



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RENNAN KERTLLY DE MEDEIROS

**MUDANÇAS NAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL: UM  
ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL**

JOÃO PESSOA – PB

2018

RENNAN KERTLLY DE MEDEIROS

**MUDANÇAS NAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL: UM  
ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB), como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

Coorientador: Prof. Dr. José Luis da Silva Netto Júnior

JOÃO PESSOA – PB

2018

**Catálogo na publicação**  
**Seção de Catalogação e Classificação**

M488m Medeiros, Rennan Kertlly de.

Mudanças nas preferências do Banco Central: um estudo empírico para o Brasil / Rennan Kertlly de Medeiros. - João Pessoa, 2018.

45 f. : il.

Orientação: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.

Coorientação: José Luis da Silva Netto Júnior.

Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Preferências do Banco Central. 2. Política monetária. 3. Parâmetro variante no tempo. 4. Filtro de Kalman Estendido. I. Aragón, Edilean Kleber da Silva Bejarano. II. Título.

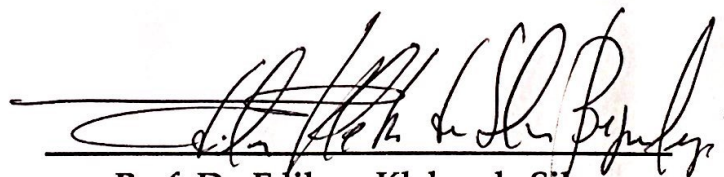
UFPB/BC

RENNAN KERTLLY DE MEDEIROS

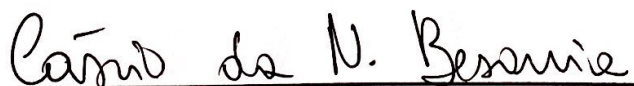
**MUDANÇAS NAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL: UM  
ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB), como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo APROVADA : 30/09/2018



**Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva**  
Bejarano Aragón  
Orientador



**Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria**  
Avaliador Interno

---

**Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva**  
Avaliador Externo

JOÃO PESSOA – PB

2018

*Dedico à família, de modo especial à minha mãe, Maria do Céu.*

# Agradecimentos

Fundamentalmente a Deus que sempre esteve presente na minha vida.

À minha mãe, Maria do Céu, e à minha avó, Adetiva Medeiros (em memória), e a todos familiares e amigos que estiveram ao meu lado apoiando e acreditando no meu potencial.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Edilean Aragón, pela paciência e contribuições valiosas para o desenvolvimento desta dissertação.

Aos meus colegas de turma, em especial Diego Pitta e Vinícius Phillipe, pelo convívio e amizade compartilhados durante o período de mestrado.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão de bolsa durante o período de realização deste mestrado.

A todo corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

E, finalmente, a todos que contribuíram de alguma maneira para realização desta dissertação, o meu sincero voto de agradecimento.

# Resumo

Esta dissertação objetiva estudar o comportamento dos parâmetros de preferências do Banco Central do Brasil (BCB), no período compreendido entre 2000.T1 e 2017.T4. Para isso, supomos que a política monetária do Brasil é definida de forma otimizada, e com isso obtemos os parâmetros da função política a partir de estimação do modelo macroeconômico com expectativas *backward-looking* e das preferências do Banco Central. A abordagem econométrica utilizada é baseada em estimação bayesiana MCMC com auxílio do filtro de Kalman. Nossos resultados indicam que houve instabilidade nas preferências ao longo do tempo, com flutuações após posses de presidentes do BCB e durante a crise internacional de 2008.

**Palavras-chave:** Preferências do Banco Central; Política monetária; Parâmetro variante no tempo; Filtro de Kalman Estendido.

# Abstract

This dissertation aims to study the behavior of the preferences parameters of the Central Bank of Brazil (BCB), in the period between 2000.T1 and 2017.T4. To accomplish this purpose, we assume that Brazil's monetary policy is defined in an optimized way, then we obtain the parameters of the political function from the estimation of the macroeconomic model with expectations backward-looking and the preferences of the Central Bank. The econometric approach used is based on Bayesian MCMC estimation supported by the Kalman filter. Our results indicate that Central Bank's preferences have been unstable over time, with fluctuations after the ending of the term of BCB's chairman and during the 2008 international crisis.

**Keywords:** Central Bank Preferences; Monetary policy; Time-varying parameter; Extended Kalman filter.

# Lista de ilustrações

Figura 1 – Trajetória da taxa de juros Selic acumulada/anualizada (2000-2017). . .	18
Figura 2 – Parâmetro de preferência variável no tempo. . . . .	30
Figura 3 – Regra da taxa de juros ótima avaliada na média a posteriori dos parâmetros estimados. . . . .	31
Figura 4 – Respostas ao impulso a um choque unitário na inflação. . . . .	33

# Lista de tabelas

Tabela 1 – Resumo das variáveis utilizadas. . . . .	26
Tabela 2 – Distribuição a priori dos parâmetros. . . . .	27
Tabela 3 – Estimação dos parâmetros constantes. . . . .	28
Tabela 4 – Regra monetária ótima para diferentes presidentes do BCB. . . . .	32

# Lista de abreviaturas e siglas

BCB	Banco Central do Brasil
CMN	Conselho Monetário Nacional
COPOM	Comitê de Política Monetária
FED	Banco Central dos EUA
EKF	Filtro de Kalman Estendido
MCMC	Monte Carlo via Cadeias de Markov
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
SELIC	Taxa de juros básica da economia
VAR	Vetor Auto-Regressivo

# Sumário

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>12</b>
<b>2</b>	<b>CONJUNTURA DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA</b>	<b>15</b>
<b>2.1</b>	<b>Taxa de juros como instrumento de política monetária</b>	<b>16</b>
<b>3</b>	<b>MODELO TEÓRICO</b>	<b>19</b>
<b>3.1</b>	<b>Restrições</b>	<b>19</b>
<b>3.2</b>	<b>Função perda</b>	<b>19</b>
<b>3.3</b>	<b>Política ótima</b>	<b>21</b>
<b>4</b>	<b>ESTIMAÇÃO</b>	<b>23</b>
<b>4.1</b>	<b>Abordagem bayesiana MCMC</b>	<b>24</b>
<b>4.2</b>	<b>Dados</b>	<b>26</b>
<b>5</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>27</b>
<b>5.1</b>	<b>Estimação dos parâmetros</b>	<b>27</b>
<b>5.2</b>	<b>Regra de política ótima</b>	<b>29</b>
<b>6</b>	<b>CONCLUSÕES</b>	<b>35</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>36</b>
	<b>APÊNDICE A – DERIVAÇÃO DO MODELO TEÓRICO E A REGRA ÓTIMA</b>	<b>41</b>
	<b>APÊNDICE B – DERIVAÇÃO DO VAR PARA ESTIMAÇÃO BAYE- SIANA</b>	<b>43</b>
	<b>APÊNDICE C – TRAJETÓRIA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS.</b>	<b>44</b>

# 1 Introdução

Com a implementação do regime de metas de inflação, durante o final da década de 1990, o Banco Central do Brasil (BCB) exerce papel no sentido de conduzir a política monetária para atingir a estabilidade de preços da economia. A taxa de juros designa papel crucial no comportamento da política monetária frente a flutuações do produto e inflação, conforme apresentado no princípio de Taylor (1993).<sup>1</sup> Assim, as autoridades monetárias enfrentam um *trade-off* entre estabilização da inflação ou diminuição do desemprego. Para o Brasil, Minella et al. (2000), Silva e Portugal (2001) e Minella et al. (2003) avaliaram o efeito da taxa de juros sobre variáveis macroeconômicas e possíveis mudanças no regime de política monetária.

A importância que o BCB concede à inflação em relação ao produto pode ser estabelecida como uma medida de preferência fundamental para revelar decisões de política monetária, conforme apresentado por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000). A regra de taxa de juros pode ser obtida da solução de um problema de otimização intertemporal sujeito a restrições, uma vez que a autoridade monetária busca minimizar os desvios quadrados das variáveis objetivas de suas respectivas metas. Dessa forma, os coeficientes da função de reação do banco central é uma fusão dos parâmetros de preferência e estrutural da economia.

Neste estudo, a estimação do parâmetro de preferência por inflação é variável, em que este pode apresentar comportamento diferente ao longo do tempo. A política monetária juntamente com preferências variando no tempo estabelecem não linearidades, essas foram tratadas a partir do Filtro de Kalman Estendido (EKF) incorporado ao algoritmo bayesiano de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC): *Metropolis-Hastings*. Assim, o objetivo do estudo é verificar se as preferências do BCB variaram ao longo do tempo, tendo em vista que durante o período de estudo ocorreram possíveis mudanças graduais na economia e três posses de presidentes no BCB, a saber: Henrique de Campos Meirelles (2004 a 2010), Alexandre Antonio Tombini (2011-2016) e Ilan Goldfajn (2016-atual).

Grande parte dos estudos existentes que tratam de preferências dos bancos centrais buscam combinar um modelo macroeconômico às condições de primeira ordem do formulador de políticas. Em estudos voltados ao Banco Central dos EUA (FED), mudanças graduais na amostra variam de acordo com os interesses do presidente do banco central, como mostrado por Favero e Rovelli (2003), Ozlale (2003), Dennis (2006),

<sup>1</sup> Uma explicação pela qual aplicar regras estimadas para descrever a evolução da política monetária é importante deriva do fato que regras estimadas capturam a relação sistemática entre taxa de juros e variáveis macroeconômicas e, como tal, podem ser usadas como aproximações às regras de decisão do banco central, conforme mostrado por Clarida, Gali e Gertler (2000).

Salemi (2006), Givens (2012), Ilbas (2012). Com outro enfoque, Söderström, Söderlind e Vredin (2002) e Castelnuovo e Surico (2004) estimaram as preferências do banco central norte-americano a partir do uso de calibração. Os autores constataram que o banco central atribui peso importante sobre a suavização da taxa de juros bem como baixa relevância ao hiato do produto.

Dennis (2006) estimou os parâmetros da função de reação do FED juntamente com os parâmetros de suas restrições a serem otimizadas. Ao propor que a economia pode ser representada pelo modelo proposto por Rudebusch e Svensson (1999), foi constatado que a meta de inflação dos EUA situava em torno de 1,4% e os *policy makers* atribuíram maior peso à suavização da taxa de juros. Por sua vez, Ilbas (2012) usou métodos bayesianos para estimar mudanças na política monetária pós-guerra dos EUA, e concluiu que o crescimento do produto é explicado pela combinação de dois fatores, a saber: diminuição da volatilidade dos choques estruturais e a melhoria da conduta da política monetária.

Givens (2012) procurou estimar as preferências do Banco Central norte-americano sob compromisso e discricionariedade. Este autor utilizou um modelo empírico Novo Keynesiano em que a política monetária minimiza a função perda do banco central. Com estimação para períodos distintos (Volcker-Greenspan-Bernanke), foi possível observar que as estimativas dos pesos da função perda sugerem uma preocupação excessiva no sentido de suavização da taxa de juros no modelo proposto. Por outro lado, o autor encontrou um equilíbrio relativo no que concerne à estabilidade da inflação e do produto na política discricionária.

Para o Brasil, Aragón e Portugal (2009) ao investigarem a política monetária sob regime de metas de inflação por calibração de preferências, verificaram que o BCB adotou um regime de metas de inflação flexível e colocou maior relevância à estabilização da inflação. Por fim, estes autores encontraram que a preocupação da autoridade monetária com suavização da taxa de juros foi mais profunda do que com a estabilização do produto. Resultados semelhantes são encontrados por Palma e Portugal (2011) e Palma e Portugal (2014). Posto isto, este trabalho procura contribuir à literatura nacional por estudar as preferências do BCB com abordagem de tempo-variante, no período compreendido de 2004.T1 a 2017.T4.

Os resultados indicam existência de pequena instabilidade nas preferências dos *policy makers*, de modo especial após posses de presidentes do BCB e durante a crise internacional de 2008. A autoridade monetária brasileira busca a suavização da taxa de juros SELIC, bem como o controle às flutuações de inflação e hiato do produto, via taxa de juros. Ainda, nós verificamos que as respostas de longo prazo à inflação e ao hiato do produto foram maiores durante o mandato de Henrique Meirelles quando comparado com seu sucessor, Alexandre Tombini.

Além desta introdução, este trabalho está estruturado em mais cinco seções. A segunda seção mostra um panorama geral da política monetária do Brasil. A terceira seção apresenta o modelo teórico utilizado como base para estimação. A quarta seção é reservada à apresentação dos principais instrumentos metodológicos utilizados na estimação das preferências do BCB. A quinta seção traz os resultados. E, por fim, a sexta seção é destinada às conclusões do estudo.

## 2 Conjuntura da política monetária brasileira

Com base em relatórios do BCB, esta seção será destinada à apresentação de um panorama amplo da política monetária do Brasil e da taxa de juros como instrumento de política no cumprimento das metas de inflação.

De acordo com [Bogdanski, Tombini e Werlang \(2000\)](#), o processo de estabilização de inflação do Brasil ocorreu em meados de 1994, resultando numa inflação de apenas um dígito em menos de três anos. Este processo envolveu uma série de reformas econômicas, tais como: redução do setor público por meio de privatizações; maior abertura comercial com redução de tarifas e barreiras não-tarifárias; e reestruturação do sistema financeiro. A principal medida de inércia inflacionária, a indexação automática de preços, salários e outros contratos, foi consideravelmente reduzida. Como uma das consequências, o crescimento anual da produção foi em média de 3,4% (em termos reais) no período de 1994 a 1998.

Historicamente, os países que adotaram o regime de metas de inflação - Austrália, Canadá, Nova Zelândia - obtiveram resultados satisfatórios, entretanto, após essa adoção é natural a ocorrência de recessões econômicas, com o Brasil não foi diferente. Mesmo o processo de estabilização da economia brasileira tendo sido exitoso, ainda assim ocorreram alguns problemas econômicos estruturais, a saber:

- aumento de vulnerabilidade da confiança do país, agravada após o decreto da moratória russa em agosto de 1998;
- fuga de capitais dos mercados emergentes, consequência da crise de confiança;
- fortes pressões sobre reservas cambiais.

O regime de metas de inflação foi instituído no Brasil em julho de 1999. O mencionado regime tinha como objetivos as seguintes premissas: i) estabelecer metas para a inflação a partir de um índice de preços pré-determinado; ii) atribuir ao BCB a tarefa de cumprimento da meta; e iii) tornar o Conselho Monetário Nacional (CMN) responsável pela determinação das metas para inflação, seus referentes intervalos de variação e o índice de preços a ser seguido.

Concomitantemente às medidas supracitadas, o COPOM determinou a taxa de juros básica da economia brasileira (SELIC) como medida de política monetária no

controle de inflação.<sup>1</sup> Conforme estabelece [Carvalho et al. \(2007\)](#), a SELIC é utilizada para realização de transações entre instituições financeiras e funciona como principal instrumento monetário do governo.

## 2.1 Taxa de juros como instrumento de política monetária

Após a implementação do regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante, em vigor a partir de 1999, a taxa de juros é utilizada como principal instrumento de política monetária na busca pela estabilidade de preços. Nesse período inicial, a meta de inflação foi reduzida no decorrer do ano 2000 em virtude do cenário externo conturbado. Nós destacamos algumas situações da conjuntura internacional à época, a saber: aumento da cotação do preço do petróleo, problemas políticos nos EUA e cenário crítico vivenciado pela economia argentina. A [Figura 1](#) apresenta uma série da taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada, para o período de 2000 a 2017.

Com uma recuperação da economia brasileira no final do ano 2000, reflexo da evolução positiva dos fundamentos macroeconômicos e da baixa instabilidade na conjuntura internacional, foi estabelecido uma meta para a taxa SELIC de 15,25% a.a., isso para o mês de janeiro de 2001. A partir de março de 2001, houve um aumento da taxa de câmbio (depreciação cambial), em tais condições o Comitê de Política Monetária (COPOM) elevou a meta para a taxa de juros básica da economia para o nível de 19% a.a. em julho, voltando ao patamar observado no meses iniciais de 2000.

Segundo boletim do [BCB \(2004\)](#), no ano de 2004, já com Henrique de Campos Meirelles na função de presidente do BCB, o COPOM interrompeu o processo de flexibilização da política monetária, outrora iniciado em junho de 2003. Esta medida cautelosa foi imposta com objetivo de cumprir a meta de inflação para o ano de 2004, em virtude do aumento dos preços das *commodities* motivados pelo elevado crescimento da economia mundial. A meta para a taxa de juros básica foi estabelecida em 17,75% a.a., no final de 2004.

Em 2006, a estabilidade do nível de preços da economia foi preferência na condução da política monetária.<sup>2</sup> Nos três meses iniciais, o COPOM reduziu a meta da taxa SELIC em 0,75 p.p., posteriormente aplicando outro corte de 0,5 p.p. nos meses subsequentes. Essa redução na taxa básica de juros representou duas incertezas à economia, tais como: i) no grau de flexibilização da política monetária iniciado em 2005;

<sup>1</sup> Segundo o BCB, a taxa Selic é a taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para tributos federais. Para fins de cálculo da taxa, são considerados os financiamentos diários relativos às operações registradas e liquidadas no próprio Selic e em sistemas operados por câmaras ou prestadoras de serviços de compensação e de liquidação.

<sup>2</sup> Com base na meta para a inflação anual fixada em 4,5% pelo CMN, o COPOM reduziu a meta para a taxa de juros básica em 13,25% a.a., em dezembro de 2006.

e ii) em relação às condições de liquidez externas oriundas de mudanças na condução da política monetária norte-americana, conforme apresentado no [BCB \(2006\)](#).<sup>3</sup>

Nos meses iniciais do ano de 2008, o COPOM agiu de forma mais cautelosa na condução da política monetária, tendo em vista que a economia mundial e doméstica apresentavam sinais de recuperação legitimando uma política monetária mais restritiva. Durante o mês de julho do mesmo ano, diante de um cenário de aceleração dos preços no atacado e aumento na expectativa de inflação, foi decidido elevar a taxa de juros básica da economia. Por fim, nos últimos meses, o comitê decidiu manter a taxa de juros elevada em decorrência de alguns pontos negativos promovidos pela crise internacional, tais como: incerteza na evolução positiva da atividade econômica e diminuição de confiança dos consumidores e empresários.

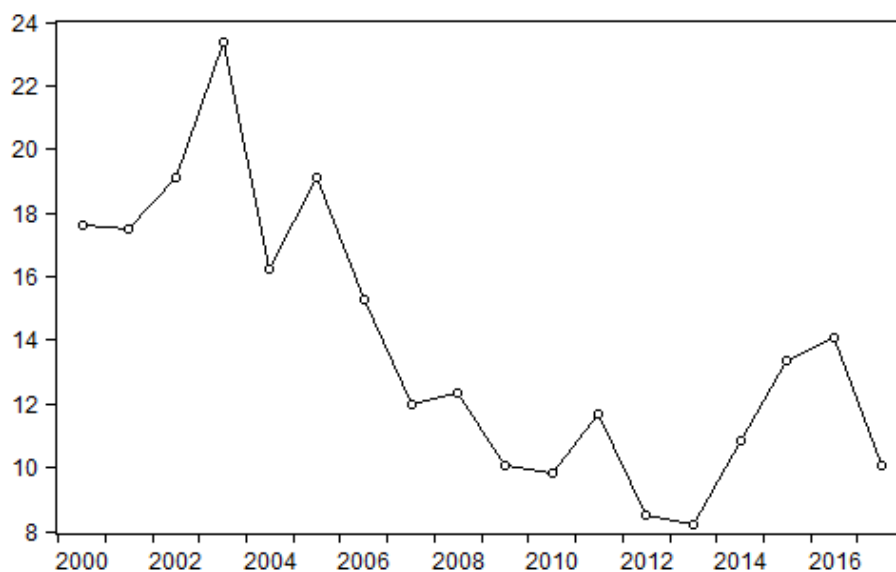
De acordo com o [BCB \(2010\)](#), o índice de preços oficial da economia, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), sustentado entre 2,5% a 6,5% para o ano de 2010, a meta para taxa SELIC chegou ao patamar de 8,75% a.a., sendo o menor nível desde a implementação do regime de metas de inflação em 1999. No decorrer dos meses, essa taxa foi elevada para 10,75% a.a., conforme apresentado na [Figura 1](#). Nesse cenário, o CMN juntamente com autoridades do BCB e COPOM adotaram algumas medidas importantes, dentre elas as elevações de recolhimento compulsório e crédito.

Com desaceleração da economia brasileira no segundo semestre de 2011, o COPOM decidiu reduzir a taxa de juros SELIC inúmeras vezes no decorrer de 2012. No final desse mesmo ano, foi observado um ambiente econômico com balanço de riscos para a inflação favorável, retomada da economia interna e a complexidade envolvendo a economia internacional, em que essas circunstâncias contribuem para o COPOM manter a taxa de juros da economia em um patamar baixo.

Como estabelece o [BCB \(2014\)](#), nos anos seguintes o COPOM elevou a taxa SELIC de 10% a.a., no final de 2013, para algo em torno de 11,75% a.a., ao final de 2014. Tal circunstância é justificada devido aos ajustes de preços relativos na economia ter provocado maiores riscos na balança para a inflação. Portanto, as autoridades monetárias tornaram consenso o ajuste das condições monetárias, de modo assegurar, a um custo menor, hegemonia de um ambiente menos hostil para a inflação nos próximos dois anos, 2015 e 2016.

<sup>3</sup> O desenvolvimento da flexibilização da política monetária no Brasil foi viabilizado a partir da trajetória declinante das expectativas de inflação para o ano de 2006. Nesse mesmo ano, tendência equivalente foi constatada, a partir de setembro de 2007, pelas expectativas dos índices de preços.

Figura 1 – Trajetória da taxa de juros Selic acumulada/anualizada (2000-2017).



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB.

[1] Nota: o valor para cada ano foi calculado a partir da média dos 12 meses, para uma série da taxa de juros acumulada no mês.

Como pode ser observado no [Apêndice C](#), a trajetória da inflação aponta sinais de mudanças nas preferências das autoridades monetárias apenas em pontos específicos na economia, por exemplo, após a eleição presidencial de 2003 verificamos uma queda do nível geral de preços, voltando a apresentar elevação no ano de 2014. Para o hiato do produto, notamos claramente uma desaceleração durante a crise internacional de 2008. Dessa forma, a trajetória das variáveis indica uma leve mudança de preferência dos *policy makers*, em períodos pontuais da economia brasileira.

## 3 Modelo Teórico

Esta seção é dedicada à apresentação do modelo teórico que será utilizado como base para estimação das preferências do BCB. Esse modelo abrange três fundamentos, a saber: restrições, função perda e política ótima.

### 3.1 Restrições

Nesse trabalho, nós consideramos um modelo macroeconômico estrutural simples com expectativas *backward-looking*. Os trabalhos de Favero e Rovelli (2003), Ozlale (2003), Dennis (2006) e Lakdawala (2016) utilizaram desse modelo para estudar as preferências do banco central. As equações do modelo são:

$$\pi_t = b_0 + b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t-2} + b_3\pi_{t-3} + b_{3_A}\pi_{t-4} + b_4y_{t-1} + \mu_{\pi,t} \quad (3.1)$$

em que  $b_{3_A} = 1 - b_1 - b_2 - b_3$ .

$$y_t = a_0 + a_1y_{t-1} + a_2y_{t-2} + a_3(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \mu_{y,t} \quad (3.2)$$

em que  $\pi_t$  é a taxa de inflação trimestral anualizada,  $y_t$  é o hiato do produto (obtido pela diferença entre o produto observado e o seu valor potencial). A taxa de juros real  $r_{t-1}$  é definida como diferença entre a taxa de juros nominal ( $i_{t-1}$ ) considerada como instrumento de política monetária e a taxa de inflação da economia ( $\pi_{t-1}$ ). Os termos de erro  $\mu_{\pi,t}$  e  $\mu_{y,t}$  são identicamente, independentemente e normalmente distribuídos (i.i.d.), e são interpretados como choques de oferta e demanda, respectivamente.

A curva de Phillips ou oferta agregada (3.1) mostra que a inflação corrente depende de seus valores passados e da flutuação do hiato do produto no período anterior. A equação (3.2) é uma curva IS convencional onde o hiato do produto no tempo  $t$  depende de seus valores defasados e da taxa de juros real no período anterior. O coeficiente  $a_3$  que mede a resposta do hiato do produto a taxa de juros real deverá apresentar valor negativo.

### 3.2 Função perda

Segundo Rudebusch e Svensson (1999), nós assumimos que a autoridade monetária procura escolher um caminho para o instrumento de política (a taxa de juros

nominal), de modo a minimizar:<sup>1</sup>

$$L = \tilde{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [\alpha_t (\pi_{t+j}^a - \pi_t^*)^2 + y_{t+j}^2 + \nu (i_{t+j} - i_{t+j-1})^2] \quad (3.3)$$

em que  $E_t$  é o operador de expectativas condicionado ao conjunto de informação disponível em  $t$ ,  $\beta$  é a taxa de desconto ( $0 < \beta < 1$ ),  $\alpha > 0$ , o peso do hiato do produto em relação à inflação é normalizado para 1 e  $\nu$  que representa o coeficiente da suavização da taxa de juros deverá apresentar valor igual ou maior que 0.<sup>2</sup> Com função perda  $L$ , a autoridade monetária assume estabilizar a inflação anual,  $\pi_t^a = (1/4) \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$ , em torno de uma meta de inflação ( $\pi^*$ ), para manter o hiato do produto fechado em zero e suavizar a taxa de juros nominal. O [Apêndice A](#) mostra a derivação matemática detalhada do modelo na forma espaço estado e a regra de política ótima.

De acordo com [Lakdawala \(2016\)](#), a motivação teórica do terceiro termo ( $\nu(i_{t+j} - i_{t+j-1})^2$ ) é baseada nos efeitos desejáveis das expectativas do setor privado.<sup>3</sup> Este termo também pode ser motivado pelo desejo do banco central em reduzir a volatilidade dos preços de ativos a fim de evitar elevadas oscilações na taxa de juros. [Rudebusch \(2002\)](#), [Rudebusch \(2006\)](#) e [Castelnuovo e Surico \(2004\)](#) argumentaram que o banco central não utiliza o artefato de suavização diretamente, e sim após choques autocorrelacionados que atingem a economia ou potencial preocupação com incerteza do modelo. Entretanto, em trabalhos empíricos recentes, [Hamilton, Pruitt e Borger \(2011\)](#) e [Coibion e Gorodnichenko \(2012\)](#) encontraram que o banco central realmente se preocupa com suavização da taxa de juros.

Alguns pontos justificam a utilização do termo de suavização da taxa de juros, a saber: i) incertezas em relação aos dados e coeficientes da transmissão de política monetária; ii) ações dos formuladores de política são conduzidas apenas no momento em que houver certeza sobre os resultados dessas ações; iii) alterações na taxa de juros podem desestabilizar mercados financeiro e cambial; iv) regressos de ações de política monetária podem ser observados como erros ou evidências de consistência política; e v) pequenas e duradouras alterações na taxa de juros de curto prazo permitem efeito da política monetária sobre a demanda agregada sem imposição de volatilidade do instrumento de política. Para maior esclarecimento acerca do termo de suavização da taxa de juros, ver [Clarida, Gali e Gertler \(1998\)](#), [Woodford \(1999\)](#), [Sack e Wieland \(2000\)](#) e [Woodford \(2003\)](#).

<sup>1</sup> De acordo com [Aragón e Portugal \(2009\)](#), a relevância do uso de função perda quadrática consiste em dois pontos: i) este tipo de função associada às restrições lineares resulta em regra de política linear; e, ii) permite a inclusão do termo de suavização da taxa de juros nominal.

<sup>2</sup> Como demonstrado por [Rudebusch e Svensson \(1999\)](#), quando  $\beta \rightarrow 1$ , o problema de otimização do formulador de política e a função perda intertemporal pode ser interpretada como uma média incondicional da função perda no tempo  $t$ , dado por  $E[L_t] = \alpha[\pi_t - \pi^*] + \lambda_y var[y_t] - \nu[i_t - i(t-1)]$ .

<sup>3</sup> Ver [Woodford \(2003\)](#).

Neste trabalho, o peso na inflação em relação ao hiato do produto ( $\alpha_t$ ) é variável no tempo. Na literatura existem alguns estudos tratando desse parâmetro como variante no tempo.<sup>4</sup> Primeiro, esse peso pode alterar-se com a composição da equipe do BCB, onde novos membros podem estar mais preocupados em estabilizar a inflação da economia ou então direcionar a política visando diminuição de desemprego. Segundo, existe um grau distinto de pressão política sobre o banco central, como mostra [Maggio \(2010\)](#) e [Meltzer \(2011\)](#). [Lakdawala \(2016\)](#) diz que que essa mudança de força política pode ser capturada ao longo do tempo no peso em que o banco central impõe sobre a inflação em relação ao hiato do produto. O fator de perda especificado, com o peso da inflação sobre o hiato do produto variando no tempo, é uma maneira simples e adequada de obter as preferências do banco central.

### 3.3 Política ótima

Para cada período  $t$ , a autoridade monetária determina as taxas de juros da economia. Nós queremos observar o comportamento dos parâmetros de preferência do banco central a partir de modelo tempo-variante.

O banco central minimiza a função perda (3.3) sujeita às restrições dadas pelo modelo estrutural (3.1)-(3.2). Assim, a derivação da regra de política ótima parte da representação espaço de estados, denotada por (3.4):

$$Z_{t+1} = C + DZ_t + BX_t + \mu_{t+1} \quad (3.4)$$

onde o vetor da coluna  $Z_t$  representa as variáveis de estado, matriz  $D$ , vetor coluna  $B$  e o vetor de coluna de distúrbios  $\mu_t + 1$ .

Assim, a regra da taxa de juros é dada por:

$$\dot{i}_t = f_t + f_{1,t}\pi_t + f_{2,t}\pi_{t-1} + f_{3,t}\pi_{t-2} + f_{4,t}\pi_{t-3} + f_{5,t}y_t + f_{6,t}y_{t-1} + f_{7,t}\dot{i}_{t-1} + \mu_{i,t} \quad (3.5)$$

onde a taxa de juros nominal (variável de controle) no tempo  $t$  é uma função linear do vetor da variável de estado  $Z_t$ . Os coeficientes do vetor linha  $f = [f \ f_1 \ f_2 \ f_3 \ f_4 \ f_5 \ f_6 \ f_7]$  representam interação dos parâmetros de preferência do banco central e parâmetros das curvas de Phillips e IS. Logo, para cada valor do parâmetro de preferência por inflação em relação ao hiato do produto existe uma regra ótima. Os coeficientes desta regra,  $f_{i,t}$ , dependem dos parâmetros constantes das restrições ( $b_0, b_1, b_2, b_3, b_{3A}, b_4, a_0, a_1, a_2, a_3$ ), do parâmetro de suavização da taxa de juros e o parâmetro de preferência variante no tempo. Nós estimamos a equação (3.5) com um choque  $\mu_{i,t}$ . Esse choque pode ser observado como componente aleatório puro da política monetária. Ainda, para capturar mudanças na condução da política monetária, é presumido que os parâmetros da função

<sup>4</sup> Ver [Ireland \(2007\)](#), [Aragón e Medeiros \(2015\)](#) e [Lakdawala \(2016\)](#).

de reação são variantes no tempo e admitem passeio aleatório, conforme discutido pelos autores [Cooley e Prescott \(1976\)](#).

## 4 Estimação

A equação (3.5) foi estimada com um choque  $\mu_{i,t}$  com objetivo de eliminar o problema de singularidade na estimação dos parâmetros do Vetor Auto-Regressivo (VAR).<sup>1</sup> As equações (3.1), (3.2) e (3.5) podem ser escritas da seguinte forma:

$$A_{0,t}\hat{y}_t = A_{1,t} + A_{2,t}\hat{y}_{t-1} + A_{3,t}\hat{y}_{t-2} + A_{4,t}\hat{y}_{t-3} + A_{5,t}\hat{y}_{t-4} + L\Psi_t\mu_t \quad (4.1)$$

As matrizes  $A_{i,t}$  são funções do parâmetro de preferência ( $\alpha_t$ ) variante no tempo e modelado como um passeio aleatório:

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + z_t \quad (4.2)$$

onde o choque  $z_t \sim N(0, Q)$  é assumido como independente dos choques do modelo estrutural. O processo de passeio aleatório, muito usado na literatura<sup>2</sup>, é uma forma acessível e parcimoniosa de modelar parâmetros variantes no tempo, uma vez que pode detectar oscilações permanentes no parâmetro de preferência simplificando a estimação em relação a um processo auto-regressivo geral, conforme apresentado por [Lakdawala \(2016\)](#).

O vetor de erros  $\mu_t$  consiste em três choques: um choque de oferta ( $\mu_{\pi,t}$ ), um choque de demanda ( $\mu_{y,t}$ ) e um choque que envolve a taxa de juros ( $\mu_{i,t}$ ). O modelo assume a seguinte matriz de covariância:

$$Var\left(\begin{bmatrix} \mu_t \\ z_t \end{bmatrix}\right) = \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & Q \end{bmatrix}$$

Alguns estudos apontam a existência de heteroscedasticidade nos choques exógenos incluídos nos modelos macroeconômicos que envolvem inflação, hiato do produto e taxa de juros.<sup>3</sup> A decomposição triangular da matriz de variância dos erros considera  $\Omega_t = L\Psi_t\Psi_tL'$ , em que:

$$\Psi_t = \begin{bmatrix} \sigma_{\mu_{\pi,t}} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\mu_{y,t}} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\mu_{i,t}} \end{bmatrix}, L = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ l_{2,1} & 1 & 0 \\ l_{3,1} & l_{3,2} & 1 \end{bmatrix}$$

Uma vez que o modelo caracterizado pelas restrições, a regra da taxa de juros ótima e o passeio aleatório para os parâmetros variáveis no tempo, agora podemos

<sup>1</sup> Ver Apêndice B.

<sup>2</sup> Alguns autores utilizaram modelos seguindo passeio aleatório, podendo citar [Cogley e Sargent \(2001\)](#), [Cogley e Sargent \(2005\)](#), [Boivin \(2006\)](#) e [Kim e Nelson \(2006\)](#).

<sup>3</sup> Por exemplo, ver [Sims e Zha \(2006\)](#).

escrevê-lo na forma de espaço de estados. Assim, expressamos o seguinte sistema de espaço não-linear:

$$y_t = h(\alpha_t, X_t, \Gamma, \mu_t) \quad (4.3)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + z_t \quad (4.4)$$

em que  $\Gamma = [\delta, \nu, L, \Psi_t]$ . Nós estimamos o seguinte conjunto de parâmetros:  $\alpha_t$ : peso da inflação variável no tempo,  $\delta$ : coeficientes das restrições (3.1), (3.2),  $\nu$ : peso na suavização da taxa de juros,  $\Psi_t$ : desvios-padrão,  $N$ : termos de covariância, e  $Q$ : variância do choque para o parâmetro de preferência variante no tempo.

## 4.1 Abordagem bayesiana MCMC

Para estimar parâmetros do modelo como variáveis aleatórias, nós seguimos Lakdawala (2016) e utilizamos estimação bayesiana MCMC. Este método abrange amostragem numérica de distribuição a posteriori que é representada ao utilizar o algoritmo de *Metropolis Hastings* com passeio aleatório.

Para modelos de espaço de estados lineares, o filtro de Kalman é conveniente para avaliar a função de verossimilhança. Neste trabalho, o parâmetro de preferência é não linear, dessa forma foi utilizado o Filtro de Kalman Estendido (EKF) para linearizar a equação de observação em cada ponto no tempo usando uma expansão de Taylor de primeira ordem e, em seguida, aplicamos as técnicas do filtro padrão descrito. A partir de representação em espaço de estados não linear (4.3) e (4.4), as equações a seguir mostram como avaliar a verossimilhança usando EKF:

$$\alpha_{t|t-1} = \alpha_{t-1|t-1} \quad (4.5)$$

$$P_{t|t-1} = P_{t-1|t-1} + Q \quad (4.6)$$

$$\eta_{t|t-1} = \hat{y}_t - h(\alpha_{t|t-1}, X_t, \Gamma, 0) \quad (4.7)$$

$$f_{t|t-1} = H_t P_{t|t-1} H_t' + M_t \Sigma_t M_t' \quad (4.8)$$

$$\alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1} \quad (4.9)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t H_t P_{t|t-1} \quad (4.10)$$

em que

$$H_t = \left. \frac{\partial h(\cdot)}{\partial \alpha} \right|_{\alpha_{t|t-1}} \quad (4.11)$$

$$M_t = \left. \frac{\partial(\cdot)}{\partial \varepsilon} \right|_{\varepsilon_{t|t-1}} \quad (4.12)$$

$$K_t = P_{t|t-1} H_t' f_{t|t-1}^{-1} \quad (4.13)$$

Com os valores filtrados disponíveis a verossimilhança é avaliada usando o método de decomposição do erro.

$$\ln f = -\frac{Tn}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(|f_{t|t-1}|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \eta_{t|t-1}' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (4.14)$$

A verossimilhança é combinada com a priori para obter a posteriori. Nós seguimos um procedimento com duas etapas. Primeiro, maximizamos numericamente o logaritmo da distribuição de probabilidade a posteriori para obter uma estimativa da forma a posteriori. Segundo, utilizando o modo posteriori calculado anteriormente como um valor inicial, utilizamos o algoritmo de *Metropolis Hastings* para caracterização da distribuição a posteriori.

Seja  $\theta$  o vetor de parâmetros a ser estimado. O algoritmo *Metropolis Hastings* faz um sorteio de um candidato de uma densidade de geração de candidatos,  $q(\cdot)$ . Seja este candidato sorteado conhecido por  $\theta^{s+1}$ . Assim, este novo sorteio é aceito com a seguinte probabilidade:

$$\alpha(\theta^{(s+1)}, \theta^{(s)}) = \min \left( \frac{p(\theta^{(s+1)}|Y) \cdot q(\theta^{(s)})}{p(\theta^{(s)}|Y) \cdot q(\theta^{(s+1)})}, 1 \right) \quad (4.15)$$

Nós utilizamos a inversa da Hessiana do método a posteriori como candidato gerador de densidade que é centralizado em torno do sorteio vigente  $\theta^{(s)}$ , isto é:

$$\theta^{(s+1)} = \theta^{(s)} + c\tilde{H}^{-1} \quad (4.16)$$

em que  $c$  é um fator de escala e  $\tilde{H}$  é a Hessiana do modo a posteriori. A partir do algoritmo RWMH foram obtidas 400.000 retiradas com descarte de 200.000, como forma de garantir independência dos estágios iniciais. A taxa de aceitação média ao longo da cadeia foi de 32%.<sup>4</sup> Para estimação foi utilizado o software MATLAB R2015a, onde o código pode ser disponibilizado mediante solicitação.

<sup>4</sup> O número de retiradas é suficiente para garantir convergência, segundo estabelece [Raftery e Lewis \(1992\)](#).

## 4.2 Dados

A estimação da função perda do BCB com parâmetro de preferência variante no tempo foi baseada em dados com periodicidade trimestral, em que a amostra completa abrange o segundo trimestre de 1999 ao quarto trimestre de 2017. Esse período de análise foi escolhido tendo em vista que, entre os anos de 1994 e 1999, houve dois marcos importantes na economia brasileira: implantação do Plano Real e a mudança de regime cambial (alteração de câmbio fixo para flutuante), respectivamente. Além disso, o período escolhido abrange apenas um regime de política monetária, o regime de metas de inflação.<sup>5</sup>

Nós determinamos usar periodicidade trimestral por duas razões, a saber: (i) dados trimestrais são menos susceptíveis a ruídos e erros de mensuração; e (ii) diminuição de defasagem da política monetária, caso a política apresente efeito com dois ou três períodos após ser implantada. O conjunto de dados utilizados consiste no registro de variáveis macroeconômicas - taxa de inflação ( $\pi$ ), taxa de juros SELIC ( $i$ ) e hiato do produto ( $y$ ) - obtidas no Instituto Brasileiro Geografia e Estatística (IBGE) e no BCB.

Tabela 1 – Resumo das variáveis utilizadas.

Variável	Unidade	Sigla	Fonte
Inflação	Taxa	$\pi$	IBGE
Juros	Taxa	$i$	BCB
Hiato do produto	Taxa	$y$	BCB/Filtro HP

Fonte: Elaboração própria dos autores.

A variável  $\pi$  é referente à inflação acumulada dos últimos 12 meses, sendo mensurada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e utilizada como meta de inflação ( $\pi^*$ ) pelo BCB. O hiato do produto ( $y$ ) é obtido a partir da diferença percentual entre o PIB real trimestral dessazonalizado e a sua tendência (*proxy* para o produto potencial), sendo esse último mensurado pelo filtro de Hodrick-Precott (HP)<sup>6</sup> e a taxa de juros SELIC ( $i$ ) é anualizada (média do trimestre).<sup>7</sup>

<sup>5</sup> Este fato diminui a importância da crítica de Lucas (1976).

<sup>6</sup> Para o cálculo do hiato do produto foi utilizado  $\lambda = 1600$ , como sugerido por Hodrick e Prescott (1997)

<sup>7</sup> A trajetória das variáveis utilizadas é apresentada no Apêndice C.

## 5 Resultados

### 5.1 Estimação dos parâmetros

Nós utilizamos dados de 1999:T1 a 2003:T4 como pré-amostra para obter as prioris. Para essa amostra inicial estimamos uma Regressão Aparentemente Não-Relacionada (SUR). As prioris para os coeficientes das restrições,  $\delta$ , são assumidas com distribuição normal com média a priori igual a estimativa SUR para pré-amostra e variância elevada para garantir que tenha valor não-informativo. A priori referente ao peso de suavização da taxa de juros,  $\nu$ , possui distribuição uniforme com valor real positivo. As variâncias,  $\sigma_{i,t}$ , são assumidas como sendo gamma inversa com forma e escala definidas por 2 e 1, respectivamente. Por fim, a variância do parâmetro variante no tempo,  $Q$ , é definida por distribuição uniforme com número real positivo. A [Tabela 2](#) mostra um resumo das prioris.

Tabela 2 – Distribuição a priori dos parâmetros.

Parâmetro	Definição	Distribuição
$\delta$	Coeficientes das restrições	Normal( $\delta_{SUR}, 10.V_{\delta,SUR}$ )
$\sigma$	Desvio-padrão dos parâmetros	Gamma inversa (2,1)
$N$	Matriz de covariância	Normal (0,10)
$Q$	Variância do parâmetro variante no tempo	Uniforme (0, $\infty$ )
$\nu$	Peso de suavização na taxa de juros	Uniforme (0, $\infty$ )

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Para estimação do algoritmo RWMH, antes se fez necessário a calibração dos parâmetros fator de desconto ( $\beta$ ) e meta de inflação ( $\pi^*$ ). Seguindo [Castro et al. \(2011\)](#), nós estabelecemos que o  $\beta$  seja igual a 0.989 e  $\pi^*$  seja de 4.5%, uma vez que desde 2005 a meta inflacionária do Brasil está nesse patamar.

Os valores dos parâmetros estimados são apresentados na [Tabela 3](#). Esses valores foram obtidos juntamente com os percentis 5 e 95 da distribuição a posteriori. Ainda foi calculado o erro-padrão para cada parâmetro. Os resultados foram comparados com os existentes na literatura.

Conforme apresentado na [Tabela 3](#),  $a_i$  e  $b_i$  são parâmetros de restrições,  $\sigma_i$  e  $l_i$  são referentes aos desvios-padrão e os termos de covariância da matriz de variância,  $\nu$  é o peso da suavização da taxa de juros da função perda e  $Q$  é a variância dos choques na equação que rege o peso do parâmetro variante no tempo.

Tabela 3 – Estimação dos parâmetros constantes.

Parâmetro	Média posteriori	95%IC	Erro-padrão
<b>Curva IS</b>			
$a_0$	0.2979	[-1.5083;2.1780]	1.1554
$a_1$	0.9125	[0.4288;1.3662]	0.2836
$a_2$	-0.3866	[-0.6368;-0.1691]	0.0149
$a_3$	-0.0383	[-0.2019;0.1193]	0.0992
<b>Curva de Phillips</b>			
$b_0$	4.8536	[-2.3265;13.4183]	4.5276
$b_1$	0.5447	[0.0534;1.5512]	0.6321
$b_2$	-0.5573	[-1.8358;0.5056]	0.6981
$b_3$	0.3139	[0.1147;0.7823]	0.2671
$b_4$	0.5791	[-4.8990;4.5903]	2.8113
<b>Desvio-padrão</b>			
$\sigma_{\mu_{\pi,t}}$	0.6353	[0.2010;1.5380]	0.4414
$\sigma_{\mu_{y,t}}$	0.6400	[0.1997;1.5634]	0.4461
$\sigma_{\mu_{i,t}}$	0.6421	[0.2023;1.5138]	0.4126
<b>Covariância</b>			
$l_{2,1}$	-0.1604	[-3.4047;3.5911]	2.1639
$l_{3,1}$	-0.4333	[-5.8359;6.0909]	3.5211
$l_{3,2}$	-0.5145	[-5.3067;3.5023]	2.5546
<b>Suavização da taxa de juros</b>			
$\nu$	33.5525	[3.4985;67.9780]	21.3188
<b>Variância da equação de estado</b>			
Q	20.4383	[1.5329;31.9229]	10.1345

Fonte: Elaboração própria dos autores.

De forma geral, as estimativas dos parâmetros têm sinais esperados. Para Curva de Phillips a exceção foi  $b_2$  que apresentou sinal negativo. O parâmetro que mede o impacto do hiato do produto na taxa de inflação apresentou valor inferior comparado ao resultado encontrado por [Aragón e Portugal \(2009\)](#), e também não foi estatisticamente significativo. Estes autores estimaram um modelo macroeconômico estrutural para uma pequena economia aberta e sem considerar variável constante na estimação das curvas IS e Phillips.

Com relação a Curva IS, como esperado o sinal do efeito do coeficiente da taxa de juros real no hiato do produto foi negativo. Nesse caso, um aumento de ponto percentual para estimativa da taxa de juros real sugere uma diminuição em torno de 0.04 pontos percentuais na inflação anualizada, porém o parâmetro não apresenta valor estatisticamente diferente de zero. [Aragón e Portugal \(2009\)](#) encontraram que um aumento de um ponto percentual na taxa de juros real provoca uma queda de 0.09 pontos percentuais na inflação anualizada.

Como mostra a [Tabela 3](#), o parâmetro de suavização da taxa de juros apresenta valor alto e estatisticamente diferente de zero. Para o Brasil, o valor do parâmetro de suavização da taxa de juros encontrado por [Palma e Portugal \(2011\)](#) foi de 20.005. Na literatura internacional este parâmetro apresenta valor acima de 30.<sup>1</sup> Ainda existe discussão acerca da verdadeira fonte de suavização observada no parâmetro de política.

O sinal do parâmetro  $\alpha_0$  é diferente dos trabalhos da literatura internacional. O coeficiente  $\alpha_2$  deste estudo apresentou valor negativo, diferente dos resultados encontrados nos trabalhos de [Rudebusch e Svensson \(1999\)](#) e [Dennis \(2006\)](#). Os sinais dos demais termos são semelhantes. Já com relação a Curva IS, os parâmetros foram semelhantes, entretanto o parâmetro constante ( $\beta_0$ ) para este trabalho foi negativo (apesar de não ter sido significativo), relativamente aos estudos da literatura geral.

## 5.2 Regra de política ótima

Para avaliar a regra de política ótima ao longo do tempo foi considerado a média a posteriori dos parâmetros das curvas IS e Phillips, do termo de suavização da taxa de juros e a estimativa do parâmetro variante em cada período de tempo.

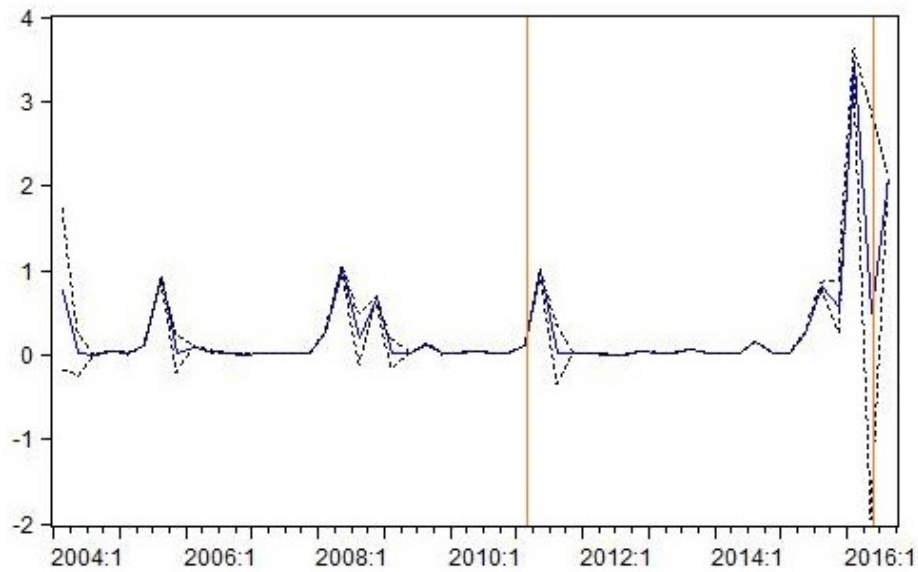
A linha sólida azul da [Figura 5.2](#) representa a estimativa do valor suavizado do parâmetro de preferência variável a partir da média a posteriori dos parâmetros constantes (descritos na [Tabela 3](#)). A linha preta tracejada indica o intervalo de confiança para mais ou menos um desvio-padrão. Essas bandas de confiança consideram a incerteza do filtro de Kalman bem como a incerteza do parâmetro.

Como sugere a [Figura 5.2](#), durante o mandato de Henrique de Campos Meirelles (2004 a 2011) houve pequenas oscilações no peso dado a inflação. Com nomeação de Antonio Alexandre Tombini há uma queda no peso e algumas flutuações durante seu mandato. No início do mandato de Ilan Goldfajn se percebe uma maior preocupação no controle de inflação, uma vez que notamos um peso ascendente atribuído ao parâmetro flexível no tempo. Observamos que após a crise internacional de 2008 houve uma tendência de queda no peso da inflação.

Estudos anteriores para o Brasil estimaram a função perda do banco central considerando parâmetros constantes. Para o parâmetro de preferência por inflação, [Aragón e Portugal \(2009\)](#) encontraram o valor de 0.73, [Palma e Portugal \(2011\)](#) teve como resultado 0.83 e [Palma e Portugal \(2014\)](#) obtiveram como peso 0.42. Os dois primeiros trabalhos estimaram as preferências via máxima verossimilhança e o último por métodos bayesianos para um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE).

<sup>1</sup> Ver [Dennis \(2006\)](#), [Primiceri \(2006\)](#) e [Lakdawala \(2016\)](#).

Figura 2 – Parâmetro de preferência variável no tempo.



Fonte: Elaboração própria dos autores.

[1] Nota: A linha sólida vertical indica o fim de mandato do presidente do Banco Central.

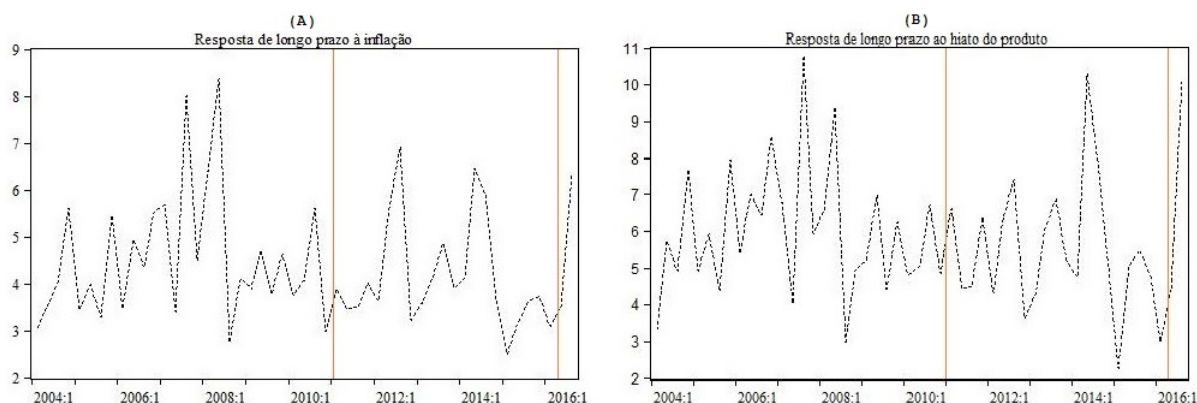
Na avaliação da regra de política ótima consideramos as respostas de longo prazo à inflação e ao hiato do produto representadas pelas equações (5.1) e (5.2):

$$\phi_{1,t} \equiv \frac{f_{1,t} + f_{2,t} + f_{3,t} + f_{4,t}}{1 - f_{7,t}} \quad (5.1)$$

$$\phi_{2,t} \equiv \frac{f_{5,t} + f_{6,t}}{1 - f_{7,t}} \quad (5.2)$$

O painel (A) da Figura 3 indica que a resposta de longo prazo à inflação tem valor médio de 4.39 para amostra completa, sendo maior durante o mandato de Henrique Meirelles quando comparado com o período em que Alexandre Tombini ocupou o cargo de presidente do BCB. Nós observamos uma tendência positiva na resposta de longo à inflação durante os anos iniciais do mandato de Henrique Meirelles e queda acentuada após a crise internacional de 2008.

Figura 3 – Regra da taxa de juros ótima avaliada na média a posteriori dos parâmetros estimados.



Fonte: Elaboração própria dos autores.

- [1] Nota: O painel (A) mostra a resposta de longo prazo à inflação dada por  $\frac{f_{1,t}+f_{2,t}+f_{3,t}+f_{4,t}}{1-f_{7,t}}$  e o painel (B) mostra a resposta de longo prazo ao hiato do produto dada por  $\frac{f_{5,t}+f_{6,t}}{1-f_{7,t}}$ .
- [2] Nota: A linha sólida vertical indica o fim de mandato do presidente do Banco Central.

O painel (B) da [Figura 3](#) mostra a resposta da taxa de juros às mudanças no hiato do produto ao longo do tempo. Observamos que após a crise internacional e início do mandato de Alexandre Tombini houve tendências de queda da resposta da taxa de juros ao hiato do produto. O valor médio de nossas estimativas sugerem que ocorreu uma maior preocupação do BCB em conduzir a taxa de juros em resposta ao hiato do produto durante o mandato de Henrique Meirelles, quando comparado com o mandato de seu sucessor. [Aragón e Medeiros \(2015\)](#) encontraram que houve uma maior preocupação das autoridades monetárias brasileiras em controlar a taxa de juros em resposta ao hiato do produto após a crise internacional de 2008, comparado ao período pré-crise. Estes autores estimaram a função de reação do BCB considerando expectativas *forward-looking* com parâmetros variantes no tempo, para o período 2002-2011.

A [Tabela 4](#) mostra as regras ótimas para diferentes presidentes do BCB com base na média do parâmetro variante no tempo. Observamos que na média o parâmetro que mede o peso de preferência por inflação em relação ao hiato do produto foi maior durante o mandato de Alexandre Tombini. A regra ótima estimada para Henrique Meirelles mostra que: um aumento de um ponto percentual na inflação eleva a taxa de juros em 1.25 pontos percentuais; já um aumento de um ponto percentual no hiato do produto eleva a taxa de juros em aproximadamente 4.1295 pontos percentuais. O coeficiente que mede a inércia da taxa de juros apresentou valor de 0.5065, ou seja, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros do período anterior provoca um aumento de 0.51 pontos percentuais na taxa de juros do período corrente.

Tabela 4 – Regra monetária ótima para diferentes presidentes do BCB.

	Henrique Meirelles	Alexandre Tombini
$\alpha_t$	0.1578	0.3207
$\nu$	33.5525	33.5525
Regra monetária ótima de curto prazo		
$\dot{i}_t = f_t + f_{1,t}\pi_t + f_{2,t}\pi_{t-1} + f_{3,t}\pi_{t-2} + f_{4,t}\pi_{t-3} + f_{5,t}y_t + f_{6,t}y_{t-1} + f_{7,t}\dot{i}_{t-1}$		
$f_t$	4.7160	5.2252
$f_{1,t}$	1.2500	1.1265
$f_{2,t}$	0.0981	0.1526
$f_{3,t}$	0.3968	0.4413
$f_{4,t}$	0.0510	0.0343
$f_{5,t}$	4.1295	3.5953
$f_{6,t}$	-1.2408	-1.1982
$f_{7,t}$	0.5065	0.6161
Regra monetária ótima de longo prazo		
$\dot{i}_t = \phi_{1,t}\pi + \phi_{2,t}y$		
$\phi_{1,t}$	4.5701	3.6391
$\phi_{2,t}$	6.2434	5.8535

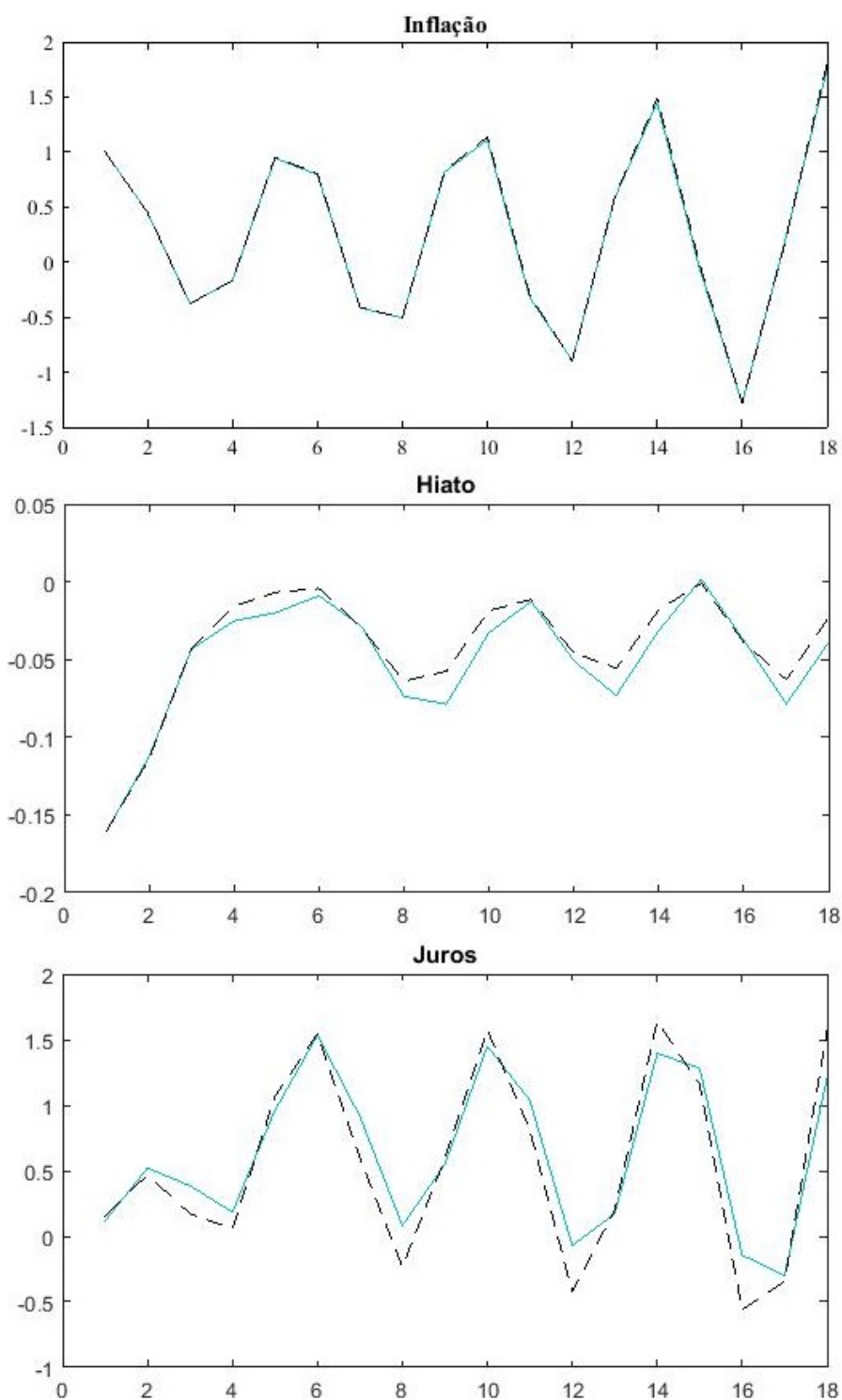
Fonte: Elaboração própria dos autores.

Os coeficientes estimados da regra ótima para Alexandre Tombini mostram que: um aumento de um ponto percentual na inflação eleva a taxa de juros em 1.13 pontos percentuais; por outro lado, um aumento de um ponto percentual no hiato do produto eleva a taxa de juros em 3.64 pontos percentuais. Semelhante ao caso de Henrique Meirelles, o coeficiente que mede o processo autoregressivo da taxa de juros apresentou valor alto (0.6161), indicando a preocupação da autoridade monetária brasileira em suavizar a taxa SELIC. Em ambos os casos de regra ótima, a autoridade monetária responde aos valores defasados da taxa de inflação e do hiato do produto, embora essa resposta seja mais fraca quando comparada ao período  $t$ .

Além dos coeficientes de curto prazo  $f$  descritos na regra ótima, as variáveis de estado também têm efeitos secundários sobre a taxa de juros em virtude de seus valores defasados e do termo inercial da taxa de juros  $\dot{i}_{t-1}$ . Nós avaliamos esses efeitos na [Tabela 4](#) e estão descritos pelos coeficientes  $\phi_{1,t}$  e  $\phi_{2,t}$ . Conforme estabelece a regra de longo prazo, durante o mandato de Henrique Meirelles, um aumento sustentado de um ponto percentual na inflação viabiliza um aumento na taxa SELIC em 3.64 pontos percentuais, enquanto que um aumento de um ponto percentual no hiato do produto eleva a taxa SELIC em aproximadamente 5.85 pontos percentuais. Para Alexandre Tombini, os coeficientes que medem as respostas de longo à inflação e ao hiato do produto foram 4.57 e 6.24, respectivamente. Dessa forma, a resposta da taxa de juros à inflação foi mais do que proporcional, corroborando o princípio de Taylor. Ao estimar a função perda do BCB com parâmetros constantes, [Aragón e Portugal \(2009\)](#) encontraram que durante o período de 1999-2007 também houve um aumento mais do que proporcional da taxa de

juros em resposta à inflação.

Figura 4 – Respostas ao impulso a um choque unitário na inflação.



Fonte: Elaboração própria dos autores.

[1] Nota: a linha sólida mostra as respostas usando as preferências estimadas sob o mandato de Henrique Meirelles, enquanto a linha tracejada faz referência ao mandato de Alexandre Tombini.

A Figura 5.2 considera a média do parâmetro de preferência variante para cada presidente do BCB.<sup>2</sup> Nossos resultados indicam semelhança nas respostas para ambos presidentes, apesar da média do parâmetro de preferência que mede o peso da inflação em relação ao hiato do produto foi maior durante o mandato de Alexandre Tombini.

---

<sup>2</sup> Diante o curto período de mandato de Ilan Goldfajn não foram apresentadas suas respectivas respostas a um choque unitário na inflação. Este resultado pode ser disponibilizado mediante solicitação.

## 6 Conclusões

Ao longo dos últimos anos inúmeros estudos empíricos avaliaram as ações do Banco Central a partir da estimação de política monetária. Este procedimento é limitado haja vista que regras de política ótima são restritas a equações cujo coeficientes são convoluções das preferências dos *policy makers* e dos padrões comportamentais econômicos.

Nós assumimos que a autoridade monetária resolve um problema de otimização intertemporal restrito a um modelo macroeconômico simples com expectativas *backward-looking*. Sendo assim, o presente trabalho teve como objetivo avaliar o comportamento das preferências do BCB considerando o parâmetro de preferência por inflação em relação ao hiato do produto variante no tempo. Nossos resultados sugerem que: (i) houve alguma instabilidade no parâmetro variante, com flutuações após posses de presidentes do BCB e durante a crise internacional de 2008; (ii) a autoridade monetária brasileira se preocupa em suavizar a taxa de juros; (iii) as respostas de longo prazo à inflação e ao hiato do produto foram maiores durante o mandato de Henrique Meirelles comparado ao seu sucessor; e (iv) as respostas de ambos presidentes a um choque unitário na inflação foram semelhantes.

Na literatura existem inúmeros trabalhos buscando compreender mudanças nas preferências do banco central. Podemos categorizar as mudanças em duas partes: mudanças de erros de política e mudanças como consequência de preferências de política. Embora a literatura se concentre na primeira linha de pensamento, a principal motivação deste trabalho é que não é dada atenção suficiente às mudanças de comportamento do banco central. Os resultados motivam estudos futuros que considerem preferências variantes no tempo para uma pequena economia aberta.

# Referências

ARAGÓN, E. K. d. S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 39, n. 2, p. 277–300, 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612009000200002>>. Citado 5 vezes nas páginas 13, 20, 28, 29 e 32.

ARAGÓN, E. K. S. B.; MEDEIROS, G. B. Monetary policy in brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. *Empirical Economics*, Springer, v. 48, n. 2, p. 557–575, 2015. Disponível em: <<https://doi.org/10.1007/s00181-013-0791-5>>. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 31.

BCB. *Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório anual - Moeda e crédito*. [S.l.], 2004. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2004/rel2004p.pdf>>.

Citado na página 16.

BCB. *Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório anual - Moeda e crédito*. [S.l.], 2006. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2006/rel2006p.pdf>>.

Citado na página 17.

BCB. *Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório anual - Moeda e crédito*. [S.l.], 2010. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2010/rel2010p.pdf>>.

Citado na página 17.

BCB. *Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório anual - Moeda e crédito*. [S.l.], 2014. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2014/rel2014indicep.pdf>>.

Citado na página 17.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. *Implementing inflation targeting in Brazil*. [S.l.], 2000. Disponível em: <<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.247507>>. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 15.

BOIVIN, J. Has us monetary policy changed? evidence from drifting coefficients and real-time data. *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, v. 38, n. 5, p. 1149–1173, 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1353/mcb.2006.0065>>.

Citado na página 23.

CARVALHO, F. de et al. *Economia monetária e financeira: teoria e política*. ELSEVIER EDITORA, 2007. ISBN 9788535223606. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=a2x1PgAACAAJ>>.

Citado na página 16.

CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. Model uncertainty, optimal monetary policy and the preferences of the fed. *Scottish Journal of Political Economy*, Wiley Online Library, v. 51, n. 1, p. 105–126, 2004. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/j.0036-9292.2004.05101007.x>>. Citado 2 vezes nas páginas 13 e 20.

CASTRO, M. R. et al. *SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*. [S.l.], 2011. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps239.pdf>>.

Citado na página 27.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, Elsevier, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, 1998. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00016-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00016-6)>.

Citado na página 20.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000. Disponível em: <<https://doi.org/10.1162/003355300554692>>.

Citado na página 12.

COGLEY, T.; SARGENT, T. J. Evolving post-world war ii us inflation dynamics. *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, v. 16, p. 331–373, 2001. Disponível em: <<https://doi.org/10.1086/654451>>.

Citado na página 23.

COGLEY, T.; SARGENT, T. J. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post wwii us. *Review of Economic Dynamics*, Elsevier, v. 8, n. 2, p. 262–302, 2005. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.red.2004.10.009>>.

Citado na página 23.

COIBION, O.; GORODNICHENKO, Y. Why are target interest rate changes so persistent? *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 4, n. 4, p. 126–62, 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1257/mac.4.4.126>>.

Citado na página 20.

COOLEY, T. F.; PRESCOTT, E. C. Estimation in the presence of stochastic parameter variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 167–184, 1976. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1911389>>.

Citado na página 22.

DENNIS, R. The policy preferences of the us federal reserve. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 21, n. 1, p. 55–77, 2006. Disponível em: <<https://doi.org/10.1002/jae.808>>. Citado 4 vezes nas páginas 12, 13, 19 e 29.

FAVERO, C. A.; ROVELLI, R. Macroeconomic stability and the preferences of the fed: A formal analysis, 1961-98. *Journal of Money, Credit, and Banking*, The Ohio State University Press, v. 35, n. 4, p. 545–556, 2003. Disponível em: <<https://doi.org/10.1353/mcb.2003.0028>>. Citado 3 vezes nas páginas 12, 13 e 19.

GIVENS, G. E. Estimating central bank preferences under commitment and discretion. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 44, n. 6, p. 1033–1061, 2012. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2012.00522.x>>. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 13.

HAMILTON, J. D.; PRUITT, S.; BORGER, S. Estimating the market-perceived monetary policy rule. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 3, n. 3, p. 1–28, 2011. Disponível em: <[dx.doi.org/10.1257/mac.3.3.1](https://doi.org/10.1257/mac.3.3.1)>.

Citado na página 20.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, JSTOR, p. 1–16, 1997. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/2953682>>.

Citado na página 26.

ILBAS, P. Revealing the preferences of the us federal reserve. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 27, n. 3, p. 440–473, 2012. Disponível em: <<https://doi.org/10.1002/jae.1199>>. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 13.

IRELAND, P. N. Changes in the federal reserve's inflation target: Causes and consequences. *Journal of Money, credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 39, n. 8, p. 1851–1882, 2007. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2007.00091.x>>.

Citado na página 21.

KIM, C.-J.; NELSON, C. R. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 53, n. 8, p. 1949–1966, 2006. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.017>>.

Citado na página 23.

LAKDAWALA, A. Changes in federal reserve preferences. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 70, p. 124–143, 2016. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jedc.2016.07.003>>. Citado 6 vezes nas páginas 19, 20, 21, 23, 24 e 29.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. 1976. v. 1, p. 19–46. Disponível em: <[http://people.sabanciuniv.edu/atilgan/FE500\\_Fall2013/2Nov2013\\_CevdetAkca/LucasCritique\\_1976.pdf](http://people.sabanciuniv.edu/atilgan/FE500_Fall2013/2Nov2013_CevdetAkca/LucasCritique_1976.pdf)>.

Citado na página 26.

MAGGIO, M. D. The political economy of the yield curve. *Munich Personal RePEc Archive*, 2010. Disponível em: <<https://mpira.ub.uni-muenchen.de/20697/>>.

Citado na página 21.

MELTZER, A. H. Politics and the fed. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 39–48, 2011. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.09.009>>.

Citado na página 21.

MINELLA, A. et al. *Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges*. [S.l.], 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps53.pdf>>.

Citado na página 12.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.09.008>>.

Citado na página 12.

OZLALE, U. Price stability vs. output stability: tales of federal reserve administrations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 27, n. 9, p. 1595–1610, 2003. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0165-1889\(02\)00072-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1889(02)00072-6)>. Citado 3 vezes nas páginas 12, 13 e 19.

PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the central bank of brazil under the inflation targeting regime: commitment vs. discretion. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 65, n. 4, p. 347–358, 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402011000400002>>. Citado 2 vezes nas páginas 13 e 29.

PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the central bank of brazil under the inflation targeting regime: Estimation using a dsge model for a small open economy. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 36, n. 5, p. 824–839, 2014. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.08.004>>. Citado 2 vezes nas páginas 13 e 29.

PRIMICERI, G. E. Why inflation rose and fell: policy-makers' beliefs and us postwar stabilization policy. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 121, n. 3, p. 867–901, 2006. Disponível em: <<https://doi.org/10.1162/qjec.121.3.867>>.

Citado na página 29.

RAFTERY, A. E.; LEWIS, S. How many iterations in the gibbs sampler? In: *Bayesian Statistics*. Oxford University Press, 1992. p. 763–773. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.41.6474&rep=rep1&type=pdf>>.

Citado na página 25.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. E. Policy rules for inflation targeting. In: *Monetary policy rules*. University of Chicago Press, 1999. p. 203–262. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c7417.pdf>>. Citado 4 vezes nas páginas 13, 19, 20 e 29.

RUDEBUSCH, G. D. Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 49, n. 6, p. 1161–1187, 2002. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00149-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00149-6)>.

Citado na página 20.

RUDEBUSCH, G. D. Monetary policy inertia: Fact or fiction? *International Journal of Central Banking*, v. 2, n. 4, p. 85–135, 2006. Disponível em: <<https://www.frbsf.org/economic-research/files/ijcb06q4a4.pdf>>.

Citado na página 20.

SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. *Journal of Economics and Business*, Elsevier, v. 52, n. 1-2, p. 205–228, 2000. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/S0148-6195\(99\)00030-2](https://doi.org/10.1016/S0148-6195(99)00030-2)>.

Citado na página 20.

SALEMI, M. K. Econometric policy evaluation and inverse control. *Journal of Money, Credit, and Banking*, The Ohio State University Press, v. 38, n. 7, p. 1737–1764, 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1353/mcb.2006.0092>>. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 13.

SILVA, M. E. D.; PORTUGAL, M. S. *Inflation targeting in Brazil: An empirical evaluation*. [S.l.], 2001.

Citado na página 12.

SIMS, C. A.; ZHA, T. Were there regime switches in us monetary policy? *American Economic Review*, v. 96, n. 1, p. 54–81, 2006. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/30034354>>.

Citado na página 23.

SÖDERSTRÖM, U.; SÖDERLIND, P.; VREDIN, A. *Can a calibrated New-Keynesian model of monetary policy fit the facts?* [S.l.], 2002. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10419/82456>>.

Citado na página 13.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. 1993. v. 39, p. 195–214. Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)>.

Citado na página 12.

WOODFORD, M. Optimal monetary policy inertia. *The Manchester School*, Wiley Online Library, v. 67, n. s1, p. 1–35, 1999. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/1467-9957.67.s1.1>>.

Citado na página 20.

WOODFORD, M. Optimal interest-rate smoothing. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 70, n. 4, p. 861–886, 2003. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/1467-937X.00270>>.

Citado na página 20.

# APÊNDICE A – Derivação do modelo teórico e a regra ótima

Colocando as restrições (3.1) e (3.2) em uma representação espaço de estado, onde  $Z_t$  é o vetor de estado e  $X_t$  é a variável de controle, temos:

$$Z_{t+1} = C + DZ_t + BX_t + \mu_{t+1} \quad (\text{A.1})$$

Deixe:

$$Z_t \equiv \begin{bmatrix} \pi_t & \pi_{t-1} & \pi_{t-2} & \pi_{t-3} & y_t & y_{t-1} & i_{t-1} \end{bmatrix}', X_t \equiv \begin{bmatrix} i_t \end{bmatrix}' \text{ e}$$

$$\mu_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} \mu_{\pi,t+1} & \mu_{y,t+1} \end{bmatrix}'.$$

Assim, podemos escrever o sistema (3.1)-(3.2) da seguinte forma:

$$Z_{t+1} = \begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ y_{t+1} \\ y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ a_0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 & b_2 & b_3 & b_{3A} & b_4 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -a_3 & 0 & 0 & 0 & a_1 & a_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ y_t \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ a_3 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} i_t + \begin{bmatrix} \mu_{\pi,t+1} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \mu_{y,t+1} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Deixe:

$$P = \begin{bmatrix} 0,25 & 0,25 & 0,25 & 0,25 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ e } R_t = \begin{bmatrix} \alpha_t & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \nu \end{bmatrix}. \text{ Assim, temos:}$$

$$W_t = P'RP = \begin{bmatrix} 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0 & 0 & 0 \\ 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0 & 0 & 0 \\ 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0 & 0 & 0 \\ 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0 & 0 & 0 \\ 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0,25^2\alpha_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \nu \end{bmatrix}$$

Deixe:

$$\begin{aligned} \bar{Z} &= [\bar{\pi} \quad \bar{\pi} \quad \bar{\pi} \quad \bar{\pi} \quad \bar{y} \quad \bar{y} \quad \bar{i}]'. \text{ Assim,} \\ (Z_t - \bar{Z})' &= [\pi_t - \bar{\pi} \quad \pi_{t-1} - \bar{\pi} \quad \pi_{t-2} - \bar{\pi} \quad \pi_{t-3} - \bar{\pi} \quad y_t - \bar{y} \quad y_{t-1} - \bar{y} \quad i_{t-1} - \bar{i}] \\ &\text{e } (Z_t - \bar{Z})'W(Z_t - \bar{Z}). \end{aligned}$$

Deixe  $N = v$ . Assim:

$$(X_t - \bar{X})'N(X_t - \bar{X}) = (i_t - \bar{i})v(i_t - \bar{i}) = v(i_t - \bar{i})^2 \quad (\text{A.2})$$

Deixe  $H' = G = [0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad -\frac{v}{2}]$ . Assim:

$$2(Z_t - \bar{Z})'H(X_t - \bar{X}) = -v(i_t - \bar{i})(i_{t-1} - \bar{i}) = 2(x_t - \bar{x})'G(Z_t - \bar{Z}) \quad (\text{A.3})$$

Portanto, a função perda do banco central é definida da seguinte forma:

$$L_t = \alpha(\pi_t - \bar{\pi})^2 + (y_t - \bar{y})^2 + v(i_{t-1} - \bar{i})^2 + v(i_t - \bar{i})^2 - v(i_t - \bar{i})(i_{t-1} - \bar{i}) - v(i_t - \bar{i})(i_{t-1} - \bar{i}) \quad (\text{A.4})$$

$$L_t = \alpha(\pi_t - \bar{\pi})^2 + (y_t - \bar{y})^2 + v(i_t - \bar{i})^2 \quad (\text{A.5})$$

Com

$\pi_t = \pi_{t-1} = \pi_{t-2} = \pi_{t-3} = \bar{\pi}$ ,  $y_t = y_{t-1} = \bar{y}$ ,  $i_t = i_{t-1} = \bar{i}$  e  $\mu_{\pi,t} = \mu_{y,t}$  temos:

$$\pi_t = b_0 + b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t-2} + b_3\pi_{t-3} + b_{3A}\pi_{t-4} + b_4y_{t-1} + \mu_{\pi,t} \quad (\text{A.6})$$

$$\bar{\pi} = b_0 + b_1\bar{\pi} + b_2\bar{\pi} + b_3\bar{\pi} + b_4\bar{y} \Rightarrow (1 - b_1 - b_2 - b_3)\bar{\pi} = b_0 + b_4\bar{y} \quad (\text{A.7})$$

$$b_4\bar{y} = -b_0 + (1 - b_1 - b_2 - b_3)\bar{\pi} \Rightarrow \bar{y} = -\frac{b_0}{b_4} + \frac{b_{3A}}{b_4}\bar{\pi}$$

$$y_t = a_0 + a_1y_{t-1} \quad (\text{A.8})$$

# APÊNDICE B – Derivação do VAR para estimação bayesiana

O sistema formado pelas equações (3.1), (3.2) e (3.5) pode ser representado na forma matricial, a seguir:

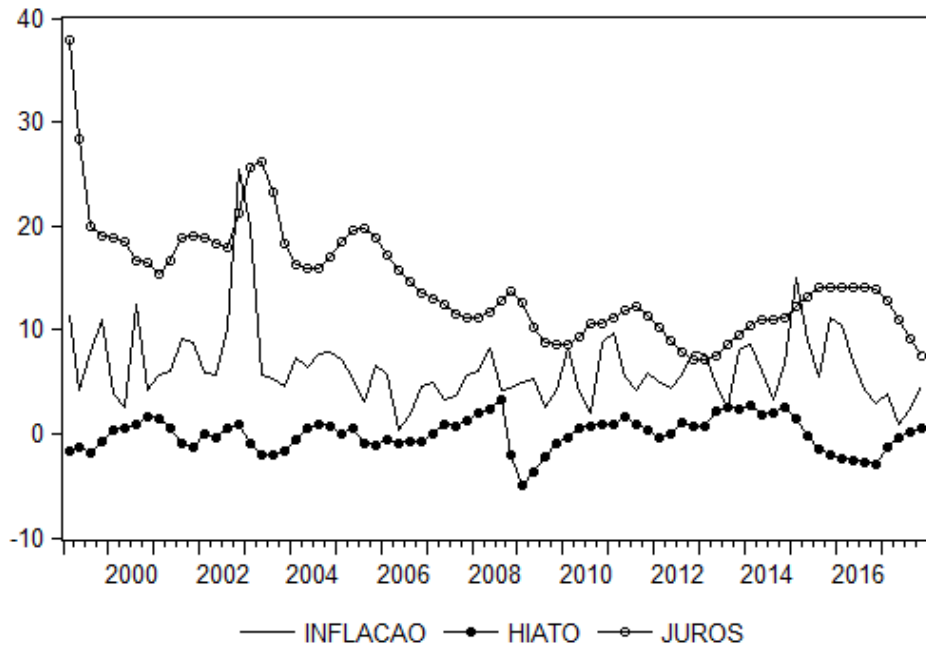
$$A_{0,t}\hat{y}_t = A_{1,t} + A_{2,t}\hat{y}_{t-1} + A_{3,t}\hat{y}_{t-2} + A_{4,t}\hat{y}_{t-3} + A_{5,t}\hat{y}_{t-4} + N\Psi_t\mu_t \quad (\text{B.1})$$

onde

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ -f_{1,t} & -f_{5,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_0 \\ a_0 \\ f_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 & b_4 & 0 \\ -a_3 & a_1 & a_3 \\ f_{2,t} & f_{6,t} & f_{7,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_2 & 0 & 0 \\ 0 & a_2 & 0 \\ f_{3,t} & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \pi_{t-2} \\ y_{t-2} \\ i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ f_{4,t} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-3} \\ y_{t-3} \\ i_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{3A} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-4} \\ y_{t-4} \\ i_{t-4} \end{bmatrix}$$

## APÊNDICE C – Trajetória das variáveis utilizadas.



Fonte: Elaboração própria dos autores.