800 dias (%, trimestre)
2
1
0
mar/00
mar/01
mar/02
mar/03
mar/04
mar/05
mar/06
mar/07
mar/08
mar/09
mar/10
mar/11
mar/12
mar/13
mar/14
mar/15
mar/16
mar/17
mar/18