

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MATEUS AZEREDO MÜLLER

ENSAIOS SOBRE A FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL

CURITIBA

2019

MATEUS AZEREDO MÜLLER

ENSAIOS SOBRE A FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Marcelo Luiz Curado

CURITIBA

2019

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS  
APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)  
Bibliotecária: Mara Sueli Wellner – CRB 9/922

Müller, Mateus Azeredo

Ensaio sobre a função de reação do Banco Central do Brasil / Mateus Azeredo Müller. – 2019.

72 f.

Orientador: Marcelo Luiz Curado.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Defesa: Curitiba, 2019.

1. Política Monetária – Brasil – 2003-2016. 2. Regra de Taylor. 3. Modelo Markov-Switching. 4. Metas de inflação. I. Curado, Marcelo Luiz, 1972- II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

CDD 332.4981



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
SETOR SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO DESENVOLVIMENTO  
ECONÔMICO - 40001016024P0


### TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **MATEUS AZEREDO MÜLLER**, intitulada: **ENSAIOS SOBRE A FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL**, após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa. A outorga do título de Mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

Curitiba, 20 de Fevereiro de 2019.

  
MARCELO LUIZ CURADO  
Presidente da Banca Examinadora

  
LUCAS LAÜTERT DEZORDI  
Avaliador Externo (UP)

  
MARCOS WAGNER DA FONSECA  
Avaliador Externo (UFPR)

## RESUMO

Essa dissertação está dividida em dois ensaios e trata da estimação e da análise da função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) na condução da política monetária entre os anos de 2003 e 2016. O primeiro ensaio consiste em uma estimação direta da função de reação, baseada na Regra de Taylor, adaptada a um modelo Markov-Switching. Já o segundo ensaio trabalha com uma abordagem alternativa, que defende que a forma mais adequada de identificar os parâmetros de preferências da autoridade monetária é através da otimização intertemporal da sua função de perda, e que também foi adaptada a um modelo Markov-Switching. As adaptações para um modelo Markov-Switching permitem a identificação de diferentes regimes de preferências do BCB, sem que esses regimes sejam conhecidos previamente, mas sim estimados a partir dos próprios dados. Os resultados encontrados indicam a existência de um regime de metas de inflação flexível no Brasil, sugerindo que o hiato do produto é uma variável importante para as decisões do BCB, enquanto que a minimização das flutuações cambiais não é relevante. O grau de flexibilidade varia em até quatro regimes de política monetária identificados. Foi observado um aprofundamento da flexibilidade do regime de metas, e talvez uma fuga eventual do mesmo, em períodos do Governo Dilma Roussef, entretanto não foi encontrado uma relação direta entre mudanças de cargos políticos e mudanças de preferências.

Palavras-chave: Função de reação; Política monetária; Regra de Taylor; Markov-Switching

## **ABSTRACT**

This dissertation is divided in two essays and deals with the estimation and analysis of the reaction function of the Central Bank of Brazil (BCB) in the conduct of monetary policy between the years 2003 and 2016. The first essay consists of a direct estimation of the reaction function, based on the Taylor's Rule, adapted to a Markov-Switching model. On the other hand, the second essay works with an alternative approach, which argues that the most appropriate way to identify the monetary authority's preference parameters is through the intertemporal optimization of its loss function, which has also been adapted to a Markov-Switching model. The adaptations to a Markov-Switching model allow the identification of different preference regimes of the BCB, without these regimes being known in advance, but rather estimated from the data itself. The results indicate the existence of a flexible inflation targeting regime in Brazil, suggesting that the output gap is an important variable for BCB decisions, while the minimization of exchange rate fluctuations is not relevant. The degree of flexibility varies in up to four identified monetary policy regimes. It was observed a deepening of the flexibility of the inflation target regime, and perhaps an eventual escape of it, in periods of the Dilma Rouseff Government, however a direct relation between changes of political positions and changes of preferences was not found.

Keywords: Reaction Function; Monetary Policy; Taylor's Rule; Markov-Switching

## LISTA DE TABELAS

TABELA 01 – Resumo da Literatura .....	20
TABELA 02 – Estatística Descritiva das Variáveis .....	26
TABELA 03 – Matriz de Correlação .....	29
TABELA 04 – Testes de Raíz Unitária .....	30
TABELA 05 – Resultados Estimação OLS .....	31
TABELA 06 – Estimação OLS – Coeficientes Longo Prazo .....	32
TABELA 07 – Estimação MS – Coeficientes Longo Prazo .....	33
TABELA 08 – Resultados Estimação MS .....	34
TABELA 09 – Frequência dos Regimes .....	37
TABELA 10 – Matriz de Probabilidades de Transição .....	38
TABELA 11 – Regimes de Política Monetária e Parâmetros de Preferências .....	50
TABELA 12 – Estatística Descritiva das Variáveis .....	58
TABELA 13 – Matriz de Correlação .....	58
TABELA 14 – Testes de Raíz Unitária .....	59
TABELA 15 – Resultados Estimação das Equações Estruturais .....	60
TABELA 16 – Resultados Estimação GMM .....	61
TABELA 17 – Parâmetros de Preferências .....	63
TABELA 18 – Resultados Estimação MS .....	63
TABELA 19 – Parâmetros de Preferências dos Regimes .....	64

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 01 – Comportamento Selic .....	27
FIGURA 02 – Comportamento Selic x Hiato .....	28
FIGURA 03 – Comportamento Selic x Câmbio .....	28
FIGURA 04 – Linha do Tempo dos Regimes .....	36
FIGURA 05 – Comparação Regimes x Mudanças Políticas .....	38
FIGURA 06 – Linha do Tempo dos Regimes .....	66
FIGURA 07 – Evolução Parâmetro de Preferência do Produto .....	67

## SUMÁRIO

<b>1. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL ATRAVÉS DE UM MODELO MARKOV-SWITCHING.....</b>	<b>7</b>
<b>1.1 Introdução .....</b>	<b>7</b>
<b>1.2 Revisão da Literatura.....</b>	<b>9</b>
1.2.1 Função de reação e Regra de Taylor.....	9
1.2.2 Regime de Metas de Inflação.....	11
1.2.3 Resenha Seletiva de Estimativas da Regra de Taylor no Mundo .....	12
1.2.4 Resenha Seletiva de Estimativas da Regra de Taylor no Brasil .....	14
1.2.5 Resenha Seletiva de Estimativas da Regra de Taylor com Markov-Switching.....	18
<b>1.3 Metodologia.....</b>	<b>20</b>
1.3.1 Dados .....	21
1.3.2 Markov-Switching .....	22
1.3.3 Modelos .....	24
<b>1.4 Resultados .....</b>	<b>25</b>
<b>1.5 Considerações Finais .....</b>	<b>39</b>
<b>2. IDENTIFICAÇÃO DAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL ATRAVÉS DE UM PROBLEMA DE OTIMIZAÇÃO, UTILIZANDO UM MODELO MARKOV-SWITCHING .....</b>	<b>41</b>
<b>2.1 Introdução .....</b>	<b>41</b>
<b>2.2 Revisão da Literatura.....</b>	<b>42</b>
2.2.1 Regime de Metas de Inflação, Função de Reação e a Regra de Taylor.....	42
2.2.2 Breve Resenha das Estimativas da Regra de Taylor Tradicional e com Markov-Switching .....	46
2.2.3 Resenha das Estimativas das Preferências dos Bancos Centrais através de um Problema de Otimização .....	48
<b>2.3 Metodologia.....</b>	<b>51</b>
2.3.1 Dados .....	51
2.3.2 Markov-Switching .....	53
2.3.3 Modelos .....	53
<b>2.4 Resultados .....</b>	<b>57</b>
<b>2.5 Considerações Finais .....</b>	<b>67</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>69</b>

# 1. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL ATRAVÉS DE UM MODELO MARKOV-SWITCHING

## 1.1 Introdução

No Brasil, a condução da política monetária está a cargo do Banco Central do Brasil (BCB), que é o principal executor das diretrizes do Conselho Monetário Nacional (CMN) e é o responsável por garantir a estabilidade de preços e o poder de compra da moeda nacional. A partir de junho de 1999<sup>1</sup>, o Brasil adotou o regime de metas para inflação como estratégia fundamental na condução da política monetária. Neste sistema, no qual as metas para inflação são definidas pelo CMN, a política monetária é conduzida utilizando a expectativa de inflação como sua âncora nominal, aliada à meta da mesma.

Assim como em outros países, a atuação do Banco Central brasileiro é objeto de recorrente debate acadêmico, no qual pode-se destacar os estudos sobre o comportamento de sua função de reação<sup>2</sup>. A função de reação, também chamada de regra de política monetária, propõe a utilização da taxa de juros de curto prazo<sup>3</sup> como instrumento de política no objetivo de influenciar os desvios futuros da inflação em relação às suas metas e do produto em relação ao seu potencial. A regra, proposta primeiramente por Taylor (1993), foi sendo ajustada ao longo do tempo por outros autores, com o intuito de especificar o modelo mais apropriado para representar o comportamento da política monetária dos diferentes países.

Taylor (1993) defendeu que o complexo processo de decisão de política monetária poderia ser representado por uma simples regra algébrica, pela qual a autoridade monetária considera a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, os desvios da inflação em relação a uma meta pré-estabelecida e o hiato do produto para a determinação da taxa de juros de curto prazo. A “Regra de Taylor”, como ficou conhecida, se adaptou bem à realidade da economia americana, ainda que tanto os seus parâmetros quanto a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo tenham sido obtidos de uma maneira informal, conforme afirmado pelo autor.

A partir do trabalho seminal de Taylor, vários autores buscaram estimar, a partir de modelos econométricos e estratégias empíricas, os parâmetros de especificações mais precisas

---

<sup>1</sup> Através do Decreto de Lei nº 3.088 de 21 de junho de 1999

<sup>2</sup> Ver Minella et al (2002), Bueno e Policano (2006), Modenesi (2011) e Medeiros et al (2016), por exemplo.

<sup>3</sup> No Brasil a taxa de juros de curto prazo é a Taxa Selic. No resto do mundo, pode-se destacar a Federal Funds Rate, a Libor e a Euribor, para Estados Unidos, Inglaterra e União Européia, respectivamente.

para a função de reação da autoridade monetária. Pode-se destacar os trabalhos de Judd e Rudebusch (1998) e Clarida et al (1998 e 2000), que introduziram um modelo com suavização da taxa de juros e uma abordagem forward-looking<sup>4</sup>. Na literatura brasileira destacamos os trabalhos de Minella et al (2002), Holland (2005) e Modenesi (2011).

Além da própria estimação da função de reação, é interessante examinar a existência de assimetrias e mudanças estruturais nos parâmetros da condução da política monetária. Diferentemente da maioria dos trabalhos, que utilizam testes em subamostras e conhecimentos prévios para identificar alterações nos parâmetros, alguns autores abordaram essa temática através da utilização de um modelo Markov-Switching. Por exemplo, Lima et al (2007) estimam as funções de reação para o período pós-Plano Real e identificam a existência de quatro regimes. Rodrigues e Mori (2015) identificam a ocorrência, duração e probabilidade de diferentes regimes na condução da política monetária a partir da implantação do sistema de metas de inflação, no período de janeiro de 2000 a março de 2015.

A motivação para este trabalho surgiu a partir da percepção<sup>5</sup> de perda de credibilidade da autoridade monetária brasileira em certos momentos dos últimos anos, o que torna interessante entender melhor o processo de decisão de política monetária. O objetivo geral é identificar a ocorrência e a duração de diferentes regimes na condução da política monetária no Brasil, no período 2003 a 2016, através da estimação de funções de reação do BCB e, a partir dos resultados obtidos, identificar se há relação direta entre os diferentes regimes de política monetária e as mudanças nas conjunturas econômica e política. Nos últimos 14 anos, houve, do lado econômico, o boom das commodities e a crise internacional de 2008, a política expansionista do Governo Dilma Roussef e a recente recessão nacional, enquanto que pelo lado político, houve 3 presidentes do BCB, 5 ministros da Fazenda e um processo de impeachment.

Este ensaio está dividido em cinco seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda faz uma revisão da literatura teórica e empírica, nacional e internacional, das funções de reação das autoridades monetárias. A terceira seção apresenta a metodologia econométrica, bem como os dados, a serem utilizados. Na seção 4 são apresentados os resultados obtidos pelas estimações e as relações identificadas. Por último, nas considerações finais, são apresentadas as conclusões deste ensaio.

---

<sup>4</sup> Uma abordagem forward-looking, formulada a partir das expectativas racionais, trabalha com as expectativas futuras das variáveis macroeconômicas, enquanto que uma abordagem backward-looking baseia-se nos valores passados observados para essas variáveis.

<sup>5</sup> Percepção intuitiva deste autor, corroborada por Val et al (2017)

## 1.2 Revisão da Literatura

### 1.2.1 Função de reação e Regra de Taylor

Anteriormente à Regra de Taylor, era comum aos condutores de política monetária uma grande discricionariedade na realização da mesma. O problema dessa forma de condução aparece quando a autoridade monetária age conforme suas próprias preferências de curto prazo, divergindo da política ótima para a economia como um todo. Os bancos centrais, agindo de forma arbitrária, teriam um incentivo a explorar o *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego. O resultado seria uma elevação da taxa de inflação sem um aumento do produto, gerando uma queda no bem-estar da sociedade. Esta situação é conhecida como o problema de inconsistência temporal, discutida por Blinder (1999). Uma solução para este problema seria “atar as mãos do Banco Central”, através de uma regra<sup>6</sup>.

Para contornar os problemas da política discricionária, em trabalho denominado “Discretion versus Policy Rules in Practice” publicado em 1993, o professor da Universidade de Stanford John Taylor propôs a adoção de uma regra simples e específica para a condução da política monetária. Conforme o autor, o ambiente macroeconômico de uma economia obtém benefícios quando a mesma utiliza regras de política monetária em vez de discricionariedade na definição da taxa de juros. Supondo certo grau de credibilidade e reputação da autoridade monetária, seu comprometimento futuro em atingir seus objetivos gera efeitos positivos sobre a economia corrente, pois os agentes agem como se não houvessem surpresas futuras e conseguem retornos mais próximos do máximo. Este comprometimento, imposto de forma legal ao formulador de política, restringe as suas ações futuras, mas pode produzir benefícios positivos para a economia ao tornar as expectativas dos agentes mais previsíveis.

O modelo original proposto por Taylor (1993) consistiu em uma equação linear entre o comportamento das taxas internas de juros de curto prazo dos Estados Unidos, o desvio da inflação em relação a uma meta estabelecida e o desvio do produto real em relação ao potencial para o período de 1987 a 1992. Essa função de reação segue uma abordagem *backward-looking*, na qual os formuladores de políticas baseiam-se nos dados observados, não incluindo expectativas em relação aos níveis futuros da inflação e produto real. Taylor procurou mostrar

---

<sup>6</sup> A discussão sobre regras de política monetária vem desde a década de 1950, com o Monetarismo, e se intensificam a partir da década de 1970. Friedman (1968), por exemplo, defende que a política monetária deve seguir uma regra clara, amplamente conhecida pelos agentes econômicos. Neste trabalho não serão exploradas essas discussões anteriores à Taylor (1993).

que a política monetária deve ser conduzida por meio de regras transparentes e críveis, uma vez que acreditava que esta era a forma mais eficaz de atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho econômico. Essa relação linear pode ser expressa como:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t - y^*) \quad (1.1)$$

Em que  $i_t$  é a taxa básica de juros,  $r^*$  é a taxa real de juros de equilíbrio,  $\pi_t$  é a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB),  $\pi^*$  é a meta de inflação,  $y_t$  é o produto real observado e  $y^*$  é o produto potencial da economia. É importante notar que essa regra, segundo o próprio autor, não foi desenvolvida a partir de um modelo teórico ou debate acadêmico, mas através de um estudo empírico sobre a política monetária exercida pelo Federal Reserve Bank (FED) nos Estados Unidos no período de 1987 a 1992.

De acordo com essa regra de política, as autoridades monetárias mudam a taxa de juros nominal em resposta às oscilações das variáveis do lado direito da equação. O modelo apresenta duas variáveis exógenas: a meta de inflação e o PIB potencial. Se, por exemplo, a inflação fosse 1 ponto percentual acima da meta, o FED deveria elevar em 1,5 pontos percentuais as taxas de juros.

Taylor assumiu igualdade entre os pesos dos parâmetros que o FED atribuiu aos desvios do produto real e da inflação, logo esta autoridade monetária não possuía preferências ou assimetrias na sua função de reação. Vale dizer que um dos motivos pelo qual o autor assumiu que os pesos utilizados pelo FED em relação aos desvios da inflação e o PIB seriam de 0,5 é, em suas palavras, “...are round numbers that make for easy discussion”<sup>7</sup>.

A regra de Taylor, mesmo com sua simplicidade, consegue apresentar resultados satisfatórios em relação às reações de Bancos Centrais de diversos países. A avaliação do comportamento das autoridades monetárias através do estudo e da determinação das regras de política monetária, seguindo modelos baseados ou derivados da Regra de Taylor, tem ocupado espaço relevante na pesquisa e produção de literatura sobre política monetária a partir do início da década de 1990.

Inicialmente desenvolvidos para explicar a reação do FED na economia americana<sup>8</sup>, estes modelos foram aplicados a outros países, ganhando particular relevância nas pequenas e médias economias após a adoção dos regimes de metas de inflação<sup>9</sup>. Isso levou ao surgimento

---

<sup>7</sup> Taylor (1993), página 202.

<sup>8</sup> Ex: Taylor (1993), Judd e Rudebush (1998) e Woodford (1998)

<sup>9</sup> Ex: Ball (1999), Minella et al (2002) Mishkin e Savastano (2007)

de novas teorias em relação à regra de política monetária, com a utilização de expectativas, novas variáveis e métodos alternativos.

### 1.2.2 Regime de Metas de Inflação

O denominado Regime de Metas de Inflação (RMI) constitui-se em marco teórico para a política monetária, uma vez que aperfeiçoou a comunicação entre o público - os agentes econômicos - e os *policymakers* - a autoridade monetária - proporcionando transparência, legitimidade e disciplina à política monetária e ainda minimizando o viés inflacionário<sup>10</sup>. No RMI, a taxa de juros tem sido determinada utilizando a função de reação do Banco Central, a partir da regra proposta por Taylor (1993).

Dois aspectos fundamentais do RMI devem ser destacados. O primeiro refere-se aos instrumentos de política monetária utilizados. O Banco Central usa de seus instrumentos para controlar a taxa nominal de juros e influenciar o nível de atividade da economia na tentativa de manter uma taxa de inflação baixa e estável. A taxa de juros de curto prazo - a taxa Selic no caso brasileiro - é utilizada como principal instrumento para maximizar a convergência da inflação à meta anunciada. O outro aspecto fundamental do RMI refere-se às expectativas dos agentes econômicos, uma vez que um dos objetivos do regime de metas de inflação é justamente ancorar as expectativas do mercado, que orientam o processo de formação de preços na economia.

O Brasil, dentre outros países, aderiu ao regime de metas para inflação na década de 1990 através do Decreto nº 3.088 de 21 de junho de 1999. A ineficiência das políticas de controle da inflação adotadas pelo país nas décadas anteriores foram fundamentais na implementação deste regime<sup>11</sup>.

Após anos de hiperinflação<sup>12</sup>, a efetiva estabilização de preços no Brasil ocorreu em 1994 com o Plano Real, que rompeu com a regra de correção monetária através da adoção da taxa de câmbio administrado como âncora nominal. No entanto, alguns episódios de instabilidade, crises de confiança e depreciação cambial, provenientes, em grande parte, de

---

<sup>10</sup> Ver Arestis e Sawyer (2005)

<sup>11</sup> Ver Bogdansky et al (2000)

<sup>12</sup> O conceito de hiperinflação pode ser definido como um crescimento extremamente rápido do nível de preços ou um processo inflacionário fora de controle. Apesar de não haver um consenso sobre qual o threshold que separa uma alta inflação de uma hiperinflação, Cagan (1956) estabelece que o limite seria um nível inflacionário de 50% ao mês.

pressões externas levaram o país a abandonar esta âncora nominal. A partir de janeiro de 1999 adota-se o regime de câmbio flutuante, seguido pela adoção do sistema de metas de inflação em junho do mesmo ano. Ainda em junho do mesmo ano, o Conselho Monetário Nacional (CMN) editou a Resolução nº 2.615, que definiu o índice de preços de referência e as metas para a inflação. O índice de preços escolhido foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Nesse regime de metas brasileiro, a política monetária persegue uma meta para a inflação. O Banco Central, como formulador da política monetária, passa a perseguir o objetivo primário e fundamental de atingir a meta de inflação desejada e pré-estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), não havendo metas intermediárias. O CMN também estabelece uma banda de flutuação da taxa de inflação. Assume-se por princípio que a condição de estabilidade de preços é um fator essencial ao crescimento sustentável da economia. Assim, a meta de inflação funciona como uma âncora nominal que conduz e norteia a formação das expectativas de inflação dos agentes econômicos<sup>13</sup>.

De acordo com Mendonça (2002), alguns fatores são essenciais para garantir o sucesso do regime de metas de inflação, e assim da formação correta de expectativas por parte dos agentes: (i) credibilidade e reputação da autoridade monetária na condução da política monetária; (ii) transparência da política monetária no sentido de facilitar o acompanhamento do público, reduzir as incertezas e aumentar a responsabilidade dos policymakers; (iii) independência do policymaker na condução da política, visto que interferências políticas podem enviesar as preferências e compromissos da autoridade monetária; (iv) a meta inflacionária deve ser um alvo crível.

### 1.2.3 Resenha Seletiva de Estimativas da Regra de Taylor no Mundo

Após o trabalho seminal de Taylor (1993), diversos trabalhos, teóricos e empíricos, foram realizados, seja testando a regra de Taylor para outros países, seja testando modificações da mesma, com a finalidade de melhor modelar o comportamento da autoridade monetária. Esta seção apresenta alguns dos trabalhos mais relevantes.

Dos principais trabalhos internacionais, destaca-se inicialmente o proposto por Judd e Rudebush (1998), que estimaram uma função de reação do FED no período 1970 a 1997, divididos em subamostras correspondentes aos mandatos de três presidentes do FED: Arthur

---

<sup>13</sup> Ver Mishkin e Savastano (2007)

Burns, Paul Volcker e Alan Greenspan. Deve-se ressaltar que neste período também houve a gestão de George Miller, mas que devido a sua curta duração foi desconsiderada pelos autores.

Os autores notaram que nos períodos mais recentes, correspondente à gestão Greenspan, tanto o FED quanto a maioria dos bancos centrais não ajustaram a taxa de juros de forma instantânea, como era previsto a partir da utilização direta da regra de Taylor. Identificaram que, ao invés disso, o ajuste entre a taxa de juros efetiva para determinado período e a taxa de juros definida pela regra, para o mesmo período, processa-se de forma gradual. As estimativas foram realizadas utilizando o método OLS.

Os autores observaram que no período Burns houve uma acomodação quanto à inflação, o que levou à grande elevação da mesma. Já no período Volcker as estimativas da função de reação são menos precisas. Por fim, no período Greenspan as funções de reação estimadas a partir da regra de Taylor conseguem representar bem o comportamento da política monetária. Os resultados diferiram dos obtidos originalmente por Taylor (1993) em dois aspectos. Esses resultados indicaram que a taxa de juros reage mais fortemente ao desvio do produto, ao contrário do que o artigo original supunha, e que os ajustes são mais graduais do que propôs Taylor.

Clarida et al (1998), um dos trabalhos mais referenciados no âmbito de regras de política monetária, estimaram funções de reação para os bancos centrais de seis países desenvolvidos. Os autores dividiram esses países em dois grupos, o G3 composto por EUA, Alemanha e Japão e o E3 composto por Inglaterra, Itália e França. Destaca-se nesse trabalho a utilização de uma abordagem *forward-looking* para a Regra de Taylor, em que a autoridade monetária se baseia nos desvios da expectativa de inflação em relação à meta estabelecida e na expectativa do hiato do produto para definir a taxa de juros. O Banco Central não estaria preocupado com os valores passados da inflação e do produto, mas sim com seus valores futuro esperados, uma vez que as expectativas dos agentes econômicos são o canal de transmissão de choques sobre o nível de preços efetivo. A abordagem assume que as famílias e firmas tomam decisões baseadas nos valores esperados das condições econômicas do futuro<sup>14</sup>. Os autores argumentam que a regra de política monetária proposta por Taylor (1993) é um caso especial de regra *forward-looking*. Os parâmetros do modelo foram estimados pelo método GMM.

---

<sup>14</sup> Esta nova abordagem ficou conhecida mediante os modelos Novo Keynesianos, baseados nas seguintes hipóteses: rigidez nominal de preços e salários, maximização de utilidade das famílias e de lucro das firmas e expectativas racionais. A existência de certa rigidez nominal nos preços garante que a política monetária possui caráter não neutro, pois alterações do estoque real de moeda afetam os níveis de preços, produzindo efeitos reais sobre o produto. Ver Ball et al (1988) e Romer (2000).

Outras contribuições que merecem destaque são as de Woodford (1999) e Ball (1999). Woodford (1999) demonstra que os bancos centrais apresentam tendência de suavizar as mudanças nas taxas de juros, demonstrando que os mesmos atuam de maneira ótima ao conferir inércia ao processo de alteração das taxas de juros, minimizando assim a função perda que penaliza variações na inflação, desvios do produto com relação ao seu potencial e volatilidade da taxa de juros. Ball (1999) estuda as regras de política monetária para economias abertas e identifica que a utilização da Regra de Taylor em pequenas economias abertas conduzirá a uma política monetária ineficiente, uma vez que esta economia também é afetada pelo canal de câmbio. O autor apresenta um modelo que considera o impacto da taxa de câmbio no preço de produtos importados, que, por sua vez, afeta o nível de inflação.

Ainda sobre a variável cambial, Mishkin e Savastano (2007) avaliam se a inclusão da taxa de câmbio na definição do instrumento de política monetária é consistente com um regime de metas de inflação. Concluem que em alguns países emergentes, como os da América Latina, as flutuações na taxa de câmbio, devido a um maior efeito *pass-through*, podem ter impacto significativo na oferta e demanda agregadas. Dessa forma, o peso dado à taxa de câmbio na Regra de Taylor modificada poderá ser relevante, de forma que a autoridade monetária se preocupará com as flutuações da taxa de câmbio assim como se preocupa com o hiato do produto. Isso reforça o conceito de *fear of floating*, proposto em Calvo e Reinhart (2002), que trata de países que atuam oficialmente em regime de câmbio flutuante, mas que na prática intervêm ativamente para reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, de modo que acabado havendo influência das variáveis cambiais sobre a política monetária. Segundo Calvo e Reinhart (2002), a livre flutuação cambial resulta em um aumento da volatilidade da taxa de câmbio, que pode ser expressiva em períodos de crise. Especialmente em pequenas economias, essa volatilidade pode causar diversos problemas macroeconômicos, por isso a autoridade monetária pode conduzir a política monetária de forma a minimizar as flutuações cambiais.

#### 1.2.4 Resenha Seletiva de Estimativas da Regra de Taylor no Brasil

A literatura nacional também apresenta diversos trabalhos sobre o tema. Apresentam-se aqui alguns dos trabalhos mais relevantes.

Um dos primeiros trabalhos realizados, e um dos mais referenciados, é o de Minella et al (2002), em que os autores estimam uma função de reação, do tipo *forward-looking*, para o período jul/1999 a jun/2002, para captar o comportamento do BCB na condução da política monetária. Neste trabalho, além de utilizar a taxa Selic com taxa de juros, também é testado

uma variável de hiato da taxa de juros, calculada através de um filtro Hodrick-Prescott (HP). Para a variável expectativa de inflação, foram utilizadas duas fontes distintas, o Relatório de Inflação do BCB, que orienta o Comitê de Política Monetária – COPOM, e o Boletim Focus, divulgado ao mercado. A variável hiato do produto foi calculada pela diferença entre o índice de produção industrial, divulgado pelo IBGE, e a sua tendência, calculada pelo filtro HP. As estimações foram realizadas por OLS. Os resultados evidenciam que uma elevação da inflação tem repercutido em uma resposta mais que proporcional da taxa Selic, conforme esperado. O trabalho leva à conclusão de que o BCB conduz sua política monetária de maneira *forward-looking*, reagindo fortemente ao aumento do desvio das expectativas de inflação em relação a meta, de forma consistente ao esperado de uma autoridade que segue o regime de metas de inflação. Ainda, o trabalho não obtém evidências de que o BCB reagiu de maneira contracíclica ao hiato do produto. Concluem também que no período houve uma redução no grau de persistência da inflação e um processo de construção de credibilidade da autoridade monetária.

Dado o contexto brasileiro, também foi amplamente pesquisado o comportamento da política monetária frente os reajustes de preços livres e administrados. Figueiredo e Ferreira (2002) estimam uma função de reação para o BCB, analisando os mecanismos de reajustes de preços administrados. Concluem pela existência de uma forte suavização nos ajustes da taxa de juros, que a política monetária reage mais fortemente às variações dos preços livres e que os choques dos preços administrados também provocam a reação do Banco Central.

Mendonça (2007), na mesma linha, estima uma função de reação por OLS a fim de verificar a determinação da taxa de juros em resposta à inflação dos preços livres e administrados no período compreendido de julho/1999 a novembro/2004. Os resultados demonstram que o BCB reage mais fortemente ao desvio da inflação livre do que da inflação administrada. Assim, conclue que o BCB não visa combater diretamente a inflação administrada, mas sim evitar que ela se propague, apenas neutralizando seus efeitos.

Modenesi (2011) estima uma regra tipo *backward-looking*, para o período compreendido entre janeiro/2000 e dezembro/2007. A variação do IPCA foi dividida nos componentes inflação livre e inflação administrada. Os resultados identificam um alto grau de inércia da taxa de juros e que o BCB é pouco sensível ao hiato do produto e mais sensível em relação à inflação livre do que à administrada, já que a autoridade monetária não influencia diretamente os preços administrados. Por fim, o BCB tem adotado uma postura conservadora, pelo ajuste dos juros de forma muito gradual.

Holland (2005) estima uma função de reação para o BACEN para o período 1999 – 2004, tomando uma versão “*forward-looking*” da Regra de Taylor, seguindo a proposta de

Clarida et al (1998), com a inclusão de variáveis referentes à taxa de câmbio. Utiliza-se o método GMM. Com base nas estimativas obtidas, a conclusão é que as funções de reação não respondem ou não são sensíveis às depreciações no câmbio real, mas respondem às variações nominais do câmbio. Para o autor, isto pode ser entendido como o fato de que flutuações financeiras de curto prazo são mais relevantes que desalinhamentos da taxa de câmbio real.

De forma parecida, Barbosa e Soares (2006) também estimam uma função de reação para o Brasil a partir da implantação do regime de metas inflacionárias, considerando uma economia aberta. Os autores consideram tanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo quanto a meta de inflação como variáveis no tempo. Concluem que o BCB ajusta a taxa básica de juros de maneira gradual e que vem reagindo agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta. Ainda, a taxa de câmbio real é uma variável significativa da função de reação. Este resultado difere das conclusões de Holland (2005) pois, nas especificações desses autores, o coeficiente da variável de câmbio real não é significativo.

Mendonça, Dezordi e Curado (2009) estimam uma Regra de Taylor convencional para a análise do período de julho/99 a 2003, período este de início do RMI no Brasil. Argumentando que a regra de Taylor foi elaborada para analisar a economia americana, o que justifica a ausência de elementos que captem modificações no cenário internacional, os autores sugerem a inclusão de alguma variável que funcione como *proxy* de modificações na conjuntura internacional. Os autores consideraram, então, o risco-país como a variável para esta finalidade. As conclusões obtidas foram de que: (i) a principal variável a influenciar o comportamento da taxa Selic neste período foi o risco-país e que a taxa de juros básica da economia foi utilizada, no período analisado, com o objetivo principal de alcançar o equilíbrio do balanço de pagamentos; (ii) o fato de o BCB não responder aos desvios do produto significa que a taxa de juros não se encontra em um nível adequado para que o produto potencial seja alcançado; (iii) observou-se que a taxa Selic não se encontrava em um patamar capaz de atingir as metas de inflação determinadas e nem de manter a taxa de desemprego compatível com o produto potencial.

Deve-se salientar ainda trabalhos com metodologias diferenciadas, com esse intuito apresenta-se aqui os trabalhos de Bueno e Policano (2008) e Balbino, Colla e Teles (2011). Bueno e Policano (2008) estimam uma função de reação pelo método Time Varying Parameters (TVP), no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período, seguindo um processo tipo *random walk*. O trabalho faz estimativas para o período janeiro/1995 a outubro/2005 e também para o subperíodo pós-implantação do regime de metas inflacionárias, de janeiro/2000 a junho/2005. Os resultados, em síntese, são de que durante a maior parte do

período o coeficiente de reação ao desvio da inflação foi superior à unidade, que os primeiros anos do regime de metas são marcados pela redução da resposta da política monetária ao hiato do produto e que, no âmbito da variável cambial, as estimativas demonstram que o impacto da variação do câmbio sobre a taxa de juros foi reduzido. Concluem também que o regime de metas pode ser caracterizado pela resposta da taxa de juros ao desvio da inflação e que, tanto o hiato do produto quanto a variação cambial, exibiram um impacto relativamente baixo sobre a taxa de juros, sendo que essas variáveis só se revelam importantes por influenciarem as expectativas inflacionárias.

Balbino, Colla e Teles (2011) analisam a condução da política monetária, com o intuito de avaliar se há diferenças entre as gestões de Armínio Fraga e Henrique Meirelles, através de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). É estimado um modelo de vetores auto-regressivos, cujos parâmetros e matriz de variância-covariância variam ao longo do tempo, utilizando um algoritmo de simulação de Monte Carlo. Concluem que não há diferenças significativas na política monetária dessas duas gestões, que a partir de 2003 a taxa de juros permaneceu acima do nível necessário para a convergência da inflação e que a gestão Armínio Fraga seguiu a regra corretamente durante a crise de 2002, porém a inflação permaneceu acima da meta devido à magnitude dos choques exógenos.

Alguns dos trabalhos mais recentes são os de Medeiros, Portugal e Aragón (2016), Barbosa, Camêlo e João (2016) e Jesus e Lopes (2017). Os primeiros ao considerarem uma função de reação não-linear para o BCB no período 2000 a 2013, encontram evidências de que houve quebra estrutural nos parâmetros da regra de Taylor no período, que houve um aumento na resposta do BCB ao hiato do produto em certo subperíodo e que o BCB reagiu a movimentos na taxa de câmbio. Já Barbosa, Camêlo e João (2016) estimaram a taxa natural de juros da economia brasileira e, após, estimaram uma regra de Taylor considerando a hipótese de que a taxa de juros natural varia no tempo. Ainda, testaram se houve mudanças na regra de Taylor brasileira durante o primeiro mandato do Governo Dilma Rousseff, de 2011 a 2014. Encontraram evidências de que neste governo Dilma, o coeficiente do desvio da inflação diminuiu enquanto que o coeficiente do hiato do produto aumentou, havendo predominância deste segundo parâmetro na condução da política monetária. Assim, concluem que neste governo o BCB teve uma postura leniente com a inflação, o que pode ser entendido como um dos motivos de a inflação ter ficado frequentemente acima do centro da meta neste período. Por fim, Jesus e Lopes (2017) estimam a função de reação do BCB para o período 2003 a 2016, trabalhando com uma variável dummy para representar o período Alexandre Tombini à frente do BCB, que coincide com o Governo Dilma Rousseff. Os resultados evidenciam que no

período Tombini houve crescimento do parâmetro do hiato do produto na função da reação, contudo o coeficiente do desvio da inflação continuou sendo o mais importante e não foi encontrado indícios de que o Princípio de Taylor não foi respeitado.

### 1.2.5 Resenha Seletiva de Estimativas da Regra de Taylor com Markov-Switching

Os modelos Markov-Switching foram originalmente desenvolvidos por Goldfeld e Quandt (1973), mas passaram a ser mais utilizados no desenvolvimento de estudos empíricos a partir de Hamilton (1989). O modelo possui uma estrutura flexível e permite detectar desvios em relação a uma função de reação linear simples. Na estimação da função de reação do banco central, o modelo permite detectar a existência de não linearidades e identificar, de forma endógena, alterações na regra de condução da política monetária. Em outras palavras, permite identificar a existência de diferentes regimes de política monetária a partir dos próprios dados, sem exigir conhecimentos prévios sobre o período analisado e mitigando problemas de viés de seleção amostral.

Para a economia americana, Papell et al (2015) apresenta sua contribuição ao estimar uma regra de Taylor *forward-looking* e que apresenta coeficientes e variância sujeitos às mudanças endógenas de regime, através de um processo Markov-Switching. O período analisado é de 1965 a 2007. Os autores argumentam que a divisão exógena da política monetária em amostras pré-Volcker e pós-Volcker, realizada pela maior parte dos trabalhos existentes, induz à obtenção de resultados equivocados. Os resultados deste trabalho mostram que houve diversas alterações de regime no período, alternando entre políticas monetárias que seguiam ou não a regra de Taylor para a estabilização da inflação, e que estes períodos não coincidem diretamente com as diferentes gestões do FED. Concluem que foi apenas a partir de 1985 que a política monetária do FED seguiu sempre o Princípio de Taylor e que no período 1980 a 1984, em que Volcker conseguiu de fato controlar a inflação, a função de reação não estava seguindo o Princípio de Taylor.

Na literatura brasileira merecem destaque os trabalhos de Bueno (2005), Lima et al (2007) e Rodrigues e Mori (2015). Bueno (2005) avalia empiricamente os parâmetros da regra de política monetária para os Estados Unidos e para o Brasil, utilizando modelos de estado-espço e Markov-Switching. Utilizando uma amostra com dados mensais de janeiro/1990 a dezembro/2003 e estimando o modelo Markov-Switching, o autor observa a existência de três regimes de política monetária, sendo o primeiro um regime durante o período de alta inflação,

pré-Plano Real, o segundo um regime transitório durante 1994 e 1995, quando o Plano Real foi implementado, e o terceiro um regime consistente de política monetária pós Plano Real, apenas alterado em alguns poucos meses devido a crises internacionais e mudanças na taxa de câmbio. Este estudo não levou em consideração a influência do câmbio na formação da reação do BCB. Por fim, o autor conclui que a utilização da regra de Taylor, no caso do Brasil, pode ser ineficiente na condução da política monetária.

Lima et al (2007) também estimam a função de reação do BCB no período pós-Plano Real, mais especificamente entre julho/1996 e janeiro/2006, utilizando um modelo Markov-Switching. Concluem que no período analisado a política monetária brasileira pode ser caracterizada por quatro regimes, nos quais a autoridade monetária concede mais ou menos peso às variáveis de taxa de juros defasada, reservas internacionais, desvio da inflação, hiato do produto e taxa de câmbio. Essas mudanças de regime são mais adequadamente descritas como mudanças recorrentes, possivelmente derivadas da situação econômica no determinado momento, do que por mudanças permanentes, geralmente oriundas de novos modelos teóricos de política monetária. Também identificam diferenças substanciais na forma como a política monetária foi conduzida nos períodos anterior e posterior a 1999, quando o câmbio passou de administrado para flutuante.

Mais recentemente, Rodrigues e Mori (2015) buscaram estimar a função de reação do BCB para um período mais atual e, ao mesmo tempo, identificar a ocorrência e a duração de diferentes regimes na condução da política monetária do Brasil a partir da implantação do regime de metas de inflação em 1999. A estimação é feita a partir de uma Regra de Taylor *forward-looking* para uma economia aberta, no período janeiro/2000 a março/2015, utilizando o modelo Markov-Switching com 3 regimes. Os resultados indicam que o BCB atribui grande peso ao parâmetro de suavização em suas decisões e os 3 regimes identificados são os seguintes: (i) Regime 1: Caracterizado pela não aderência ao Princípio de Taylor e por ação discricionária do BCB, com forte sensibilidade ao hiato do produto; (ii) Regime 2: Caracterizado pela aderência ao Princípio de Taylor e pelo equilíbrio da função de reação entre as sensibilidades do desvio da expectativa de inflação e do hiato do produto, sem reação à variável cambial; (iii) Regime 3: Caracterizado pela aderência ao Princípio de Taylor e pela maior sensibilidade ao desvio da expectativa de inflação na função de reação, com sinal positivo à variável cambial e insensibilidade ao hiato do produto. Concluíram que, após a implantação do regime de metas de inflação, o comportamento da autoridade monetária foi condizente com a prescrição da Regra de Taylor em aproximadamente 80% do período.

Visando facilitar o entendimento, apresenta-se abaixo uma tabela resumo com uma seleção de trabalhos, incluindo as conclusões e as principais contribuições destes autores para a literatura. São apresentados trabalhos da literatura internacional, nacional e de Markov-Switching, buscando organizá-los de forma cronológica.

TABELA 01 – Resumo da Literatura

Autor	Período analisado	País analisado	Principal contribuição/conclusão	Método
Judd e Rudebush (1998)	1970-1997	EUA	Identificação de uma maior reação ao hiato do produto e maior suavização no ajuste da taxa de juros, em comparação a Taylor.	OLS
Woodford (1999)	Modelos teóricos	EUA	Demonstra que os bancos centrais atuam de forma ótima ao conferir inércia ao processo de alteração da taxa de juros, justificando a utilização de um componente de suavização da taxa de juros na estimação das funções de reação.	-
Ball (1999)		Nova Zelândia, Suécia e Canadá	Para pequenas economias abertas é relevante a inclusão de uma variável cambial na estimação da função de reação, visto que estas economias tem sua inflação afetadas pelo canal de câmbio.	-
Clarida et al (1998)	1974-1993	EUA, Alemanha, Japão, Inglaterra, França, Itália	Introdução de uma abordagem <i>forward-looking</i> , com uso de expectativas de inflação	GMM
Minella et al (2002)	1999-2002	Brasil	Concluem que BCB é <i>forward-looking</i> e segue um regime de metas de inflação, reagindo fortemente ao desvio da inflação e fracamente ao hiato do produto.	OLS
Holland (2005)	1999-2004	Brasil	Inclusão de uma variável cambial. A função de reação do BCB é sensível ao câmbio nominal, mas não ao câmbio real.	GMM
Barbosa e Soares (2006)	2000-2005	Brasil	BCB reage fortemente ao desvio da inflação e é sensível à variável de câmbio real.	2SLS
Mendonça, Dezordi e Curado (2009)	1999-2003	Brasil	Inclusão de variável relativa ao risco-país. Concluem que a principal variável a influenciar a taxa Selic é o risco-país e que a taxa Selic, nesse período analisado, foi utilizada principalmente para equilibrar o balanço de pagamentos.	VAR
Barbosa, Camêlo e João (2016)	2003-2015	Brasil	Através da utilização de variáveis dummy na estimação da função de reação, concluem que no período 2011 a 2014, primeiro mandato do Governo Dilma, o BCB foi leniente com a inflação, havendo predominância do parâmetro do hiato do produto na condução da política monetária.	GMM
Jesus e Lopes (2017)	2003-2016	Brasil	Também utilizando variáveis dummy, concluem que houve crescimento do coeficiente do hiato do produto na função de reação durante o Governo Dilma, contudo o desvio da inflação continuou sendo a variável principal da função de reação e foi cumprido o Princípio de Taylor.	GMM
Bueno (2005)	1960-2005 para EUA e 1990-2003 para Brasil	EUA e Brasil	Utilização de modelo Markov-Switching. Conclue pela existência de 3 regimes no Brasil, um primeiro pré-Plano Real, um transitório e um pós-Plano Real.	MS
Lima et al (2007)	1996-2006	Brasil	Também utilizando um modelo MS, conclue pela existência de 4 regimes, com mudanças recorrentes, provavelmente derivadas da conjuntura econômica, em vez de mudanças permanentes, derivadas de mudanças teóricas da autoridade monetária. Identifica mudanças substanciais na política monetária pré e pós 1999.	MS
Rodrigues e Mori (2015)	2000-mar/2015	Brasil	Utilizando modelo MS, identifica a ocorrência de 3 regimes de política monetária. O Princípio de Taylor foi seguido em aproximadamente 80% do período.	MS

FONTE: Elaborado pelo autor

### 1.3 Metodologia

Neste trabalho é estimada uma função de reação a partir da estrutura proposta por Taylor (1993), incluindo as principais contribuições propostas pelos demais autores, apresentados no capítulo anterior. Mais especificamente, trabalha-se com uma regra *forward-looking* para uma economia aberta, com um termo de suavização. A estimação de uma regra *forward-looking* e com uma variável cambial já foi evidenciada na literatura como adequada ao caso brasileiro.<sup>15</sup>

Para determinar a existência ou não de alterações de regimes de política monetária no período analisado, onde a autoridade monetária altera o peso que concede ao controle da

<sup>15</sup> Ver Holland (2005), Lima et al (2007) e Rodrigue e Mori (2015)

inflação em comparação ao controle do nível do produto, utiliza-se um modelo Markov-Switching. A utilização deste modelo se mostra adequada a este trabalho, uma vez que permite a identificação da existência de não linearidades e a identificação de forma endógena dos regimes de política monetária. A utilização dessa metodologia, permite a identificação de mudanças de regime a partir dos próprios dados, sem que seja necessário a divisão da amostra em subperíodos ou a inclusão de variáveis dummies.

### 1.3.1 Dados

O período de análise, com dados mensais, será de janeiro de 2003 a dezembro de 2016, totalizando uma amostra de 168 observações. Optou-se por este intervalo de tempo por ser um período após a implantação do regime de metas de inflação no Brasil e que compreendeu diversas mudanças econômicas e políticas, de forma que, através da utilização de um modelo Markov-Switching, espera-se evidenciar uma relação entre a condução da política monetária e estas mudanças.

A taxa de juros  $i_t$  utilizada é a meta da taxa SELIC fixada na reunião do Comitê de Política Monetária (COPOM) do respectivo mês, ou a mais recente, devido às reuniões serem a cada 45 dias na maior parte do período de análise. Os dados de expectativas de inflação foram obtidos através da pesquisa diária realizada pelo BCB junto a instituições financeiras, onde são considerados os valores das medianas da expectativa de inflação para o ano atual e o ano seguinte no dia anterior à reunião do COPOM<sup>16</sup>, de modo a evitar possíveis problemas de endogeneidade. Todos os dados de taxa SELIC e expectativas de inflação estão disponíveis no site do BCB.

Como *proxy* para o produto foi utilizado o Índice da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física Dessazonalizado, divulgado mensalmente pelo IBGE. Para criar a série de produto potencial foi utilizado o filtro HP (Hodrick-Prescott)<sup>17</sup> sobre a série mensal da produção

<sup>16</sup> Para os meses em que não houve reunião do COPOM, devido à frequência ser de 45 dias na maior parte do período analisado, foram utilizadas as expectativas do primeiro dia útil do referido mês.

<sup>17</sup> O filtro HP é um instrumento utilizado na macroeconomia para remover componentes cíclicos de uma série temporal. É usualmente utilizado na literatura empírica para a estimação do produto potencial, com o objetivo de suavizar a tendência de longo prazo da série do produto. De uma forma geral, é dado por:  $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2$ , onde a série suavizada é  $\mu$  e procura-se minimizar a variação de  $y$  em torno de  $\mu$ . Por se tratar de dados mensais, foi utilizado  $\lambda = 14.400$ .

industrial. O hiato do produto foi calculado pela diferença percentual entre a série mensal da produção industrial dessazonalizada e o produto potencial calculado pelo filtro HP<sup>18</sup>.

Para a variável cambial foi utilizado a variação da taxa de câmbio nominal mensal, calculada a partir do índice da taxa de câmbio efetiva mensal (junho 1994 = 100), disponibilizado pelo BCB. É importante ressaltar que também foram realizados testes com um índice de taxa de câmbio real, que apresentou resultados semelhantes ao da taxa nominal, mas que foi preterido por critérios de seleção de modelo em comparação à esta última.

É importante ressaltar que as variáveis utilizadas neste trabalho, bem como a escolha de uma ótica *forward* ou *backward-looking*, foram baseadas nas práticas mais comuns da literatura brasileira nessa área, de forma a permitir uma alta comparabilidade entre os modelos e seus resultados.

### 1.3.2 Markov-Switching

O objetivo de um modelo Markov-Switching é permitir diferentes comportamentos em diferentes estados da natureza (regimes), ao mesmo tempo em que se estima a ocorrência de transições de um estado para outro, sem que sejam conhecidos, previamente, os momentos de ocorrência dessas transições. Neste modelo, a especificação de cada regime é linear e as probabilidades de transição de um regime para outro são estimadas seguindo uma estrutura markoviana, o que resulta em um modelo de séries de tempo não linear.

Essa flexibilidade do modelo, caracterizada pela possibilidade de estimação de uma série não linear através de uma especificação linear, torna o modelo altamente atrativo em comparação a modelos mais tradicionais, como OLS e GMM. Isto deve-se ao modelo permitir trabalhar com longas séries temporais de variáveis macroeconômicas e financeiras de forma mais adequada, uma vez que estas sofrem alterações entre ciclos de expansão e recessão de negócios e, ainda, mudanças estruturais ao longo do tempo.

Este modelo permite estimar os pesos que o BCB atribui às variáveis da função de reação em diversos regimes. A mudança de um regime para outro segue uma probabilidade e o procedimento de estimação classifica cada observação como pertencente a determinado regime, sem que esses regimes sejam observados *ex-ante*, mas sim estimados a partir dos dados. Mais especificamente, as probabilidades de transição são constantes e estimadas por máxima verossimilhança a partir dos próprios dados.

---

<sup>18</sup>  $y_t = 100 * \frac{Y_t - YP_t}{YP_t}$

Outra vantagem do modelo, em relação aos métodos tradicionais, é a mitigação de viés e de erro de seleção amostral. Os métodos mais tradicionais da literatura, para a identificação de diferentes regimes, trabalham com estimações em subamostras e com variáveis dummy para representar determinado período, seja para retratar um período econômico, seja para retratar um período político<sup>19</sup>. Isso dá margem para seleções equivocadas de amostras. Ao identificar os diferentes regimes de forma endógena, a partir das informações dos próprios dados, um modelo Markov-Switching mitiga qualquer viés de seleção ou erros na determinação desses períodos e, ainda, permite a identificação de diferentes regimes dentro um mesmo período econômico ou político.

Na estimação do modelo é utilizada a distribuição conjunta de  $y_t$  e  $S_t$  condicionada à informação passada,  $Y_{t-1}$ , que representa toda a informação contida na história da variável dependente no tempo  $t - 1$  :

$$f(y_t, S_t | Y_{t-1}) = f(y_t | S_t, Y_{t-1}) f(S_t | Y_{t-1}) \quad (1.2)$$

Onde  $f(y_t | S_t = j, Y_{t-1})$  é a função de densidade normal condicional para o regime  $S_t = j$ .

A função de log-verossimilhança do modelo Markov-Switching com  $k$  regimes é dada pela equação (1.3), onde  $\Pr(S_t = j | Y_{t-1})$  é a probabilidade de se estar em cada regime.

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{j=1}^k f(y_t | S_t, Y_{t-1}) \Pr(S_t = j | Y_{t-1}) \right\} \quad (1.3)$$

Sendo  $\Pr(S_{t-1} = i | Y_{t-1})$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$  no início do tempo  $t$ , as probabilidades de se estar em cada regime são calculadas por:

$$\Pr(S_t = j | Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^k \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) \Pr(S_{t-1} = i | Y_{t-1}) \quad (1.4)$$

Onde as probabilidades de transição  $\Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}$ , onde  $j = 1, 2, \dots, k$ ;  $i = 1, 2, \dots, k$ . A matriz de transição,  $P$ , de ordem  $K \times K$ , é formada pelos elementos  $p_{ij}$ .

---

<sup>19</sup> Por período econômico deve-se entender as diferentes fases de um ciclo econômico ou choque exógenos, por exemplo, enquanto que por período político deve-se entender os diferentes períodos de gestão presidencial, gestão de Ministério da Fazenda e Diretoria do BCB, por exemplo.

Esta equação (1.4) demonstra que ainda que as probabilidades de transição sejam constantes, a probabilidade condicional de se estar em um regime ou em outro depende de toda a história, resumizada na informação disponível em cada momento, e desta forma varia de período a período.

Após a observação de  $Y_t$  ao final do período  $t$ , as probabilidades são atualizadas. As probabilidades atualizadas são calculadas a partir da seguinte equação:

$$\Pr(S_t = j|Y_t) = \frac{f(y_t|S_t = j, Y_{t-1})\Pr(S_t = j|Y_{t-1})}{\sum_{j=1}^k f(y_t|S_t = j, Y_{t-1})\Pr(S_t = j|Y_{t-1})} \quad (1.5)$$

Onde  $f(y_t|S_t = j, Y_{t-1})$  é a função densidade de probabilidade de uma distribuição para o regime  $S_t = j$ .

Maiores detalhes matemáticos à respeito da estimação e maximização do modelo são discutidos em Kim e Nelson (1999). Neste trabalho foi utilizado um modelo Markov-Switching Dynamic Regression, estimado através do software OxMetrics 8 Módulo PcGive 15, com o método de maximização Programação Quadrática Sequencial Factível (SQPF).

### 1.3.3 Modelos

O modelo estimado é constituído por:

$$i_t = c + \alpha i_{t-1} + \beta_{St}(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \theta_{St} y_{t-2} + \rho_{St} \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{St}^2)$$

Onde  $S_t$  representa o regime no tempo  $t$ , ou seja,  $S_t = 1, \dots, k$ , onde  $k$  é o número de regimes,  $i_t$  é a taxa Selic estabelecida pelo COPOM,  $E_t \pi_{t+j}$  é a expectativa de inflação e  $\pi_{t+j}^*$  é o centro da meta de inflação,  $y_t$  é o hiato do produto e  $\Delta e_t$  é a variação da taxa de câmbio nominal.

O número de regimes ou estados  $k$  foi definido como 4, a partir da análise do Critério de Informação Akaike (AIC), do Critério de Informação de Schwarz (BIC) e do Critério de Informação Hannan-Quinn (HQC). Na literatura é comum a identificação de 2 a 4 regimes. As variáveis de hiato do produto e de variação cambial foram definidas em 2 e 1 defasagens, respectivamente, a partir da análise dos mesmos critérios de seleção informados acima. Além

disso, por conceito a variável do hiato do produto precisa ser defasada, já que o BCB não dispõe de informações contemporâneas para essa variável no momento da tomada de decisão.

Para os coeficientes do modelo, temos que  $\alpha$  é o parâmetro de suavização da política monetária,  $\beta$  representa o peso dado pelo BCB ao desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta,  $\theta$  corresponde ao peso dado pelo BCB ao hiato do produto e, por fim,  $\rho$  é o peso dado às variações na taxa de câmbio nominal. O modelo permite que o coeficiente de resposta ao desvio das expectativas de inflação com relação à meta, o coeficiente de resposta ao hiato do produto, o coeficiente de resposta à variação cambial e a variância dos resíduos variem entre os regimes.

Assim como em Minella et al (2002) e grande parte da literatura brasileira, será assumido que o BCB toma suas decisões tendo como base as expectativas de inflação para o ano corrente e seguinte. Assim, utilizaremos a ponderação sugerida por esses autores para termos uma medida única referente aos desvios da inflação, conforme abaixo:

$$D_j = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (1.7)$$

Onde  $D_j$  é a medida do desvio da expectativa de inflação com relação à meta,  $j$  é o índice que corresponde ao mês e  $t$  é o índice que corresponde ao ano. Assim, o modelo fica da seguinte forma.

$$i_t = c + \alpha i_{t-1} + \beta_{St} D_{jt} + \theta_{St} y_{t-2} + \rho_{St} \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{St}^2)$$

Ainda, como o modelo proposto apresenta um termo de suavização<sup>20</sup>, que permite inércia à política monetária, precisamos também considerar seu efeito na reação de longo prazo da regra de Taylor. Assim, estima-se o seguinte modelo:

$$i_t = \frac{c}{1-\alpha} + \frac{\beta_{St}}{1-\alpha} D_{jt} + \frac{\theta_{St}}{1-\alpha} y_{t-2} + \frac{\rho_{St}}{1-\alpha} \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{St}^2)$$

## 1.4 Resultados

---

<sup>20</sup> Conforme defendido por Woodford (1999)

Inicialmente são apresentadas as estatísticas descritivas dos dados utilizados. Uma análise descritiva desses dados pode revelar, de forma preliminar, informações relevantes sobre a condução da política monetária pelo BCB no período analisado neste trabalho.

A Tabela 02 apresenta as estatísticas descritivas da amostra. Observa-se que a meta da taxa Selic, definida pela autoridade monetária, manteve-se em patamar elevado, acima de 10% a.a. na maior parte do período e que o produto esteve, em média, ligeiramente abaixo de seu potencial. Também se identifica que as expectativas do mercado quanto à inflação estiveram em média 1,12 p.p. acima da meta e, em seu ponto máximo, ultrapassaram expressivamente o limite superior da banda, que foi de 2 p.p durante a maior parte do período.

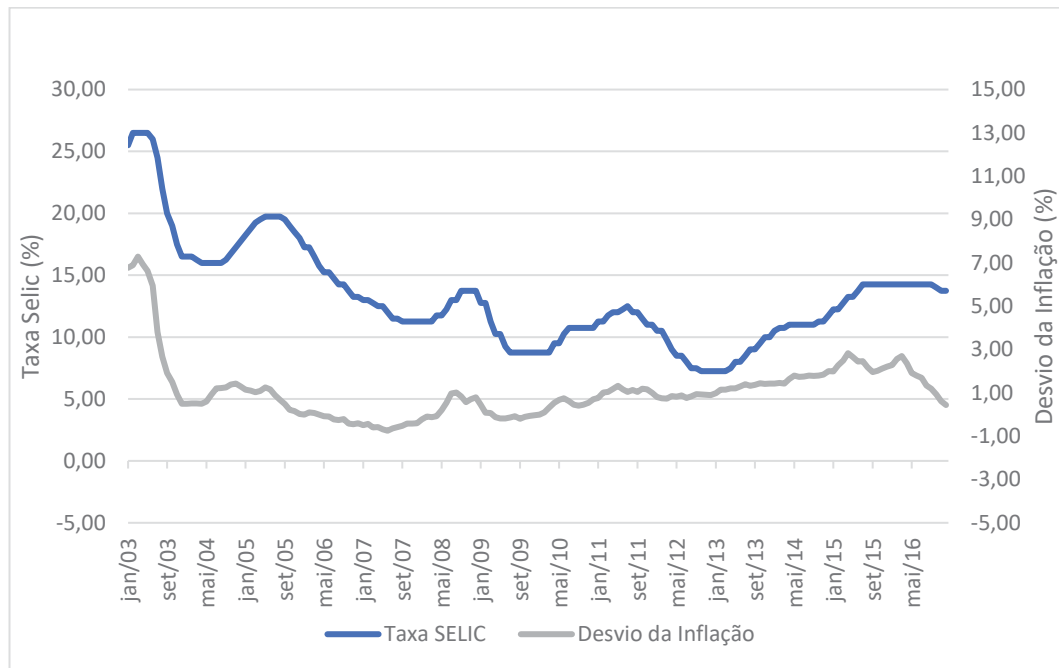
TABELA 02 – Estatística Descritiva das Variáveis

	<u>i</u>	<u>D</u>	<u>Y</u>	<u>e</u>
Mean	13,3898	1,1276	-0,2805	0,2157
Median	12,5000	1,0412	0,2798	-0,4201
Maximum	26,5000	6,7708	6,6399	15,6153
Minimum	7,2500	-0,75	-13,7354	-6,0559
Std. Dev.	4,0931	1,3634	2,9073	3,4419
Skewness	1,1390	1,8646	-1,3235	1,3086
Kurtosis	4,4085	8,4916	7,3348	5,6671
Jarque-Bera	50,2168	308,4651	180,59	97,74
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	2249,50	189,44	-47,13	36,25
Sum Sq. Dev.	297,83	310,43	1411,63	1978,42
Observations	168	168	168	168

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Outras informações também são obtidas a partir de uma análise gráfica das variáveis. O gráfico apresentado na Figura 01 mostra os movimentos entre a taxa Selic e o desvio das expectativas de inflação em relação à meta. É possível observar que a reação do BCB parece consistente com um sistema de metas de inflação, elevando a taxa Selic quando o desvio da inflação está positivo ou em trajetória crescente na maior parte do tempo.

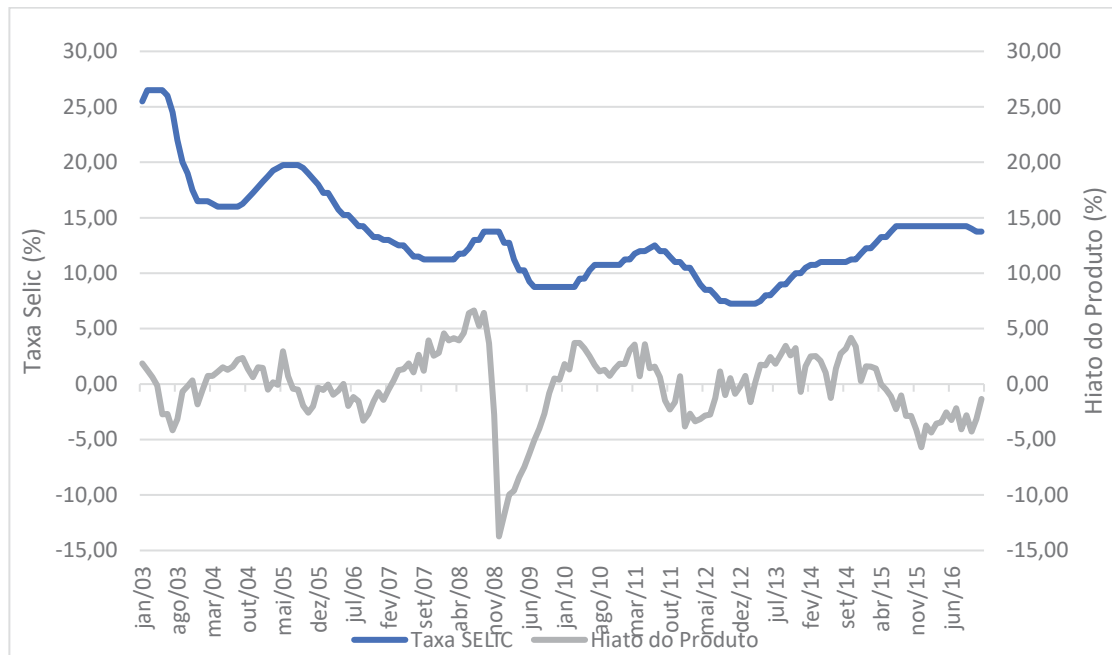
FIGURA 01 – Comportamento Selic x D



FONTE: Elaborado pelo autor

Na Figura 02 estão apresentados os movimentos ao longo do tempo analisado da taxa Selic e do hiato do produto, outra variável importante na análise das preferências da autoridade monetária. Nos primeiros 2 anos identifica-se um movimento de redução da taxa Selic e um aumento, atrasado, do hiato do produto, no sentido de que o produto cresceu e manteve-se acima de seu potencial. Já do final de 2008 até meados de 2010, com a crise mundial, observa-se uma retração na atividade econômica, com o hiato do produto chegando a seu ponto mínimo. Neste mesmo período, observamos uma redução na taxa SELIC pelo BCB como, aparentemente, parte dos esforços do governo brasileiro para retomar a atividade econômica, em movimento consistente com o objetivo de equilibrar produto real e produto potencial. Por fim, de meados de 2015 até o final de 2016 observa-se um período em que o hiato permaneceu sucessivamente negativo, enquanto que a taxa Selic esteve em nível elevado e constante. Isso talvez seja explicado pela situação do nível de inflação na época, que estava beirando o limite superior da banda.

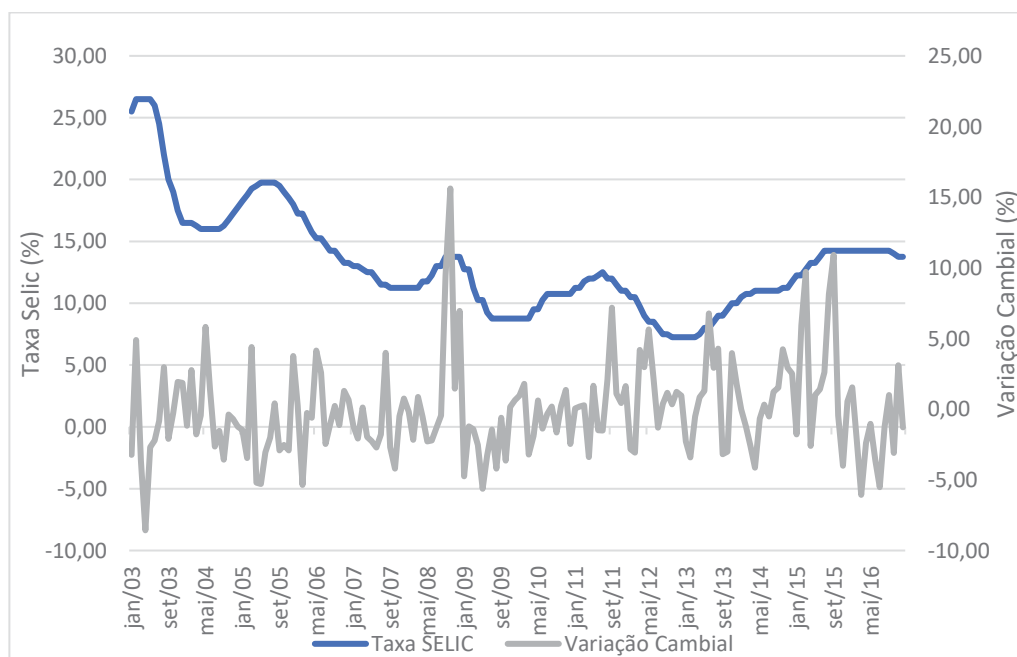
FIGURA 02 – Comportamento Selic x Hiato



FONTE: Elaborado pelo autor

Para finalizar, verifica-se o comportamento da variação da taxa de câmbio nominal em relação à taxa Selic, demonstrado na Figura 03. Uma variação positiva da taxa de câmbio indica uma depreciação do Real, enquanto que, de forma análoga, uma variação negativa demonstra uma apreciação da moeda doméstica. Apenas analisando graficamente, conforme Figura 03, não é possível identificar uma relação clara entre essas duas variáveis.

FIGURA 03 – Comportamento Selic x Câmbio



FONTE: Elaborado pelo autor

Após esta breve análise gráfica, apresenta-se na Tabela 03 a matriz de correlação calculada para todas as variáveis do modelo. A correlação encontrada entre a taxa Selic e o desvio da inflação é positivo e de nível moderado, o que é coerente com a teoria econômica, uma vez que estas variáveis devem se mover na mesma direção como uma das condições para manutenção da estabilidade do nível de preços. As demais correlações são de nível fraco ou muito fraco. Quanto ao sinal destas, a correlação entre a taxa Selic e o hiato do produto é negativa, o que significa que movimentos de alta nas taxas de juros estão relacionados a movimentos de redução do produto frente seu potencial, e o mesmo ocorre para a correlação entre a taxa Selic e a variação cambial, visto que um aumento na taxa de juros está associado a uma apreciação do Real.

TABELA 03 – Matriz de Correlação

	<u>i</u>	<u>D</u>	<u>Y</u>	<u>e</u>
<u>i</u>	1,000000	0,494033	-0,180749	-0,210334
<u>D</u>		1.000000	-0,028231	0,044984
<u>Y</u>			1.000000	0,004407
<u>e</u>				1.000000

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Antes da realização de regressões utilizando séries temporais é necessário verificar se o comportamento das variáveis utilizadas é estacionário ou não ao longo do tempo, de modo a evitar problemas de regressão espúria. Séries estacionárias são aquelas que apresentam suas médias e variâncias constantes ao longo do tempo e a covariância entre dois períodos de tempo depende exclusivamente da distância ou defasagem entre os dois períodos. Caso seja identificado a presença de raiz unitária, torna-se preciso remover a tendência da série ou trabalhar com as séries diferenciadas, em vez de em nível.

Foram testadas as condições de estacionariedade das variáveis através dos testes ADF (Augmented Dickey-Fuller), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Para os testes ADF e PP a hipótese nula é de que a série temporal apresenta raiz unitária, assim deseja-se que a hipótese nula seja rejeitada. Já o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária, logo deseja-se não rejeitar a hipótese nula. No teste ADF, o Critério de Informação de Schwarz (BIC) foi utilizado para escolher o número ótimo de defasagens,

enquanto que para os testes PP e KPSS foram utilizados o método de estimação espectral Bartlett Kernel e o estimador Newey-West Bandwidth para a mesma finalidade.

Para todas as variáveis os testes foram realizados também com a inclusão de componentes determinísticos, constante (c) e tendência linear (t), quando os mesmos foram estatisticamente significativos. Os resultados estão dispostos na Tabela 04 abaixo.

TABELA 04 – Testes de Raíz Unitária

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS	Série Estacionária
$\hat{i}$	-12,4422***	-12,4499***	0,1933	Sim
$\hat{D}$	-2,5847***	-9,7054***	0,0746	Sim
$\hat{Y}$	-11,9992***	-12,0494***	0,1119	Sim
$\hat{e}$	-13,7193***	-13,7092***	0,1667	Sim

\*Significativo a 10% \*\*Significativo a 5% \*\*\*Significativo a 1%

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Pelos três testes realizados foram verificadas que todas as variáveis são estacionárias em nível. Assim, pode-se partir para os resultados das estimações.

Primeiramente é estimado um modelo linear, de um único regime, seguindo a metodologia tradicional. Utilizou-se o método OLS e o estimador de Newey-West. A estrutura de defasagens adequada foi obtida através dos critérios de informação. Os resultados desta estimação estão na Tabela 05.

Verifica-se que todas as variáveis do modelo são estatisticamente significantes para um intervalo de confiança de 90%, sendo que as três principais variáveis explicativas – a taxa Selic defasada, o desvio da expectativa de inflação em relação à meta e o desvio do produto em relação a seu potencial – são significativas a um intervalo de confiança de 99%. O coeficiente de determinação demonstra um bom ajustamento do modelo.

Destaca-se inicialmente que a função de reação apresenta um alto grau de suavização com relação à taxa Selic do período anterior<sup>21</sup>. O coeficiente  $\beta$  estimado é de 0,0925, enquanto que o coeficiente  $\theta$  é de 0,0692, o que indica, em um primeiro momento, uma reação maior da autoridade monetária aos desvios da expectativa de inflação em relação à sua meta frente ao hiato do produto, o que estaria condizente com um regime de metas de inflação. Entretanto, ao realizar um teste de restrição de igualdade<sup>22</sup>, não é possível rejeitar a hipótese de que os

<sup>21</sup> Segundo Woodford (1999), um alto nível de suavização da taxa de juros está em linha com um comportamento ótimo da autoridade monetária, que visa minimizar a função de perda.

<sup>22</sup> Teste de Wald, com distribuição  $\chi^2$

coeficientes  $\beta$  e  $\theta$  são estatisticamente iguais. Assim, é possível haver um equilíbrio entre as sensibilidades da autoridade monetária frente essas duas variáveis, de forma que não é sensato assumir que há uma preferência pelo controle do desvio da inflação.

TABELA 05 – Resultados Estimação OLS

Dependent Variable: i				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003(3) - 2016(12)				
Included observations: 166 after adjustments				
HAC standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	t-Prob.
C	0,502803	0,102409	4,909764	0,0000
L1.i	0,949576	0,008206	115,720800	0,0000
D	0,092518	0,027049	3,420444	0,0008
L2.Y	0,069293	0,009506	7,289169	0,0000
L1.e	-0,017650	0,009089	-1,941815	0,0539
R-squared	0,991168	S.E. of regression		0,38028
Adjusted R-squared	0,990948	Sum squared resid		23,2823
Mean dependent var	13,09780	Log likelihood		-72,5073
S.D. dependent var	3,997000	Akaike info criterion		0,9338
F-statistic	4516,985	Schwarz criterion		1,0275
Prob(F-statistic)	0,000000	Hannan-Quinn criter.		0,9718

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Quanto à sensibilidade à variação da taxa de câmbio nominal, o coeficiente estimado, de -0,0176, é pequeno e significativo apenas a 10%. O sinal negativo não é o esperado para um regime de metas de inflação flexível com *fear of floating*. Um valor positivo da variável de câmbio nominal representa uma depreciação cambial, logo, nesse caso, a resposta do BCB seria a de uma redução da taxa de juros, o que contribuiria para o movimento de depreciação cambial. Isso é o oposto ao esperado pela teoria, que seria o de minimizar as flutuações cambiais.

Devido ao termo de suavização da taxa de juros, também é importante verificar os efeitos de longo prazo da função de reação. Conforme detalhado na Tabela 06, o coeficiente de sensibilidade de longo prazo ao desvio da expectativa de inflação é de 1,8348, o que indica, por

ser superior à unidade, que o BCB, no período analisado, vem atendendo ao Princípio de Taylor<sup>23</sup>.

TABELA 06 – Estimação OLS – Coeficientes Longo Prazo

c	0,5028*** (0,1024)		
$\alpha$	0,9495*** (0,0082)		
$\beta$	0,0925*** (0,0270)	$\beta/1-\alpha$	1,8348
$\theta$	0,0692*** (0,0095)	$\theta/1-\alpha$	1,3742
$\rho$	-0,0176* (0,0090)	$\rho/1-\alpha$	-0,3500
$\sigma$	0,3802	R-squared	0,9911

\*Significativo a 10% \*\*Significativo a 5% \*\*\*Significativo a 1%

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Na estimação do modelo com mudanças de regime foram testados diferentes estruturas de defasagens e diferentes quantidades de regime. O modelo mais adequado, com 4 regimes e com as defasagens que serão apresentadas na sequência, foi encontrado através dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn e da percepção factual da realidade. Este modelo foi comprovado ser superior ao modelo de um único regime, já apresentado, através da rejeição da hipótese nula de linearidade do modelo, conforme teste LR  $\chi^2$ . O modelo que melhor representa a função de reação do BCB é composto pelas seguintes variáveis explicativas: defasagem em um período da variável dependente, variável contemporânea do desvio das expectativas da inflação, defasagem em dois períodos do hiato do produto e defasagem em um período da variação do câmbio nominal. A defasagem em um período da variável dependente, com coeficiente de 0,8834, é fixa e significativa para todos os regimes e demonstra alto grau de suavização dos movimentos da taxa Selic.

No Regime 1 os coeficientes  $\beta$  e  $\rho$  estimados foram de 0,1563 e 0,0128, respectivamente, enquanto que o coeficiente  $\theta$  não foi estatisticamente significativo. Apesar de significativo, a reação do BCB à variação do câmbio nominal é muito baixa, de forma que é aceitável classificar este regime como um regime de metas de inflação puro. Esse resultado mostra que a autoridade monetária seguiu um regime de metas de inflação. Este regime ocorreu

<sup>23</sup> O Princípio de Taylor é um fato estilizado segundo o qual para cada 1 p.p. de aumento da inflação, o banco central deve aumentar a taxa de juros nominal em mais que 1 p.p para atingir a estabilização do nível de preços, conforme enunciado por Taylor (1993)

durante 55 meses, ou 33,13% do período analisado, e foi observado em 2 grandes subperíodos. No longo prazo, o coeficiente foi de 1,3420 para o desvio da inflação, o que sugere que o BCB agiu de maneira consistente com o Princípio de Taylor. Os coeficientes de curto e longo prazo estão apresentados na Tabela 07, enquanto que os resultados completos da estimação, dos 4 regimes, estão demonstrados na Tabela 08.

Já no Regime 2 o coeficiente  $\theta$  estimado foi de 0,0994, enquanto que o coeficiente  $\beta$  não foi significativo devido a um elevado erro padrão. A reação do BCB à variação do câmbio nominal continuou significativa estatisticamente, porém muito baixa, e foi no sentido de reforçar o movimento cambial, em vez de minimizar as suas flutuações. Este regime ocorreu durante 65 meses, ou 39,16% do período analisado, sendo o de maior ocorrência, e representa períodos em que a autoridade monetária seguiu um regime de metas de inflação altamente flexível, com maior sensibilidade ao hiato do produto.

TABELA 07 – Estimação MS – Coeficientes Longo Prazo

Regime 1		Regime 2		Regime 3		Regime 4	
c	1,3697*** (0,2745)	c	1,1963*** (0,2489)	c	1,9043*** (0,3584)	c	0,9068*** (0,1696)
$\alpha$	0,8834*** (0,0273)	$\alpha$	0,8834*** (0,0273)	$\alpha$	0,8834*** (0,0273)	$\alpha$	0,8834*** (0,0273)
$\beta$	0,1563*** (0,0206)	$\beta$	0,0129 (0,0806)	$\beta$	0,1238*** (0,0337)	$\beta$	-0,0990 (0,2470)
$\theta$	-0,0019 (0,0113)	$\theta$	0,0994*** (0,0264)	$\theta$	0,1458*** (0,0408)	$\theta$	0,0773* (0,0440)
$\rho$	0,0128** (0,0061)	$\rho$	-0,0233*** (0,0096)	$\rho$	-0,0244 (0,0169)	$\rho$	0,0132 (0,0214)
$\beta/1-\alpha$	1,3420	$\beta/1-\alpha$	0,1108	$\beta/1-\alpha$	1,0631	$\beta/1-\alpha$	-0,8505
$\theta/1-\alpha$	-0,0169	$\theta/1-\alpha$	0,8537	$\theta/1-\alpha$	1,2521	$\theta/1-\alpha$	0,6636
$\rho/1-\alpha$	0,1107	$\rho/1-\alpha$	-0,2006	$\rho/1-\alpha$	-0,2098	$\rho/1-\alpha$	0,1141
$\sigma$	0,1644	$\sigma$	0,2488	$\sigma$	0,2665	$\sigma$	0,1694
LR-test Chi <sup>2</sup>	104,69	Log-likelihood	-20,1612	BIC	1,1052		
Prob(LR-test)	0,0000	AIC	0,5802	HQC	0,7933		

\*Significativo a 10% \*\*Significativo a 5% \*\*\*Significativo a 1%

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Por sua vez, no Regime 3 os coeficientes  $\beta$  e  $\theta$  estimados foram 0,1238 e 0,1458, respectivamente, ambos estatisticamente significantes a 1%. Isso representa um regime de metas de inflação flexível. Mediante um teste de restrição de igualdade<sup>24</sup>, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que esses dois parâmetros são iguais. Neste regime, que ocorreu em 18,62% do período analisado, foi cumprido o Princípio de Taylor.

<sup>24</sup> Teste de Wald, com distribuição Chi<sup>2</sup>

Finalmente, no Regime 4 os resultados indicam que o BCB realizou uma política discricionária. Mesmo em um intervalo de confiança e 90%, apenas o parâmetro relativo ao hiato do produto foi significativo, com valor de 0,0773. Este foi o regime de menor frequência no período de análise.

TABELA 08 – Resultados Estimação MS

Dependent Variable: i				
Method: Mswitching - MLE				
Sample (adjusted): 2003(3) - 2016(12)				
Included observations: 166 after adjustments				
Robust standard errors				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	t-Prob.
L1.i	0,883476	0,0273	42,60	0,000
Regime 1				
c	1,369720	0,2745	4,99	0,000
D	0,156378	0,0206	7,58	0,000
L2.Y	-0,001974	0,0113	-0,18	0,862
L1.e	0,012894	0,0061	2,09	0,038
Sigma	0,164494	0,0177		
Regime 2				
c	1,196310	0,2489	4,81	0,000
D	0,012907	0,0806	0,16	0,873
L2.Y	0,099473	0,0264	3,59	0,000
L1.e	-0,023377	0,0096	-2,42	0,017
Sigma	0,248814	0,0337		
Regime 3				
c	1,904310	0,3584	5,31	0,000
D	0,123875	0,0337	3,68	0,000
L2.Y	0,145898	0,04081	3,57	0,000
L1.e	-0,024447	0,01691	-1,45	0,150
Sigma	0,266547	0,0345		
Regime 4				
c	0,906838	0,1696	5,35	0,000
D	-0,099098	0,2470	-0,40	0,689
L2.Y	0,077328	0,04407	1,75	0,082
L1.e	0,013299	0,02147	0,62	0,537
Sigma	0,169491	0,0372		
Log likelihood	-20,1612	Akaike info criterion	0,5802	
Mean dependent var	13,0979	Schwarz criterion	1,1052	
S.D. dependent var	3,9970	Hannan-Quinn criter.	0,7933	
LR-test Chi^2	104,69	Prob(LR-test)	0.0000	

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

A Figura 04 apresenta, em formato de linha do tempo, a ocorrência dos quatro regimes no período analisado, através das probabilidades suavizadas. Em ordem cronológica, o Regime 3 foi o primeiro a ocorrer e foi observado, de forma generalizada, apenas em um subperíodo, que vai desde o início da amostra até fevereiro de 2006. Este subperíodo coincide com o início do primeiro mandato presidencial de Luiz Inácio Lula da Silva e sua estrutura inicial era de uma alta taxa Selic e um alto desvio das expectativas de inflação em relação à meta, provenientes das incertezas do mercado quanto às políticas de um governo petista. Logo de início, a equipe econômica do novo governo buscou demonstrar ao mercado que as bases da política econômica do governo anterior, notadamente o tripé macroeconômico, seriam continuadas. Assim, conseguiu realizar um processo de redução da taxa Selic ao mesmo tempo em que os desvios das expectativas de inflação também eram reduzidos, o que permitiu realizar uma política que de preferências equilibradas entre desvio da inflação e hiato do produto.

O Regime 1 sucedeu o Regime 3 e foi o segundo regime predominante, ocorrendo em 2 grandes subperíodos. É razoável dizer que é o regime que melhor condiz com a imagem que o BCB buscou passar ao mercado ao longo desses anos, seja ela a de um foco no controle da inflação. Esteve presente, pelo lado macroeconômico, durante o boom das commodities, em meados dos anos 2000, e na recessão brasileira, a partir de 2015. Pelo lado político, ocorreu no auge do Governo Lula e no final do Governo Dilma e início do Governo Temer. Já o Regime 2, por sua vez, ocorreu durante o final do Governo Lula e grande parte do Governo Dilma, incluindo anos de grande crescimento econômico<sup>25</sup>, a crise internacional de 2008/2009 e o anos pré-recessão brasileira de 2015.

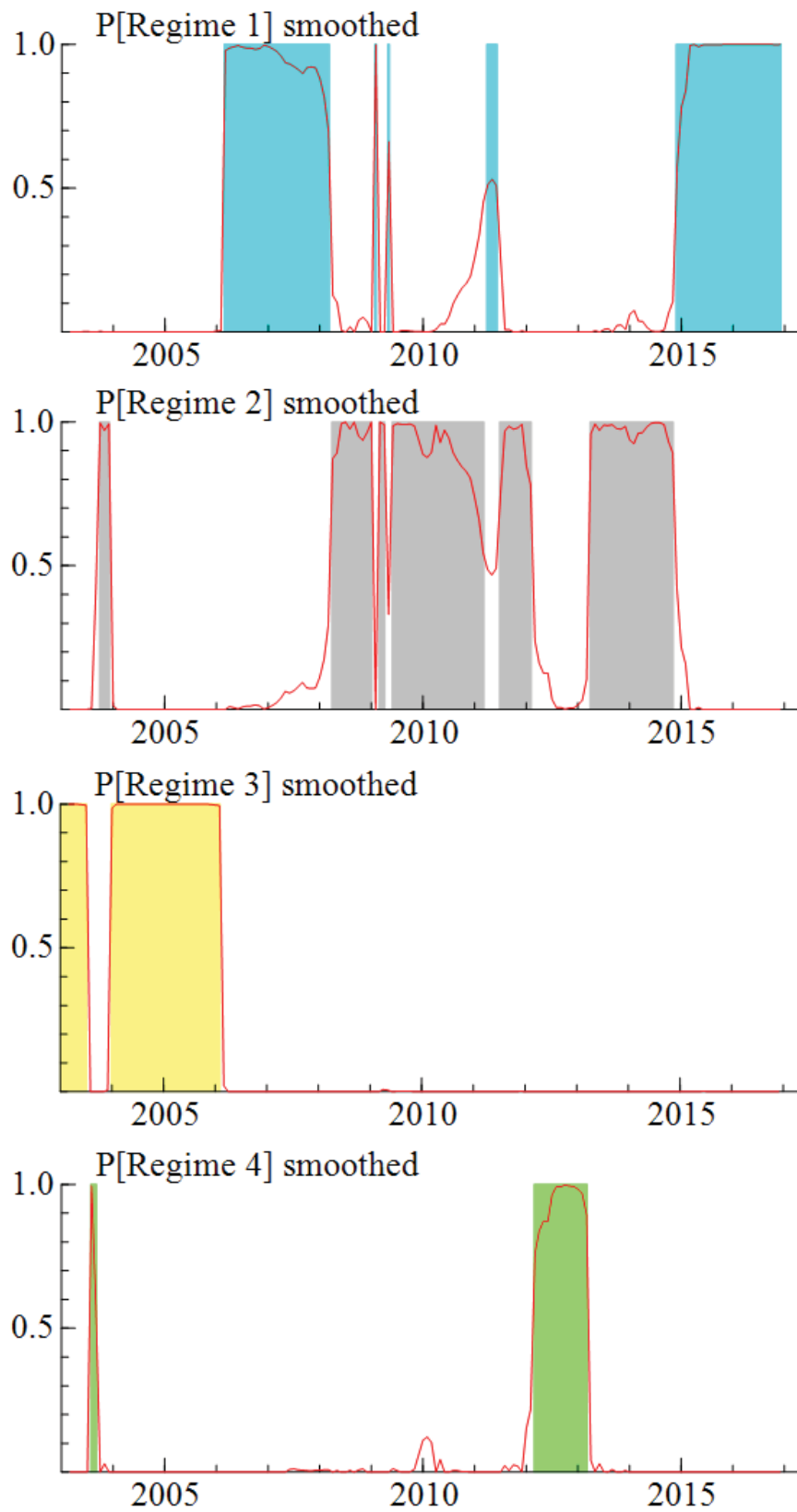
Por fim, o Regime 4 ocorreu de março de 2012 a março de 2013, época que corresponde à fase final do ciclo das commodities<sup>26</sup>. Este período do Regime 4 também coincide com um movimento de redução da taxa de juros, durante o Governo Dilma, em que a taxa Selic foi reduzida e mantida baixa mesmo enquanto as expectativas de inflação estavam crescendo. De uma forma geral, a redução da taxa Selic ocorreu frente a desvios das expectativas de inflação, em média, 0,90 p.p acima do centro da meta. Esse resultado está em linha ao encontrado por Barbosa, Camêlo e João (2016) e Jesus e Lopes (2017), que identificaram, em maior ou menor intensidade, uma flexibilização pró-produto no período Dilma.

---

<sup>25</sup> Crescimento real do PIB de 5,1% em 2008 e 7,5% em 2010, conforme dados do IBGE.

<sup>26</sup> Conforme indicador CRB Index, do Commodity Research Bureau.

FIGURA 04 – Linha do Tempo dos Regimes



FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando o software OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

A Tabela 09 informa a duração e a frequência exata de cada regime, bem como a probabilidade média de sua ocorrência em cada subperíodo.

TABELA 09 – Frequência dos Regimes

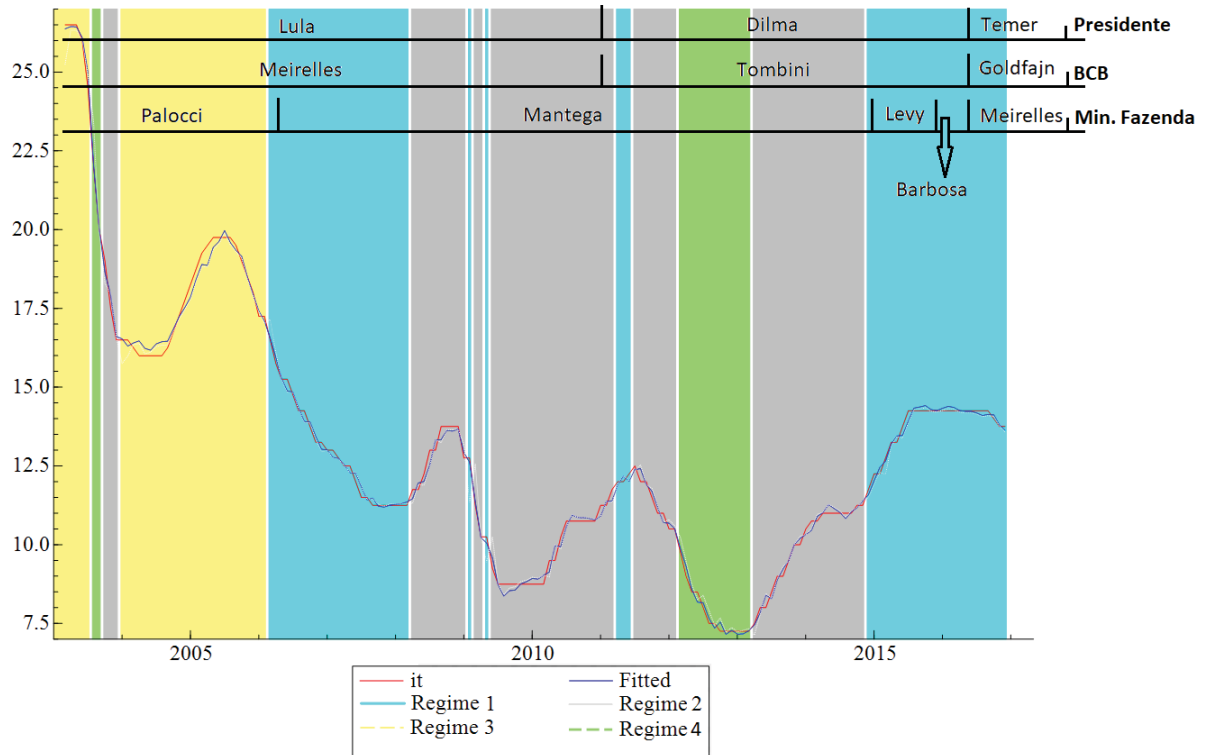
Classificação de Regimes por Prob. Suavizada		
Período	Meses	Prob. Média
<b>Regime 1</b>		
2006(3) - 2008(3)	25	0,942
2009(2) - 2009(2)	1	1
2009(5) - 2009(5)	1	0,663
2011(4) - 2011(6)	3	0,518
2014(12) - 2016(12)	25	0,967
Total: 55 meses (33,13%), com duração média de 11 meses		
<b>Regime 2</b>		
2003(10) - 2003(12)	3	0,987
2008(4) - 2009(1)	10	0,958
2009(3) - 2009(4)	2	0,996
2009(6) - 2011(3)	22	0,889
2011(7) - 2012(2)	8	0,909
2013(4) - 2014(11)	20	0,97
Total: 65 meses (39,16%), com duração média de 10,83 meses		
<b>Regime 3</b>		
2003(3) - 2003(7)	5	0,999
2004(1) - 2006(2)	26	0,999
Total: 31 meses (18,67%), com duração média de 15,50 meses		
<b>Regime 4</b>		
2003(8) - 2003(9)	2	0,785
2012(3) - 2013(3)	13	0,933
Total: 15 meses (9,04%), com duração média de 7,50 meses		

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Os regimes já descritos estão consolidados na Figura 05, onde também está plotado a evolução da taxa Selic, o ajuste do modelo e as alterações políticas mais relevantes. Conforme observado pelas linhas temporais que informam as alterações nos cargos de Presidente do BCB, Ministro da Fazenda e Presidente da República, não é possível afirmar que há uma relação direta entre uma mudança política nesses cargos e uma mudança na função de reação do BCB, visto que se verifica a ocorrência de diversos regimes dentro de cada mandato. Apenas é possível sugerir que a posse de Joaquim Levy, como Ministro da Fazenda em janeiro de 2015,

tenha relação direta com a volta do Regime 1 nessa mesma época, dado que é factual que esta nomeação fez parte de um movimento político para recuperação da credibilidade das políticas econômicas do governo federal.

FIGURA 05 – Comparação Regimes x Mudanças Políticas



FONTE: Elaborado pelo autor

Juntamente com os regimes também são estimadas as probabilidades de transição entre um regime e outro, de forma endógena a partir dos próprios dados. A Tabela 10 apresenta a matriz das probabilidades de transição para o modelo estimado. Ao analisar esta matriz identifica-se uma alta persistência dos regimes, visto que, estando em qualquer um dos três regimes em  $t$ , há uma probabilidade superior a 80% de que em  $t+1$  seja mantido o mesmo regime.

TABELA 10 – Matriz de Probabilidades de Transição

$p(i   j) = P(\text{Regime } i \text{ em } t+1   \text{Regime } j \text{ em } t)$				
	Regime 1, $t+1$	Regime 2, $t+1$	Regime 3, $t+1$	Regime 4, $t+1$
Regime 1, $t$	0,9272	0,0727	0,0000	0,0000
Regime 2, $t$	0,0583	0,9039	0,0157	0,0220
Regime 3, $t$	0,0316	0,0000	0,9368	0,0314
Regime 4, $t$	0,0000	0,1657	0,0000	0,8342

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

## 1.5 Considerações Finais

Este trabalho visou analisar a ocorrência e a duração de diferentes regimes na condução da política monetária no Brasil nos últimos anos. Além disso, buscou identificar se há uma relação entre os referidos regimes e mudanças políticas e de conjuntura econômica no período.

Inicialmente, foi rejeitada a hipótese de linearidade do modelo e, em conjunto com outros instrumentos econométricos, como a log-verossimilhança e os critérios de informação, é possível concluir a superioridade e os ganhos de informação de um modelo Markov Switching sobre um tradicional modelo OLS. De uma forma resumida, os resultados da estimação da função de reação do Banco Central do Brasil, através da especificação de uma Regra de Taylor forward looking e utilizando um modelo Markov Switching, mostraram que a política desta autoridade monetária no período de 2003 a 2016 pode ser discriminada em quatro regimes, sejam eles:

- Regime 1: Regime de metas de inflação puro, com função de reação aderente ao Princípio de Taylor;
- Regime 2: Regime altamente flexível, sensível ao hiato do produto e insensível ao desvio das expectativas de inflação. Função de reação não aderente ao Princípio de Taylor;
- Regime 3: Regime de metas de inflação flexível, com sensibilidade equilibrada em relação ao desvio das expectativas de inflação e ao hiato do produto. Função de reação aderente ao Princípio de Taylor
- Regime 4: Regime de política discricionária, sensível apenas ao hiato do produto.

Os resultados mostraram que em, aproximadamente, 52% do período o BCB realizou uma política monetária aderente ao Princípio de Taylor e que o mesmo atribui grande importância ao termo de suavização, que confere inércia ao ajuste da taxa de juros, de modo a minimizar a sua função de perda. Na maior parte do tempo foi adotado um regime de metas de inflação flexível. Vale ressaltar que foi possível identificar, através do modelo Markov-Switching, diferentes regimes de política monetária dentro de um mesmo período de gestão política, o que não seria viável através dos métodos tradicionais de subamostras ou uso de *dummys*.

Não foi identificado uma sensibilidade relevante à variável cambial. Talvez o motivo disso seja que no período a dívida externa foi, em sua maior parte, internalizada, e que operações de swaps cambiais, facilitadas pelo grande acúmulo de reservas internacionais, foram realizadas pelo BCB sempre que houve grandes flutuações cambiais, de forma que não foi preciso utilizar o instrumento da taxa básica de juros para atenuar flutuações cambiais.

Os resultados, em geral, estão em linha com estudos empíricos anteriores, especialmente no que diz respeito ao período 2012-2013, no Governo Dilma Roussef. Para este período, outros trabalhos nacionais já identificaram um regime de metas de inflação flexível pró-produto<sup>27</sup> ou, de forma mais extrema, um regime insensível à inflação<sup>28</sup>. Por fim, comparando as ocorrências dos regimes encontrados com as alterações nos cargos políticos, não foi encontrado uma relação clara de influência política sobre as preferências da autoridade monetária. É mais razoável supor que uma influência da conjuntura macroeconômica tenha maior peso sobre as mudanças de preferências.

---

<sup>27</sup> Jesus e Lopes (2017)

<sup>28</sup> Barbosa, Camêlo e João (2016)

## 2. IDENTIFICAÇÃO DAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL ATRAVÉS DE UM PROBLEMA DE OTIMIZAÇÃO, UTILIZANDO UM MODELO MARKOV-SWITCHING

### 2.1 Introdução

A atuação dos Bancos Centrais tem sido objeto de recorrente debate acadêmico, onde se destaca a importância da avaliação do comportamento de sua função de reação às variáveis relevantes, como inflação e hiato do produto. A função de reação, também chamada de regra de política monetária, propõe a utilização da taxa de juros de curto prazo como instrumento no objetivo de influenciar os desvios futuros da inflação em relação às suas metas e do produto em relação ao seu potencial.

No Brasil, a condução da política monetária está a cargo do Banco Central do Brasil (BCB), que é o principal executor das diretrizes do Conselho Monetário Nacional (CMN). A partir de junho de 1999<sup>29</sup>, o Brasil adotou o regime de metas para inflação como estratégia para a condução da política monetária.

Taylor (1993) argumentou que o complicado processo de tomada de decisão na política monetária poderia ser descrito por uma simples regra algébrica, em que a autoridade monetária leva em conta para a determinação da taxa de juros de curto prazo, a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, os desvios da inflação em relação a uma meta pré-estabelecida e o hiato do produto. Já segundo Svensson (1997), a determinação da taxa de juros de curto prazo pode ser derivada do problema de otimização intertemporal da função de perda da autoridade monetária, que visa minimizar os custos sociais da inflação acima da meta e do emprego abaixo de seu nível potencial, tendo como restrição a estrutura geral da economia e os mecanismos de transmissão da política monetária. Essa visão teórica argumenta que uma estimação direta, por Regra de Taylor, resulta em coeficientes que são convoluções de parâmetros estruturais e parâmetros de preferências, de modo que não é possível identificar as reais preferências da autoridade monetária.

Seguindo o disposto por Taylor, vários autores buscaram estimar, a partir de algum método econométrico, os parâmetros de preferências com especificações mais sofisticadas para a função de reação da autoridade monetária. Destacam-se na literatura internacional os

---

<sup>29</sup> Através do Decreto de Lei nº 3.088 de 21 de junho de 1999

trabalhos de Judd e Rudebusch (1998) e Clarida et al (1998 e 2000), que introduziram um modelo com suavização da taxa de juros e uma abordagem forward-looking e, na literatura brasileira, os trabalhos de Minella et al (2002), Holland (2005) e Modenesi (2011). Por outro lado, seguindo a metodologia mais complexa proposta por Svensson (1997), Favero e Rovelli (2003) e D'Adamo (2010) estimam a função de reação a partir da minimização da função de perda da autoridade monetária para os Estados Unidos e para a Suécia, enquanto que Curado e Curado (2014) fazem o mesmo para o Brasil.

O objetivo deste trabalho é identificar a ocorrência e a duração de diferentes regimes na condução da política monetária no Brasil, no período 2003 a 2016, através da estimação de funções de reação do BCB. Busca-se verificar se as alterações de regime ocorreram devido a mudanças nos parâmetros da estrutura macroeconômica ou a mudanças nos parâmetros de preferências, relativas à gestão política do BCB. Nesse período, dos últimos 14 anos, houve diversas mudanças econômicas e políticas no país.

Neste trabalho, realiza-se uma estimação a partir do problema de minimização da função de perda do BCB, conforme realizado por D'Adamo (2010) e Curado e Curado (2014). O modelo também foi adaptado para uma metodologia de Markov-Switching, que permite a identificação da existência de não-linearidades no modelo e a identificação de forma endógena dos regimes de política monetária. A utilização dessa metodologia, permite a identificação de mudanças de regime a partir dos próprios dados. Esta análise contribui para a literatura na medida em que estima novas funções de reação do BCB, para um período mais recente, e por permitir identificar a existência de um comportamento da autoridade monetária não adequado ao sistema de metas de inflação. Além disso, permite identificar alterações de preferências durante o período analisado.

Este ensaio está dividido em cinco seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda faz uma revisão da literatura teórica e empírica, nacional e internacional, das funções de reação das autoridades monetárias. A terceira seção apresenta a metodologia econométrica, bem como os dados, a serem utilizados. Na quarta seção são apresentados os resultados obtidos e as relações identificadas. Por último, nas considerações finais, estão apresentadas as conclusões deste ensaio.

## **2.2 Revisão da Literatura**

### **2.2.1 Regime de Metas de Inflação, Função de Reação e a Regra de Taylor**

O denominado Regime de Metas de Inflação (RMI) constitui-se em marco teórico para a política monetária, uma vez que aperfeiçoou a comunicação entre o público - os agentes econômicos - e os policymakers - a autoridade monetária - proporcionando transparência, legitimidade e disciplina à política monetária e ainda minimizando o viés inflacionário. No RMI, a taxa de juros tem sido determinada utilizando a função de reação do Banco Central, a partir da regra proposta por Taylor (1993). O Brasil, dentre outros países, aderiu ao regime de metas para inflação na década de 1990 através do Decreto nº 3.088 de 21 de junho de 1999.

Dois aspectos fundamentais do RMI devem ser destacados. O primeiro refere-se aos instrumentos de política monetária utilizados. O Banco Central usa de seus instrumentos para controlar a taxa nominal de juros e influenciar o nível de atividade da economia na tentativa de manter uma taxa de inflação baixa e estável. A taxa de juros de curto prazo - a taxa Selic no caso brasileiro - é utilizada como principal instrumento para maximizar a convergência da inflação à meta anunciada. O outro aspecto fundamental do RMI refere-se às expectativas dos agentes econômicos. Um dos objetivos centrais do regime de metas é justamente ancorar as expectativas de mercado que, de forma geral, orientam o processo de formação de preços na economia.

Anteriormente à Regra de Taylor, a grande maioria das autoridades monetárias conduzia a política monetária de forma discricionária. O problema dessa forma de condução aparece quando a autoridade monetária age conforme suas próprias preferências de curto prazo, divergindo da política ótima para a economia como um todo. Uma solução para este problema seria “atar as mãos do Banco Central”, através de uma regra<sup>30</sup>.

Para contornar os problemas da política discricionária, Taylor (1993) propôs uma regra simples e específica para a condução da política monetária, que consistiu em uma equação linear entre a taxa de juros de curto prazo dos Estados Unidos, o desvio da inflação em relação a uma meta e o desvio do produto real em relação ao seu potencial. A equação proposta por Taylor pode ser expressa como:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t - y^*) \quad (2.1)$$

Em que  $i_t$  é a taxa básica de juros,  $r^*$  é a taxa real de juros de equilíbrio,  $\pi_t$  é a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB),  $\pi^*$  é a meta de inflação,  $y_t$  é o produto real observado e  $y^*$  é o produto potencial da economia.

---

<sup>30</sup> A discussão sobre regras de política monetária vem desde a década de 1950, com Friedman e o Monetarismo. Neste trabalho não serão exploradas essas discussões anteriores à Taylor (1993).

A avaliação do comportamento das autoridades monetárias, conforme modelos derivados da Regra de Taylor, gerou discussões e vasta literatura nas duas últimas décadas. Isso levou ao surgimento de novas teorias e modelos em relação à regra de política monetária, com a utilização de expectativas, mais variáveis e outros métodos. Uma discussão sobre essa literatura, assim como sobre o Regime de Metas de Inflação, já foi realizada no Ensaio 1. Dessa forma, neste ensaio será apresentado, com maiores detalhes, apenas a literatura de uma abordagem alternativa à Taylor, proposta inicialmente por Svensson (1997).

Uma alternativa à regra de Taylor para a estimação da função de reação da autoridade monetária surgiu a partir de um trabalho sobre o regime de metas de inflação de Svensson (1997). O motivo deste trabalho era analisar as políticas de um regime de metas de inflação no que tange aos problemas de sua execução e à avaliação e monitoramento pelos agentes do mercado. Nesse âmbito, observou-se que ao trabalhar com uma meta quantitativa específica, que pode ser comparada *ex post* com a inflação realizada, torna-se mais fácil a avaliação e a responsabilização da autoridade monetária. Isso aumenta os mecanismos de comprometimento, reduz possíveis vieses e incrementa a probabilidade de manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável.

Além disso, dado que o nível de inflação presente é predeterminado por decisões passadas e contratos já realizados, a variável que o banco central deve trabalhar é a inflação futura. Neste sentido, o autor argumenta que uma política de metas de inflação implica na utilização de metas da inflação projetada para o futuro, sendo que esta última se torna uma meta intermediária<sup>31</sup>. Assim, a política conduzida pelo banco central visa minimizar os futuros desvios da inflação em relação à sua meta, conforme descrito na função de perda da autoridade monetária, através das expectativas. Ainda, o trabalho mostra que o peso dado à estabilização do produto em relação ao seu potencial, na função de perda da autoridade monetária, está diretamente relacionado à velocidade de ajuste da inflação em direção à sua meta, sendo que quanto maior o peso, menor é a velocidade de ajuste. A partir disso, Svensson demonstra que uma regra para a definição da taxa de juros, sob um regime de metas de inflação, parecida com a regra de Taylor, pode ser derivada da solução de um problema de otimização intertemporal da função de perda do Banco Central.

---

<sup>31</sup> A utilização da meta para a inflação projetada, em vez de o valor corrente desta variável, também foi trabalhada por King (1994).

Favero e Rovelli (2003) contribuem para essa visão, ampliando a metodologia para a estimação da função de reação. Os autores assumem que as preferências do Banco Central podem ser descritas a partir das seguintes funções intertemporais de perda:

$$E_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i} \quad (2.2)$$

$$L = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2 + \mu(i_t - i_{t-1})^2] \quad (2.3)$$

Onde  $E_t$  é o operador de esperança respeitando as informações disponíveis em  $t$ ,  $y_t$  é o produto real observado,  $y^*$  é o produto potencial da economia,  $\pi_t$  é a inflação,  $\pi^*$  é a meta de inflação,  $\delta$  é a taxa de desconto intertemporal e  $i_t$  é a taxa de juros de curto prazo, o instrumento de política monetária.  $\mu$  e  $\lambda$  são os pesos dados à suavização da taxa de juros e à estabilização do produto ao redor do seu potencial.

A equação 2.3 é uma descrição geral das preferências, consistente com os objetivos de política monetária estabelecidos pelo Federal Reserve Act, que sejam: “[... *to promote effectively the goals of maximum employment, stable prices and moderate long-term interest rates...*]<sup>32</sup>. O Banco Central, na condução da política monetária, busca minimizar esta função, sujeito a restrições da oferta e da demanda agregada. A equação de Euler que resolve esse problema pode ser escrita em termos da regra de Taylor convencional, conforme abaixo:

$$i_t = \pi_t + B(\pi_t - \pi^*) + C(y_t - y^*) \quad (2.4)$$

Estes autores defendem que os coeficientes de uma estimação direta são convoluções dos parâmetros que descrevem as preferências do Banco Central e dos parâmetros determinados pela estrutura da economia<sup>33</sup>. Assim, há um problema de identificação que impede a correta interpretação entre uma alteração nos coeficientes estimados e uma mudança nas preferências.

<sup>32</sup> Disponível no Federal Reserve Act, ato legal que instituiu o Federal Reserve System nos Estados Unidos, e também citado em Favero e Rovelli (2003), página 3.

<sup>33</sup> “Neste framework, os coeficientes de uma Regra de Taxa de Juros são (possivelmente complicadas) convoluções dos parâmetros que descrevem as preferências do banco central e daqueles que determinam a estrutura da economia.” Favero e Rovelli (2003), página 2. Tradução própria.

D'Adamo (2010) amplia este modelo para uma pequena economia aberta. A inclusão de um componente cambial é justificada pela literatura de *fear of floating*, que foi trabalhado por Calvo e Reinhard (2002).

Em síntese, essa abordagem alternativa à estimação direta convencional de Taylor busca, através da resolução do problema de otimização da função de perda, separa os parâmetros estruturais das preferências da autoridade monetária. E, assim, conclui que a estimação direta de uma regra de Taylor comete o equívoco de confundir tais efeitos, podendo levar a avaliações enganosas sobre as preferências dos Bancos Centrais.

### 2.2.2 Breve Resenha das Estimativas da Regra de Taylor Tradicional e com Markov-Switching

Uma discussão detalhada sobre essa literatura foi realizada no Ensaio 1. Dessa forma, neste ensaio está apresentado apenas um breve resumo dos resultados.

Após o trabalho seminal de Taylor (1993), diversos trabalhos, teóricos e empíricos, foram realizados, seja testando a regra de Taylor para outros países, seja testando modificações da mesma, com a finalidade de melhor modelar o comportamento da autoridade monetária. Dos principais trabalhos internacionais, pode-se destacar Clarida et al (1998), Woodford (1999) e Ball (1999).

Clarida et al (1998) estimaram funções de reação para seis bancos centrais de países industrializados e adotaram uma abordagem forward-looking para a Regra de Taylor, onde a autoridade monetária estabelece a taxa de juros com base nos desvios da expectativa de inflação com relação à meta estabelecida e com base na expectativa do hiato do produto. Essa abordagem tornou-se o padrão da literatura. Já Woodford (1999) evidencia que os bancos centrais apresentam tendência de suavizar as mudanças nas taxas de juros, demonstrando que os mesmos atuam de maneira ótima ao conferir inércia ao processo de alteração das taxas de juros, minimizando assim a função perda que penaliza variações na inflação, desvios do produto com relação ao seu potencial e variabilidade da taxa de juros. Por sua vez, Ball (1999) estuda as regras de política monetária para economias abertas e identifica que a utilização da Regra de Taylor em pequenas economias abertas conduzirá a uma política monetária ineficiente, uma vez que esta economia também é afetada pelo canal de câmbio.

Na literatura nacional também há diversos trabalhos sobre o tema. Dos mais antigos destacam-se Minella et al (2002), Holland (2005) e Mendonça (2007). Minella et al (2002) estimam uma função de reação, do tipo forward-looking, para o período jul/1999 a jun/2002 e evidenciam que o BCB conduziu sua política monetária reagindo fortemente ao aumento no

desvio das expectativas de inflação com relação a meta, de forma consistente ao esperado por uma autoridade que segue o regime de metas de inflação. Holland (2005) estima uma função de reação para o BCB para o período 1999 a 2004, com a inclusão de variáveis referentes à taxa de câmbio. Com base nas estimativas obtidas, a conclusão é de que as funções de reação não respondem ou não são sensíveis às depreciações no câmbio real mas respondem à variações nominais do câmbio. Para o autor, isto pode ser entendido como o fato de que flutuações financeiras de curto prazo são mais relevantes que desalinhamentos da taxa de câmbio real. Mendonça (2007) trabalha com uma função de reação à inflação dos preços livres e administrados, no período 1999 a 2004, concluindo que o BCB não visa combater diretamente a inflação administrada, mas sim evitar que ela se propague, apenas neutralizando seus efeitos.

Dos trabalhos mais recentes, ressalta-se aqui Barbosa, Camêlo e João (2016) e Jesus e Lopes (2017). Barbosa, Camêlo e João (2016) estimaram a taxa natural de juros da economia brasileira e testaram se houve mudanças na regra de Taylor brasileira durante o primeiro mandato do Governo Dilma Rousseff, de 2011 a 2014. Encontraram evidências de que neste governo Dilma, o coeficiente do desvio da inflação diminuiu enquanto que o coeficiente do hiato do produto aumentou, havendo predominância deste segundo parâmetro na condução da política monetária. Assim, concluem que neste governo o BCB teve uma postura leniente com a inflação, o que pode ser entendido como um dos motivos de a inflação ter ficado frequentemente acima do centro da meta neste período. Por fim, Jesus e Lopes (2017) estimaram a função de reação do BCB para o período 2003 a 2016, trabalhando com uma variável dummy para representar o período Alexandre Tombini à frente do BCB, que coincide com o Governo Dilma Rousseff. Os resultados evidenciam que no período Tombini houve crescimento do parâmetro do hiato do produto na função da reação, contudo o coeficiente do desvio da inflação continuou sendo o mais importante e não foi encontrado indícios de que o Princípio de Taylor não foi respeitado.

Para finalizar, os modelos de Regra de Taylor também foram adaptados a modelos Markov-Switching, de forma a permitir detectar a existência de não linearidades e identificar, de forma endógena, alterações na regra de condução da política monetária. Essa literatura ainda é incipiente e dois trabalhos brasileiros de destaque são Lima et al (2007) e Rodrigues e Mori (2015).

Lima et al (2007) estimaram a função de reação do BCB no período pós-Plano Real, mais especificamente entre julho/1996 e janeiro/2006, utilizando um modelo Markov-Switching. Concluíram que no período analisado a política monetária brasileira pode ser caracterizada por quatro regimes, nos quais a autoridade monetária concede mais ou menos

peso às variáveis de taxa de juros defasada, reservas internacionais, desvio da inflação, hiato do produto e taxa de câmbio. Essas mudanças de regime são mais adequadamente descritas como mudanças recorrentes, possivelmente derivadas da situação econômica no determinado momento. Rodrigues e Mori (2015) buscaram estimar a função de reação do BCB para um período mais recente e, ao mesmo tempo, identificar a ocorrência e duração de diferentes regimes na condução da política monetária do Brasil. A estimação é feita a partir de uma Regra de Taylor forward-looking para uma economia aberta, no período janeiro/2000 a março/2015. Os resultados indicam que o BCB atribuiu grande peso ao parâmetro de suavização em suas decisões e foram identificados 3 regimes, que, de uma forma resumida, podem ser definidos como:: (i) Regime 1: Política Discricionária; (ii) Regime 2: Regime de Metas de Inflação Flexível, com equilíbrio entre inflação e produto; (iii) Regime 3: Regime de Metas de Inflação próximo ao puro.

### 2.2.3 Resenha das Estimações das Preferências dos Bancos Centrais através de um Problema de Otimização

A partir de Svensson (1997), a abordagem de identificação das preferências dos bancos centrais a partir da minimização da função de perda, base do presente trabalho, foi sendo desenvolvida. A literatura é ainda diminuta e dois dos principais trabalhos são os de Favero e Rovelli (2003) e D'Adamo (2010).

Favero e Rovelli (2003) estimam a função de reação do FED no período 1961 a 1998. Este período é dividido em duas subamostras, sejam elas 1961-1979 e 1980-1998, com o intuito de verificar mudanças nas preferências na era Volcker-Greenspan, iniciada em meados de 1979. Sabendo que tanto a taxa de inflação quanto o hiato do produto haviam declinado de forma significativa, se comparadas as médias desses períodos, o intuito foi o de identificar se essa mudança foi resultado de alterações nas preferências do banco central, da redução da variância de choques de oferta ou de uma política monetária mais eficiente, ou ainda da interação entre esses fatores. Seguindo o proposto por Svensson, os autores trabalharam com uma estimação da função de reação a partir do problema de otimização intertemporal do FED, sujeitos às restrições de um pequeno modelo macroeconômico. Os resultados obtidos mostram que houve uma mudança drástica das preferências do FED no segundo período.

Esses resultados estão em linha com os obtidos por Clarida et al (2000), pela outra metodologia, mas há divergências quanto à interpretação dos mesmos. Enquanto Clarida et al (2000) concluem que as mudanças ocorreram devido à mudança de atitude no combate à

inflação, mais especificamente um maior peso dado ao controle inflacionária em relação à controle do hiato do produto, em vez de mudança na meta de inflação em si, Favero e Rovelli (2003) concluem que a principal alteração foi uma redução na meta *de facto* de inflação. Os autores ainda adicionam que dois outros fatores, a redução do desvio padrão dos choques de oferta e uma maior eficiência da política monetária, também contribuíram para a redução da taxa de inflação entre os períodos.

D'Adamo (2010) expande o modelo proposto por Favero e Rovelli (2003) ao trabalhar com um modelo de economia aberta na estimação das preferências a partir do problema de otimização do banco central. A estimação é realizada para o banco central sueco no período 1993 a 2008. O autor parte do pressuposto que economias menores estão mais sujeitas a pressões inflacionárias provenientes da taxa de câmbio e, por isso, para economias abertas com regimes de metas de inflação é relevante observar o papel da taxa de cambial na condução da política monetária. Neste sentido, o autor trabalha com o conceito de *fear of floating*, proposto em Calvo e Reinhart (2002), que trata de países que atuam oficialmente em regime de câmbio flutuante, mas que na prática intervém ativamente para reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, de modo que acabado havendo influência das variáveis cambiais sobre a política monetária.

D'Adamo, trabalhando com uma ótica *forward-looking*, realiza testes para cinco tipos de regimes, são eles: meta de inflação estrita, suavização de taxa de juros, meta de inflação flexível, meta de taxa de câmbio e, por fim, *fear of floating*. Esses regimes são definidos a partir dos pesos dados pelo banco central às variáveis de desvio da inflação, estabilização do hiato do produto, suavização da taxa de juros nominal, estabilização da taxa de juros real e estabilização da taxa de câmbio, conforme detalhado na Tabela 11<sup>34</sup>. Os resultados levam à conclusão de que o banco central sueco tem seguido uma política de metas de inflação, com suavização e estabilização da taxa de juros, sem que tenha sido observado um peso significativo ao hiato do produto e à estabilização da taxa de câmbio, o que leva à rejeição de um Regime de *Fear of Floating*.

---

<sup>34</sup> Com exceção do Regime de Meta de Taxa de Câmbio, em que o único objetivo seria uma meta cambial, em todos os regimes o peso  $\lambda\pi$  foi normalizado para 1, de forma que os demais pesos podem ser comparados relativamente a este.

TABELA 11 – Regimes de Política Monetária e Parâmetros de Preferências

Regimes	$\lambda\pi$	$\lambda y$	$\lambda i$	$\lambda r$	$\lambda e$
1. Meta de Taxa de Câmbio	0	0	0	0	1
2. Meta de Inflação Estrita	1	0	0	0	0
3. Suavização de taxa de juros	1	0	>0	>0	0
4. Meta de Inflação Flexível	1	>0	>0	>0	0
5. Fear of Floating	1	>0	>0	>0	>0

FONTE: Adaptado de D'Adamo (2010)

Por fim, vale ainda ressaltar três trabalhos que contribuíram para esta literatura. Svensson (1999 e 2003) ampliam a análise sobre regimes de metas de inflação, incluindo diferentes tipos de choques, incerteza, variáveis para um modelo de meta de inflação flexível e outras variáveis, servindo de referência para toda a literatura posterior. Collins e Siklos (2004) estimam as funções de reação para Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Estados Unidos, entre 1988 e 1999, e identificam a condução de regimes de meta de inflação flexível para todos esses países, com grande ênfase à suavização da taxa de juros no caso dos três primeiros. Concluem, em linha com Svensson (1999), que um alto peso à suavização da taxa de juros, que resulta em um gradualismo à política monetária, é um meio de responder flexivelmente à inflação.

Da mesma forma que na literatura internacional, os trabalhos nacionais que estimam a função de reação a partir da minimização da função de perda são restritos. Aqui destacamos o trabalho de Curado e Curado (2014), que estimam as preferências do BCB durante o período 2002 a 2013. Adaptando ao Brasil a metodologia já utilizada para outros países e utilizando um modelo de economia aberta, da mesma forma que D'Adamo (2010), os autores procuram identificar se houve alterações nas preferências da autoridade monetária brasileira e, ainda, buscam verificar se existe uma meta de inflação *de facto* que diverge da meta *de jure*, visto que nos últimos anos existe uma percepção de que o BCB não persegue a convergência da inflação ao centro da meta com a força esperada em um regime de metas de inflação.

Os resultados evidenciam a existência de um regime de inflação mais flexível no Brasil, em relação ao observado para os EUA e para a Suécia em outros trabalhos, e que a estabilização do produto em torno do seu potencial parece ter uma influência significativa na decisão da política monetária, em detrimento do controle inflacionário. Ao distinguir os parâmetros de preferências dos parâmetros estruturais, os resultados permitem concluir que o elevado patamar da taxa de juros no Brasil, em relação ao restante do mundo, deve-se às condições estruturais da economia brasileira, não devendo ser confundido com um controle inflacionário rígido por parte do Banco Central Brasileiro. Ainda, trabalhando com a amostra, os autores verificaram

que durante a gestão de Alexandre Tombini houve uma intensificação na flexibilidade da política monetária. Por fim, identificou-se que é possível existir uma meta *de facto* superior à *de jure* e que o regime de inflação se torna mais rígido quando o risco da inflação ultrapassar o limite superior da banda é maior.

## 2.3 Metodologia

Neste trabalho é estimado uma função de reação a partir da minimização da função de perda do BCB, conforme desenvolvido inicialmente por Svensson (1997) e aplicado por D'Adamo (2010) e Curado e Curado (2014). O intuito dessa estimação é distinguir, nos parâmetros obtidos, o que se refere a preferências da autoridade monetária e o que se refere a respostas à estrutura econômica.

Foi utilizado o modelo proposto por D'Adamo (2010), com algumas adaptações, e, complementarmente à estimação por GMM, também foi realizado uma estimação por MLE para uma especificação de modelo Markov-Switching, visando identificar mudanças de regime. O período de análise, com dados trimestrais, foi de 2003 a 2016.

A utilização de um modelo Markov-Switching permite a identificação da existência de não linearidades e a identificação de forma endógena de diferentes regimes de política monetária, nos quais a autoridade monetária altera o peso que concede ao controle da inflação em comparação ao controle de demais variáveis, como ao nível do produto e à estabilidade da taxa de câmbio.

### 2.3.1 Dados

O período de análise, com dados trimestrais, foi de janeiro de 2003 a dezembro de 2016, totalizando uma amostra de 56 observações. Optou-se por este intervalo de tempo por ser um período após a implantação do regime de metas de inflação no Brasil e que compreendeu diversas mudanças econômicas e políticas, de forma que se espera identificar uma relação entre a condução da política monetária e estas mudanças.

Para a taxa de juros nominal,  $i_t$ , primeiramente foram coletados os dados mensais da meta da taxa SELIC fixada na reunião do Comitê de Política Monetária (COPOM) do respectivo mês, ou a mais recente, devido às reuniões serem a cada 45 dias no período de análise. A partir desses dados mensais, foram calculadas as médias trimestrais, que foram utilizadas nas

estimativas. Para a inflação,  $\pi_t$ , foi utilizado a taxa de variação acumulada em 12 meses do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo), calculada e disponibilizada pelo IBGE. A taxa de juros real,  $r_t$ , foi calculada de forma tradicional a partir da taxa de juros nominal e da taxa de inflação<sup>35</sup>.

Como proxy para o produto foi utilizado o Índice da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física Dessazonalizado, divulgado mensalmente pelo IBGE, utilizando apenas os meses de fechamento de cada trimestre para a criação de uma série trimestral. Para criar a série de produto potencial foi utilizado o filtro HP (Hodrick-Prescott)<sup>36</sup> sobre a série trimestral da produção industrial. O hiato do produto,  $y_t$ , foi calculado pela diferença percentual entre a série da produção industrial dessazonalizada e o produto potencial calculado pelo filtro HP<sup>37</sup>. Para a taxa de crescimento internacional,  $w_t$ , que visa captar o impacto da economia global sobre o nível da produção doméstica, também foi criada uma proxy. Seguindo o realizado por Curado e Curado (2014), esta proxy foi construída pela composição das taxas de crescimento dos principais parceiros comerciais do Brasil, ponderadas pela sua importância relativa, calculada trimestre a trimestre, de forma que se ajusta às alterações na composição dos parceiros comerciais ao longo do período analisado, no qual destaca-se o crescimento da participação chinesa. Os dados de comércio exterior, em termos de valor, foram obtidos junto ao MDIC, enquanto que as informações de crescimento trimestral foram buscadas junto à OECD Data.

Para as variáveis cambiais,  $q_t$  e  $e_t$ , foram utilizadas as variações trimestrais, calculadas a partir do Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) e do Índice da taxa de câmbio efetiva nominal, respectivamente, ambos disponibilizados pelo BCB e com base junho/1994 = 100. Já para a variável  $C_t$ , referente à transmissão de movimentos de preços externos sobre a inflação doméstica, foi utilizado como proxy a variação acumulada em 12 meses do índice CRB – Commodity Research Bureau Index, calculado e divulgado por Thomson Reuters/Core Commodity.<sup>38</sup>

<sup>35</sup> Para o cálculo da taxa de juros real foram utilizadas a taxa Selic nominal anual e a variação do IPCA em 12 meses.

<sup>36</sup> O filtro HP é um instrumento utilizado na macroeconomia para remover componentes cíclicos de uma série temporal. É usualmente utilizado na literatura empírica para a estimação do produto potencial, com o objetivo de suavizar a tendência de longo prazo da série do produto. De uma forma geral, é dado por:  $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2$ , onde a serie suavizada é  $\mu$  e procura-se minimizar a variação de  $y$  em torno de  $\mu$ . Por se tratar de dados trimestrais, foi utilizado  $\lambda = 1.600$ .

<sup>37</sup>  $y_t = 100 * \frac{Y_t - Y_{PY}}{Y_{PY}}$

<sup>38</sup> No Relatório Trimestral de Inflação, de set/2012, o Banco Central informa “a inflação externa passou a ser medida pelo Índice Commodity Research Bureau (CRB), em substituição ao Índice de Preços ao Produtor dos Estados Unidos (PPI all commodities).”

Os dados de expectativas de inflação foram obtidos através da pesquisa diária realizada pelo BCB junto a instituições financeiras, onde são considerados os valores das medianas da expectativa de inflação para o ano atual e o ano seguinte, no dia anterior à reunião do COPOM<sup>39</sup>, de modo a evitar possíveis problemas de endogeneidade. A partir desses dados foi calculado a variável  $D_{jt}$  mensal, conforme proposto por Minella et al (2002), e calculado conforme a equação 2.5, abaixo. A partir dos dados mensais foi calculado a média trimestral, que foi utilizada neste trabalho.

$$D_{jt} = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (2.5)$$

É importante ressaltar que as variáveis utilizadas neste trabalho, bem como a escolha de uma ótica *forward* ou *backward-looking*, foram baseadas nas práticas mais comuns da literatura brasileira nessa área, de forma a permitir uma alta comparabilidade entre os modelos e seus resultados.

### 2.3.2 Markov-Switching

O objetivo de um modelo Markov-Switching é permitir diferentes comportamentos em diferentes estados da natureza (regimes), ao mesmo tempo em que se estima a ocorrência de transições de um estado para outro, sem que sejam conhecidos, previamente, os momentos de ocorrência dessas transições. Em outras palavras, este modelo permite estimar os pesos que o BCB atribui às variáveis da função de reação em diversos regimes. A metodologia do modelo Markov-Switching já está apresentada no Ensaio 1, na seção 1.3.2, por esse motivo não será apresentada novamente nessa seção.

### 2.3.3 Modelos

Conforme proposto por D'Adamo (2010), a forma geral da função de perda do Banco Central pode ser apresentada como:

$$\mathcal{L} = E_t \sum_{k=0}^T \delta^k [\lambda_\pi (\pi_{t+k} - \pi_{t+k}^*)^2 + \lambda_y y_{t+k}^2 + \lambda_i (i_{t+k} - i_{t+k-1})^2 + \lambda_r (i_{t+k} - \pi_{t+k} - r)^2 + \lambda_e (e_{t+k} - e_{t+k-1})^2] \quad (2.10)$$

<sup>39</sup> Para os meses em que não houve reunião do COPOM, devido à frequência ser de 45 dias na maior parte do período analisado, foram utilizadas as expectativas do primeiro dia útil do referido mês.

Onde  $\delta^k$  é a taxa de desconto intertemporal,  $\pi_t$  é a inflação realizada,  $\pi_t^*$  é a meta de inflação oficial,  $i_t$  é a taxa de juros,  $y_t$  é o hiato do produto,  $r$  é a taxa de juros real de equilíbrio e  $e_t$  é a taxa de câmbio nominal.

A estrutura de preferências do Banco Central é determinada pelos parâmetros  $\lambda$ . Dessa forma,  $\lambda_\pi$  é o peso atribuído ao desvio quadrático da inflação em relação à sua meta,  $\lambda_y$  é o peso atribuído ao desvio quadrático do hiato do produto,  $\lambda_i$  é o peso atribuído à suavização da taxa de juros e  $\lambda_e$  é o peso atribuído à suavização da taxa de câmbio nominal. Por sua vez,  $\lambda_r$  é o peso atribuído à estabilização da taxa de juros real ao redor no seu nível de equilíbrio. Entretanto, para a economia brasileira, onde é observado um decrescimento ao longo do tempo da taxa de juros real de equilíbrio, fica difícil assumir que a mesma tenha um nível constante. Assim, da mesma forma que Curado e Curado (2014), será desconsiderado este parâmetro neste trabalho.

Esses parâmetros de preferência do BCB são obtidos a partir a minimização da sua função de perda, sob restrições das estruturas de oferta e demanda da economia, que serão representadas neste trabalho por uma curva de Phillips e uma curva IS. Logo, o problema fica o seguinte:

$\min_{i_t} \mathcal{L}$  sujeito a:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)\pi_{t-1} + \alpha_2(L)y_{t-1} + \alpha_3(L)q_{t-1} + \alpha_4(L)C_t + \epsilon_t^\pi \quad (2.11)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1(L)y_{t-1} - \beta_2(L)(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_3(L)q_{t-1} + \beta_4(L)w_t + \epsilon_t^y \quad (2.12)$$

$$q_t = q_{t+1|t} - i_t + i_t^f - \pi_t^f + \pi_t - \Phi_t \quad (2.13)$$

$$q_{t+1|t} = (1 - \gamma)q_{t+1} + \epsilon_{t+1}^q \quad (2.14)$$

$$e_t = i_t^f - i_t + e_{t+1|t} + \Phi_t \quad (2.15)$$

Onde  $q_t$  é a taxa de câmbio real,  $w_t$  é a taxa de crescimento mundial,  $C_t$  é um índice de preços externos,  $i_t^f$  é a taxa de juros externa,  $\pi_t^f$  é a inflação externa,  $\Phi_t$  é um distúrbio estacionário i.i.d e  $\gamma$  é um coeficiente de ajustamento ao nível de Paridade do Poder de Compra.  $\epsilon_t^y$ ,  $\epsilon_t^\pi$  e  $\epsilon_t^q$  são ruídos brancos.

Essas equações descrevem os canais de transmissão da política monetária sobre a atividade real e sobre a inflação. A curva IS (2.12) demonstra o impacto da taxa de juros real sobre o hiato do produto, enquanto que a curva de Phillips (2.11) demonstra a pressão do hiato do produto sobre a inflação. De uma forma mais detalhada, na equação (2.12) o produto (medido por seu hiato) depende de seu valor passado, da taxa de juros real, da taxa de câmbio

real e do aumento da demanda mundial, medido pela taxa de crescimento mundial. Já na equação (2.11) a inflação depende de seu valor passado, do hiato do produto passado, da taxa de câmbio real e da inflação das commodities. Por fim, as equações (2.13), (2.14) e (2.15) demonstram a dinâmica das taxas de câmbio nominal e real, que converge ao nível de Paridade do Poder de Compra, mas no curto prazo é afetada pela taxa de juros nominal. Assim, a política monetária não afeta o nível de preços imediatamente. A mudança na taxa de juros nominal afeta imediatamente a taxa de câmbio real e, com alguma defasagem, o produto e, estas variáveis, por sua vez, afetam a inflação com alguma outra defasagem.

Para a obtenção da contrapartida empírica dessas equações estruturais, primeiramente são estimadas individualmente, por OLS, as equações (2.11) e (2.12), para a definição das defasagens mais adequadas. Posteriormente essas duas equações, já com as defasagens definidas, são estimadas novamente, de forma simultânea, pelo método *Constrained Full Information Maximum Likelihood* (CFIML), para a obtenção dos parâmetros estruturais. As estruturas de defasagens de cada variável e, conseqüentemente, as especificações finais foram encontradas através dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. Além disso, o coeficiente da inflação passada da equação (2.11),  $\alpha_1$ , foi restringido a 1, seguindo D'Adamo (2010) e Curado e Curado (2014). Essa restrição também está presente em modelos teóricos de outros trabalhos e equivale às expectativas serem *backward-looking*<sup>40</sup>.

Neste trabalho a taxa de desconto intertemporal será fixada em  $\delta^k = 0,984$ , assim como proposto por D'Adamo (2010) e confirmado pelos resultados robustos encontrados por Curado e Curado (2014) para o Brasil. Também será assumido uma abordagem de horizonte finito para a função de reação, em que o BCB reage às expectativas de desvios da inflação dois anos à frente ( $k=8$  trimestres), em linha com a literatura e com as políticas do BCB<sup>41</sup>. Além disso, para a obtenção de uma solução analítica será assumido que o BCB realiza uma otimização período a período, de forma que o BCB considera a política monetária do último período como dada, ao mesmo tempo em que não considera que a política do período atual afetará a função de perda do próximo período<sup>42</sup>.

---

<sup>40</sup> Ver Svensson (1997), Taylor (1999) e Bagliano et al (2001)

<sup>41</sup> Em vez de assumir uma perspectiva atemporal para a autoridade monetária, é considerado um horizonte finito de tempo para ser possível derivar as condições de primeira ordem para o problema de minimização de forma analítica, conforme justificado por D'Adamo (2010). O horizonte de  $k=8$  trimestres é condizente com as expectativas divulgadas pelo BCB, de 2 anos à frente.

<sup>42</sup> Apesar de ser uma forte simplificação, ela facilita a resolução analítica e permite que a função de reação seja estimada a partir de expectativas oficiais de inflação. Essa abordagem foi desenvolvida por Svensson (1999).

Ainda foram realizadas mais duas adaptações ao modelo tradicional. A primeira refere-se ao termo de desvio da inflação em relação à sua meta,  $(\pi_{t+k} - \pi_{t+k}^*)$ , que no formato de expectativas foi substituído pela variável  $Dj_t$ . A outra diz respeito à estabilização do hiato do produto a partir do passado, em vez de uma abordagem *forward-looking*. Essas adaptações foram realizadas com o intuito de o modelo estar em linha com as variáveis amplamente utilizadas na literatura brasileira nas estimações de função de reação.<sup>43</sup>

Minimizando a função de perda  $\mathcal{L}$  sujeita às restrições apresentadas obtém-se a equação de Euler, que será utilizada para a estimação dos parâmetros de preferência. Esta equação descreve a trajetória ótima da taxa de juros, dado a dinâmica das variáveis macroeconômicas e os parâmetros de preferências do BCB.

Assim, o problema do Banco Central é o seguinte:

$$\min_{i_t} \mathcal{L} = \delta^k [\lambda_\pi (Dj_t)^2 + \lambda_y y_{t-1}^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2 + \lambda_e (e_t - e_{t-1})^2] \quad (2.16)$$

Sujeito à

$$\pi_{t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t+k-1} + \alpha_2 y_{t+k-2} + \alpha_3 q_{t+k-3} + \alpha_4 (C_{t+k-1} - C_{t+k-2}) + \epsilon_t^\pi \quad (2.17)$$

$$y_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 y_{t+k-1} - \beta_2 (r_{t-3} - r_{t-4}) + \beta_3 q_{t-3} + \beta_4 (w_t - w_{t-1}) + \epsilon_t^y \quad (2.18)$$

$$q_{t+k} = q_{t+k+1|t} - i_{t+k} + i_{t+k}^f - \pi_{t+k}^f + \pi_{t+k} - \Phi_{t+k} \quad (2.19)$$

$$q_{t+k+1|t} = q_{t+k} + \epsilon_{t+k}^q \quad (2.20)$$

De uma forma resumida, a política monetária afeta a inflação indiretamente, através de dois canais: pelo canal da taxa de câmbio real o efeito ocorre com uma defasagem de 3 trimestres; pelo canal da taxa de juros através do hiato do produto o efeito ocorre também com defasagens de 5 trimestres.

Resolvendo o problema do Banco Central, chega-se à seguinte equação de Euler, que apresenta um formato típico da Regra de Taylor e que pode ser estimada por GMM<sup>44</sup>. Esta equação de Euler descreve a trajetória ótima da taxa de juros, dado a dinâmica das variáveis macroeconômicas e os parâmetros de preferência da autoridade monetária.

$$(i_t - i_{t-1}) = c + (\delta^8 k_1) \phi_1 (Dj_t) + (k_2) \phi_2 y_{t-1} + \phi_3 (e_t - e_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2.21)$$

<sup>43</sup> A literatura brasileira, desde Minella et al (2003), identificou que variáveis defasadas do hiato do produto são mais significantes que variáveis de expectativas do hiato do produto. Da mesma forma, a variável de expectativas de inflação ponderadas,  $Dj_t$ , proposta em Minella et al (2002), mostrou-se adequada à realidade brasileira e tornou-se padrão na literatura nacional.

<sup>44</sup> Conforme Favero e Rovelli (2003), página 549, uma forma natural de estimar o modelo é dada pela aplicação de GMM sobre a condição de primeira ordem, escolhendo como instrumentos para a expectativa de inflação as variáveis que são consistentes com a especificação dinâmica das equações do modelo macroeconômico.

Onde  $\phi_1 = \frac{\lambda_\pi}{\lambda_i}$ ,  $\phi_2 = \frac{\lambda_y}{\lambda_i}$ ,  $\phi_3 = \frac{\lambda_e}{\lambda_i}$ ,  $k_1 = (2\alpha_3 + \alpha_2(\beta_2 + \beta_1\beta_3)(1 + \beta_1 + \beta_1^2 + \beta_1^3))$  e  $k_2 = (\beta_1^5(\beta_1\beta_3 + \beta_2))$ .

De uma forma resumida, utilizando esta metodologia, é possível identificar diretamente os parâmetros  $\lambda$ , distinguindo-os dos parâmetros derivados das equações estruturais. Ou seja, o ganho obtido dessa forma em relação à estimação direta da regra de Taylor é a possibilidade de diferenciação de mudanças de preferências e mudanças da estrutura macroeconômica.

Adicionalmente à estimação da equação (2.21) por GMM, conforme realizado na literatura, também será realizado uma adaptação desta equação para um modelo Markov-Switching, para permitir que os parâmetros variem em diferentes regimes. Um modelo Markov-Switching permite identificar de forma endógena mudanças de regimes de política monetária.

A equação que será utilizada na estimação dos parâmetros de preferência é a seguinte:

$$(i_t - i_{t-1}) = c + (\delta^8 k_1) \phi_{1S_t} (Dj_t) + (k_2) \phi_{2S_t} y_{t-1} + \phi_{3S_t} (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$$

Onde  $S_t$  representa o regime no tempo  $t$ , ou seja,  $S_t = 1 \dots l$ , onde  $l$  é o número de regimes.

## 2.4 Resultados

Inicialmente são apresentadas as estatísticas descritivas dos dados utilizados, bem como a matriz de correlação das variáveis. A análise desses dados pode revelar, de forma preliminar, informações interessantes sobre a condução da política monetária pelo BCB no período analisado.

A Tabela 12 apresenta as estatísticas descritivas da amostra. Observa-se que a meta da taxa Selic, definida pela autoridade monetária, manteve-se em patamar elevado, acima de 10% a.a. em média e, dado a inflação do período, a taxa de juro real também foi mantida em nível elevado, superior a 6% a.a. em média. Também se identifica que o produto esteve, em média, muito próximo de seu potencial, apesar de que os seus valores mínimos foram mais extremos que os valores máximos. Ainda, verifica-se que as expectativas do mercado quanto à inflação estiveram em média 1,07 p.p. acima do centro da meta e, em seu ponto máximo, ultrapassaram expressivamente o limite superior da banda, que foi de 2 p.p durante a maior parte do período.

TABELA 12 – Estatística Descritiva das Variáveis

	<u>i</u>	<u>π</u>	<u>D</u>	<u>Y</u>	<u>r</u>	<u>e</u>	<u>q</u>	<u>W</u>	<u>C</u>
Mean	13,2514	6,6716	1,0727	-0,1918	6,5798	-0,2065	-0,6236	2,3430	2,5330
Median	12,2916	6,0600	0,9212	0,4937	5,5900	-1,6326	-1,6388	2,3680	3,6470
Maximum	26,3333	16,5700	6,9833	6,2932	13,6266	25,4749	23,0944	4,1355	46,5572
Minimum	7,2500	2,9600	-0,6763	-14,3439	0,6600	-13,0094	-14,7661	-0,8643	-45,9826
Std. Dev.	4,2234	2,7960	1,3916	3,8961	3,1028	7,3490	7,1326	0,7938	20,6868
Skewness	1,1552	2,0426	2,3724	-1,1818	0,4133	1,3544	1,1549	-1,6423	-0,3449
Kurtosis	4,4692	7,7497	10,6738	5,1950	2,3873	5,7268	5,3643	8,4898	2,5588
Jarque-Bera	17,4937	91,5840	189,9359	24,2804	2,4705	34,4725	25,4939	98,4980	1,5647
Probability	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,2907	0,0000	0,0000	0,0000	0,4573
Sum	742,0833	373,6100	60,0750	-10,7445	368,4733	-11,5652	-34,9233	131,2121	141,8511
Sum Sq. Dev.	981,0624	429,9860	106,5243	834,9180	529,5103	2970,4650	2798,1040	34,6632	23536,9800
Observations	56	56	56	56	56	56	56	56	56

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

A matriz de correlação, apresentada na Tabela 13, mostra correlações fortes entre as variáveis de câmbio nominal e real, entre as variáveis de desvio da inflação e inflação realizada e entre a taxa de juros nominal e a taxa de juros real. Isto era esperado e é condizente com a composição destas variáveis. A correlação encontrada entre a taxa Selic e o desvio da inflação é positiva e de nível moderado, o que é coerente com a teoria econômica, uma vez que estas variáveis devem se mover na mesma direção como uma das condições para manutenção da estabilidade do nível de preços. Já a correlação entre a taxa Selic e o hiato do produto é negativa, o que significa que movimentos de alta nas taxas de juros estão relacionados a movimentos de redução do produto frente seu potencial. As demais correlações são de nível moderado ou fraco.

TABELA 13 – Matriz de Correlação

	<u>i</u>	<u>π</u>	<u>D</u>	<u>Y</u>	<u>r</u>	<u>e</u>	<u>q</u>	<u>W</u>	<u>C</u>
<u>i</u>	1,000000	0,678634	0,559692	-0,231080	0,749625	-0,186685	-0,219873	-0,364141	0,319139
<u>π</u>		1,000000	0,916952	-0,229006	0,022598	-0,054629	-0,110243	-0,237308	0,098915
<u>D</u>			1,000000	-0,145622	-0,064464	-0,009266	-0,069026	-0,178773	0,029801
<u>Y</u>				1,000000	-0,108173	-0,076217	-0,032767	0,577353	0,586836
<u>r</u>					1,000000	-0,204880	-0,199939	-0,281810	0,345265
<u>e</u>						1,000000	0,989145	-0,170179	-0,263450
<u>q</u>							1,000000	-0,118686	-0,226563
<u>W</u>								1,000000	0,247744
<u>C</u>									1,000000

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Antes da realização de regressões utilizando séries temporais é necessário verificar se o comportamento das variáveis utilizadas é estacionário ou não ao longo do tempo, de modo a evitar problemas de regressão espúria. Séries estacionárias são aquelas que apresentam suas médias e variâncias constantes ao longo do tempo.

Foram testadas as condições de estacionariedade das variáveis através dos testes ADF (Augmented Dickey-Fuller), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Para os testes ADF e PP a hipótese nula é de que a série temporal apresenta raiz unitária, assim deseja-se que a hipótese nula seja rejeitada. Já o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária, logo deseja-se não rejeitar a hipótese nula. No teste ADF, o Critério de Informação de Schwarz (BIC) foi utilizado para escolher o número ótimo de defasagens, enquanto que para os testes PP e KPSS foram utilizados o método de estimação espectral Bartlett Kernel e o estimador Newey-West Bandwidth para a mesma finalidade.

Para todas as variáveis os testes foram realizados também com a inclusão de componentes determinísticos, constante (c) e tendência linear (t), quando os mesmos foram estatisticamente significativos. Os resultados estão dispostos na Tabela 14 abaixo.

TABELA 14 – Testes de Raiz Unitária

Variável	Teste ADF	Teste PP	Teste KPSS	Série Estacionária
i	-0,8382	-1,8892*	0,6167**	Não
d.i	-6,5183***	-3,4519***	0,3540*	Sim
y	-3,7177***	-3,8347***	0,0798	Sim
$\pi$	-4,3549***	-3,8900***	0,2041	Sim
r	-0,8390	-0,8597	0,6444**	Não
d.r	-3,8806***	-5,7198***	0,1642	Sim
q	-6,5646***	-6,5614***	0,3545*	Sim
e	-6,9196***	-6,7220***	0,3077	Sim
W	-3,5991***	-3,4080***	0,2024	Sim
C	-3,8492***	-3,1118***	0,0503	Sim
D	-8,5653***	-6,0965***	0,2347	Sim

\*Significativo a 10% \*\*Significativo a 5% \*\*\*Significativo a 1%

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Pela combinação dos resultados dos testes, considera-se que as variáveis  $y$ ,  $\pi$ ,  $q$ ,  $e$ ,  $W$ ,  $C$  e  $D$  são estacionárias em nível e que as variáveis  $i$  e  $r$  são estacionárias em primeira diferença, uma vez que essa posição foi validada por pelo menos dois dos três testes realizados. Dessa

forma, quando preciso essas últimas variáveis foram utilizadas em primeira diferença, não sendo necessário a realização de nenhum tratamento nas séries temporais.

Para a identificação dos parâmetros estruturais, primeiramente são estimadas as equações (2.17) e (2.18) de forma simultânea, utilizando o método Constrained Full Information Maximum Likelihood. Utilizou-se a matriz de covariância de Huber-White para a obtenção de uma estimação robusta sob condição de heterocedasticidade. Os resultados desta estimação estão na Tabela 15.

TABELA 15 – Resultados Estimação das Equações Estruturais

Method: Constrained Full Information Maximum Likelihood				
Sample (adjusted): 2004Q1 - 2016Q4				
Included observations: 52 after adjustments				
Total system (balanced) observations: 104				
Coefficient covariance computed using Huber-White method				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Equation: $y(t) = \beta_0 + \beta_1*y(t-1) - \beta_2*(r(t-3) - r(t-4)) + \beta_3*q(t-3) + \beta_4*(w - w(t-1))$				
$\beta_0$	-0,1241	0,3414	-0,3635	0,7162
$\beta_1$	0,8076	0,0711	11,3595	0,0000
$\beta_2$	-0,5737	0,3482	-1,6476	0,0994
$\beta_3$	-0,0745	0,0279	-2,6640	0,0077
$\beta_4$	3,3397	0,9640	3,4643	0,0005
R-squared	0,549370	Mean dependent var	-0,043637	
Adj. R-squared	0,511018	S.D. dependent var	3,994852	
S.E. of regression	2,793489	Sum squared resid	366,768200	
DW stat	2,464654			
Equation: $\pi(t) - \pi(t-1) = \alpha_0 + \alpha_2*y(t-2) + \alpha_3*q(t-3) + \alpha_4*(C(t-1) - C(t-2))$				
$\alpha_0$	-0,0332	0,0943	-0,3528	0,7242
$\alpha_1$	1,0000	-	-	-
$\alpha_2$	0,1202	0,0234	5,1264	0,0000
$\alpha_3$	0,0502	0,0163	3,0771	0,0021
$\alpha_4$	0,0244	0,0061	3,9455	0,0001
R-squared	0,298890	Mean dependent var	-0,057885	
Adj. R-squared	0,255071	S.D. dependent var	0,886348	
S.E. of regression	0,765001	Sum squared resid	28,090840	
DW stat	1,589113			
Log likelihood	-181,7498	Akaike info criterion	7,336531	
Avg. Log likelihood	-1,747594	Schwarz criterion	7,674246	
Determinant resid. Covariance	7,336531	Hannan-Quinn criter.	7,466003	

FONTA: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Verifica-se que todas as variáveis das duas equações são estatisticamente significantes para um intervalo de confiança de 90% e que os interceptos não são significantes. Os coeficientes  $\alpha_s$  e  $\beta_s$  referem-se à estrutura macroeconômica e serão utilizados para realizar a distinção entre parâmetros de preferência e parâmetros estruturais.

Com os parâmetros estruturais estimados, pode-se prosseguir para a estimação final da equação de Euler, no formato de especificado em (2.21). A estimação foi realizada por GMM, utilizando a matriz de covariância HAC para uma estimação robusta sob situação de heterocedasticidade e autocorrelação. Os resultados da estimação, bem como a descrição dos instrumentos utilizados, estão informados na Tabela 16.

TABELA 16 – Resultados Estimação GMM

Dependent Variable: (i-L1.i)				
Method: Generalized Method of Moments				
Sample (adjusted): 2004Q1 - 2016Q4				
Included observations: 52 after adjustments				
Linear estimation with 1 weight update				
Estimation weighting matrix: HAC				
Standard errors & covariance computed using HAC weighting matrix				
Instrument spec: (w-w(-1)) (w(-1)-w(-2)) (C(-2)-C(-3)) (C(-3)-(C(-4))) $\pi(-1)$ $\pi(-2)$ $y(-2)$ $y(-3)$ $it(-2)$ $it(-3)$				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
c	-0,8056	0,1463	-5,51	0,0000
D	0,7642	0,0884	8,64	0,0000
L1.Y	0,2047	0,0398	5,14	0,0000
e	-0,0565	0,0303	-1,86	0,0684
R-squared	0,461790	Mean dependent var		-0,073718
Adj. R-squared	0,428152	S.D. dependent var		0,903373
S.E. of regression	0,683136	Sum squared resid		22,400410
DW stat	1,364390	J-statistic		2,956441
Instrument rank	9	Prob(J-statistic)		0,706701

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Destaca-se inicialmente que os coeficientes relativos às variáveis de desvio da inflação e hiato do produto são estatisticamente significantes a 1%, enquanto que o coeficiente do termo cambial é significativo a 10%. Os instrumentos utilizados provaram-se adequados, satisfazendo as condições de ortogonalidade, visto a não rejeição da hipótese nula do teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen – estatística J. Os resíduos são normalmente distribuídos.

A partir destes coeficientes estimados, que são convoluções de parâmetros estruturais e parâmetros de preferências, e com a utilização dos parâmetros estruturais previamente estimados, são calculados os parâmetros de preferência do BCB para o período analisado. Esses parâmetros estão mostrados na Tabela 17. Como o parâmetro  $\lambda\pi$  foi padronizado a 1, os demais parâmetros devem ser interpretados em relação a este. Dessa forma, os resultados demonstram que o peso atribuído pelo BCB à suavização da taxa de juros<sup>45</sup> é cerca de 32% do peso atribuído ao controle da inflação, enquanto que o peso atribuído à estabilização do produto em relação ao seu potencial é de 38% do peso atribuído ao controle da inflação. Por sua vez, o peso relativo à estabilização do câmbio é de apenas 1% em relação à variável de inflação.

Assim, os resultados dos parâmetros de preferência do BCB indicam que esta autoridade monetária realiza sua política monetária seguindo um regime de metas de inflação flexível, com foco no controle inflacionário, o que é condizente com a mensagem oficial transmitida ao mercado. Ainda, apesar de significativo, é muito baixo o peso atribuído à estabilização da taxa de câmbio, de forma que não se pode confirmar a política de *Fear of Floating*. Isto está em linha com o encontrado em grande parte dos trabalhos empíricos brasileiros que realizaram estimações diretas de uma Regra de Taylor e que estão detalhados no Ensaio 1 deste trabalho.

Por outro lado, esses resultados divergem do encontrado por Curado e Curado (2014). Estes autores encontraram que o peso atribuído ao hiato do produto é superior ao do controle da inflação<sup>46</sup>. As divergências de resultado provavelmente são devidas ao período analisado ser parcialmente distinto<sup>47</sup> e às diferenças na especificação do modelo. Curado e Curado (2014) utilizam como variável de expectativas de inflação a mediana das expectativas de inflação para os próximos 12 meses e também trabalham com uma variável de hiato esperado do produto, para os próximos 12 meses, criada a partir da série de expectativas de crescimento real do BCB. Já neste trabalho foram utilizadas as expectativas de inflação para os próximos 24 meses e o hiato do produto passado, conforme detalhado na seção 2.3.3.

---

<sup>45</sup> Segundo Woodford (1999), um alto nível de suavização da taxa de juros está em linha com um comportamento ótimo da autoridade monetária, que visa minimizar a função de perda.

<sup>46</sup> Curado e Curado (2014), página 458, encontram  $\lambda\gamma = 1,34$ .

<sup>47</sup> Em Curado e Curado (2014) é analisado o período entre o terceiro trimestre de 2002 e o segundo trimestre de 2013.

TABELA 17 – Parâmetros de Preferências

k1	0,28492
k2	0,17649
$\delta$	0,984
$\lambda\pi$	1
$\lambda i$	0,32769
$\lambda y$	0,38008
$\lambda e$	-0,01852

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

Adicionalmente, objetivando identificar mudanças nas preferências dentro do período analisado, também foi estimado a equação (2.22), aplicando a metodologia Markov-Switching. Foi identificado a existência de dois regimes de política monetária e os resultados detalhados estão na Tabela 18.

TABELA 18 – Resultados Estimação MS

Dependent Variable: IT-(1*IT(-1))				
Method: Mswitching - MLE				
Sample (adjusted): 2003Q2 - 2016Q4				
Included observations: 55 after adjustments				
HAC Robust standard errors				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	t-Prob.
Regime 1				
c	-0,2736	0,0988	-2,77	0,008
D	0,4398	0,0624	7,05	0,000
L1.Y	0,1151	0,0168	6,87	0,000
e	0,0025	0,0082	0,30	0,765
Sigma	0,3802	0,0478		
Regime 2				
c	-0,8564	0,2563	-3,34	0,002
D	0,0805	0,1185	0,68	0,501
L1.Y	0,6185	0,1557	3,97	0,000
e	-0,0473	0,0342	-1,39	0,173
Sigma	0,9420	0,1566		
Log likelihood	-50,2390	Akaike info criterion		2,2632
Mean dependent var	-0,22424	Schwarz criterion		2,7012
S.D. dependent var	1,19238	Hannan-Quinn criter.		2,2632
LR-test Chi <sup>2</sup>	53,1300	Prob(LR-test)		0,0000

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

No Regime 1 os coeficientes  $\beta$  e  $\theta$  estimados foram de 0,4398 e 0,1151, respectivamente, enquanto que o coeficiente  $\rho$  não foi estatisticamente significativo. A partir dos parâmetros estruturais previamente estimados<sup>48</sup>, foram calculados os parâmetros de preferência do BCB para este regime. Conforme demonstrado na Tabela 19, o peso atribuído pelo BCB à suavização da taxa de juros é cerca de 56% do peso atribuído ao controle da inflação, enquanto que o peso atribuído à estabilização do produto em relação ao seu potencial é de 37% do peso atribuído ao controle da inflação. Esse resultado mostra que a autoridade monetária seguiu um regime de metas de inflação flexível, mas com o foco no controle inflacionário. Este regime ocorreu durante 37 trimestres, ou 67,27% do período analisado, e foi observado em 2 grandes subperíodos.

Já no Regime 2 o coeficiente  $\theta$  estimado foi de 0,6185, enquanto que o coeficiente  $\beta$  não foi significativo. A reação do BCB à variação do câmbio nominal continuou insignificante estatisticamente. Os parâmetros de preferências, calculados da mesma forma que para o Regime 1, mostram que o peso atribuído pelo BCB ao controle do hiato do produto foi superior em 10 vezes<sup>49</sup> ao peso atribuído ao controle da inflação, sugerindo uma fuga do regime de metas de inflação nos períodos de ocorrência desse regime. O Regime 2 ocorreu durante 18 trimestres, ou 32,73% do período analisado, sendo também observado em 2 subperíodos.

TABELA 19 – Parâmetros de Preferências dos Regimes

Regime 1		Regime 2	
k1	0,28492	k1	0,28492
k2	0,17649	k2	0,17649
$\delta$	0,984	$\delta$	0,984
$\lambda\pi$	1	$\lambda\pi$	1
$\lambda i$	0,56941	$\lambda i$	3,11089
$\lambda y$	0,37135	$\lambda y$	10,90194
$\lambda e$	0,00142	$\lambda e$	-0,14715

FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando os softwares: Eviews 9 e OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

<sup>48</sup> Devido ao tamanho limitado da amostra e ao fato de os regimes ocorrerem em subperíodos, não foi viável estimar os parâmetros estruturais para cada subperíodo de cada regime, de forma que foi necessário a utilização dos parâmetros estruturais estimados previamente para a amostra inteira.

<sup>49</sup> É importante ressaltar que os estes parâmetros de preferência foram estimados a partir dos parâmetros estruturais da amostra inteira. Dado que houve mudanças macroeconômicas no período e já tendo estimado os parâmetros de preferência para a amostra inteira, é provável que este valor não seria tão extremo caso fosse calculado a partir de parâmetros estruturais estimados para seus períodos específicos.

Ambos os regimes estão apresentados em formato de linha do tempo na Figura 06. Observando esta figura, é possível perceber que, de uma forma aproximada, o Regime 1 deste ensaio abrange os Regimes 1 e 2 do Ensaio 1, que representam um regime de metas de inflação puro e um regime de metas de inflação altamente flexível, respectivamente. Já o Regime 2 deste ensaio engloba os Regimes 3 e 4 do outro, que representam, nessa ordem, um regime de metas flexível equilibrado e uma política discricionária. Essa agregação de regimes, possivelmente, é resultado da alta sensibilidade do modelo Markov-Switching à amostra<sup>50</sup>, neste caso ao tamanho da mesma, e, notadamente, não é tão adequada<sup>51</sup>.

Adicionalmente, visando verificar os resultados encontrados por Barbosa, Camêlo e João (2016), Jesus e Lopes (2017) e Curado e Curado (2014), de que houve mudanças nas preferências da autoridade monetária no Governo Dilma Roussef, seja a de uma maior flexibilização do regime de metas de inflação seja a de uma política discricionária, e ainda confirmar os resultados encontrados neste trabalho, foi realizado mais um exercício. Conforme proposto em Curado e Curado (2014), foram realizadas 12 novas estimações<sup>52</sup>, excluindo-se sucessivamente as últimas observações, de modo a verificar o impacto das gestões políticas de cada período sobre os parâmetros de preferências da estimação total. Os resultados estão apresentados na Figura 07, onde o eixo horizontal informa qual foi a última observação trimestral incluída na estimação e o rótulo de cada coluna informa o valor de  $\lambda y$ .

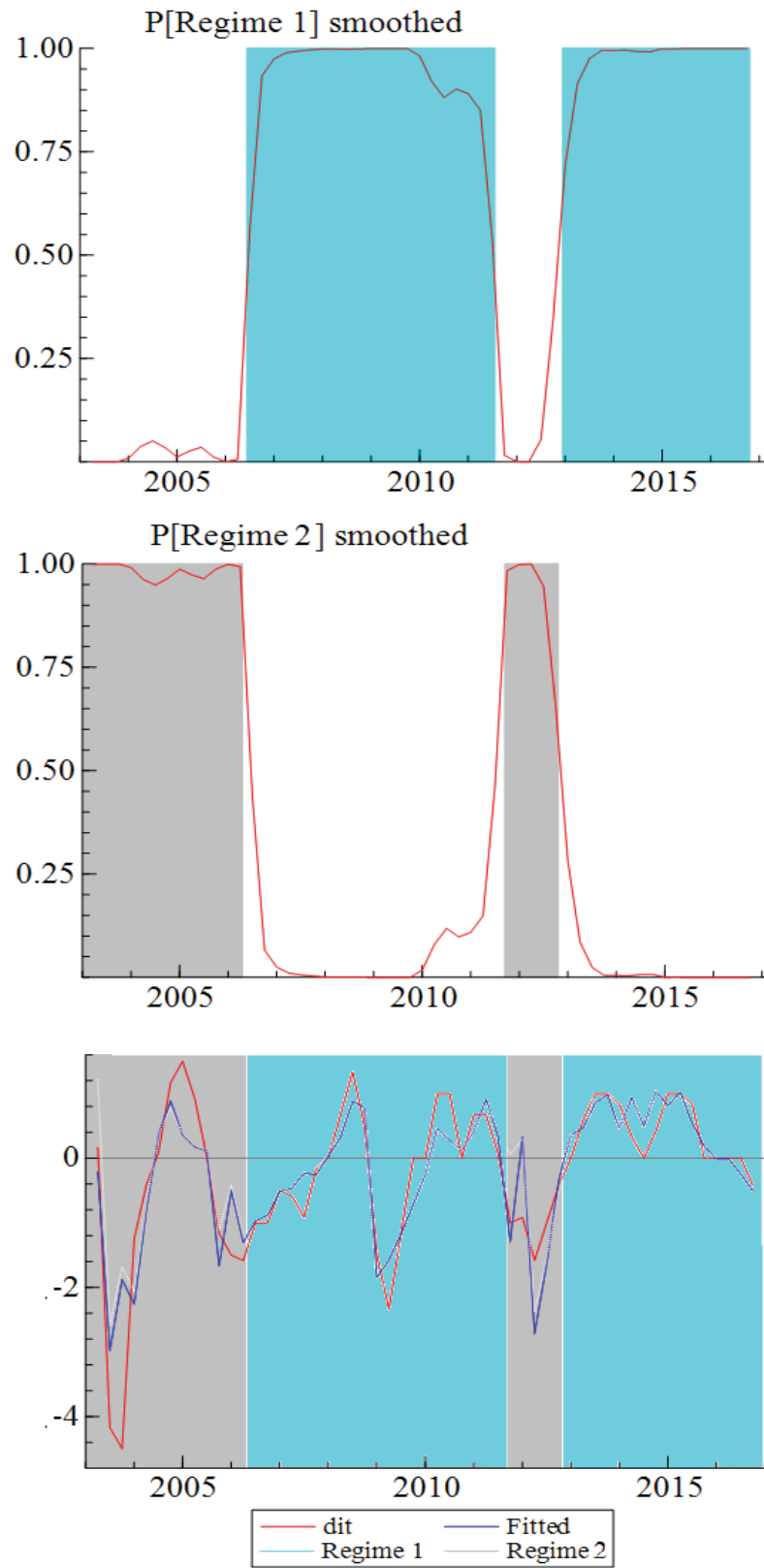
---

<sup>50</sup> Percepção do autor obtida durante a execução deste trabalho.

<sup>51</sup> Conforme observação dos erros da curva ajustada na Figura 06 e em comparação aos resultados do Ensaio 1.

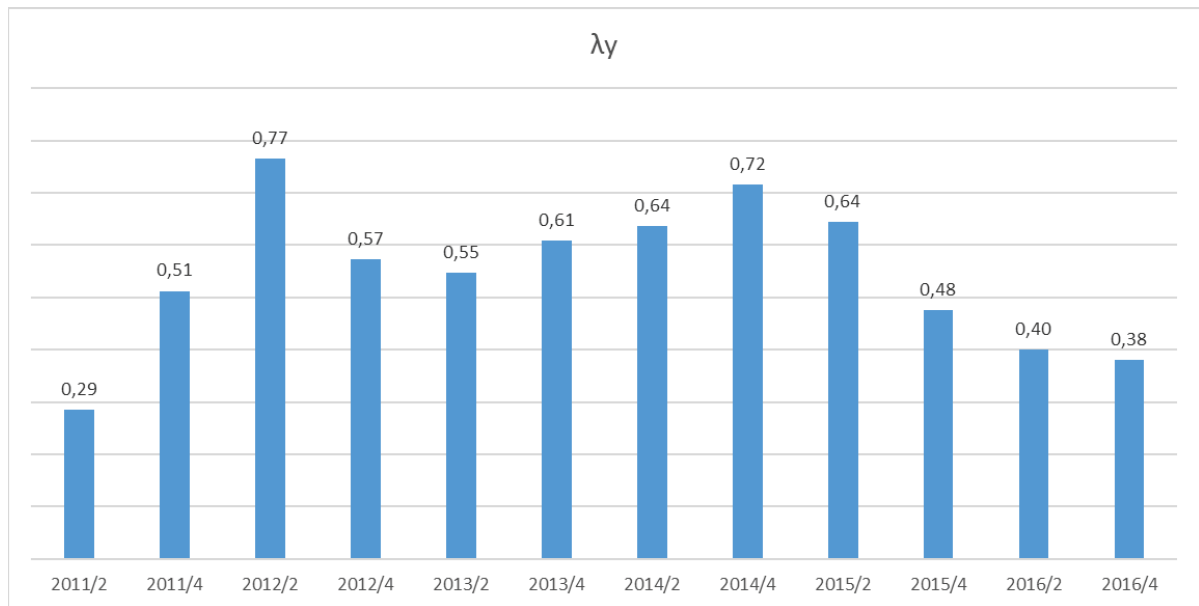
<sup>52</sup> Foram reestimadas as equações (2.17), (2.18) e (2.21), por CFIML e GMM, conforme detalhado na seção 2.3.3.

FIGURA 06 – Linha do Tempo dos Regimes



FONTE: Elaborado pelo autor, utilizando o software OxMetrics 8 Módulo PcGive 15

FIGURA 07 – Evolução Parâmetro de Preferência do Produto



FONTE: Elaborado pelo autor

Verifica-se que para o período 2003-2011/2<sup>53</sup>, que abrange praticamente o período Lula, o peso atribuído à estabilização do produto em relação ao seu potencial é de 29% do peso atribuído ao controle da inflação. Quando se adiciona, gradualmente, as observações do período Dilma, este peso sobe de patamar, chegando a até 77%. Apenas no final do governo, durante o processo de impeachment, e já no governo Temer é que este parâmetro volta a níveis mais baixos. Estes resultados confirmam a literatura mencionada e também estão em linha com os resultados do Ensaio 1 deste trabalho.

## 2.5 Considerações Finais

Este trabalho visou analisar a ocorrência e a duração de diferentes regimes na condução da política monetária no Brasil, nos últimos 14 anos. Além disso, tentou identificar se as alterações de regime estão ligadas às mudanças nos parâmetros da estrutura macroeconômica ou às mudanças nos parâmetros de preferências do BCB.

Inicialmente, seguindo a metodologia proposta por Svensson (1997), foi possível discernir os parâmetros de preferência do Banco Central do Brasil dos parâmetros relativos à estrutura macroeconômica, o que é um avanço em relação a uma estimação direta de uma Regra

<sup>53</sup> Não foi viável estimar exatamente o período 2003-2010, ou períodos menores, devido ao tamanho da amostra.

de Taylor, mais frequentemente realizada na literatura. Os resultados obtidos indicam que a autoridade monetária brasileira segue um regime de metas de inflação flexível, com foco no controle inflacionário. A estabilização do produto em torno de seu potencial mostrou-se um objetivo relevante para a política monetária, com 38% do peso atribuído ao controle da inflação.

Complementarmente, a estimação por um modelo Markov-Switching identificou a existência de dois regimes de política monetária, que se alternaram durante o período analisado. Em um desses regimes foi identificado um comportamento inadequado da autoridade monetária, no qual a mesma confere maior peso ao controle do hiato do produto frente ao controle inflacionário.

Os resultados encontrados, que demonstram a existência de um regime de metas de inflação flexível, estão em linha com os trabalhos empíricos já realizados por estimação direta de um Regra de Taylor para o Brasil. Ainda, a estabilização da taxa de câmbio, mesmo que estatisticamente significativa em algumas das estimações, é pouco relevante quando comparada aos demais componentes da função de perda do BCB, o que sugere que a política da teoria de *Fear of Floating* não é adequada ao caso brasileiro.

Em relação ao trabalho de Curado e Curado (2014), ressaltando as diferenças de modelo e de período já apresentadas, há divergências quanto ao nível do peso dado ao hiato do produto, visto que neste trabalho os resultados indicam que o BCB manteve uma preferência predominante por controlar a inflação. Por outro lado, aqui confirmam-se as mudanças nas preferências do BCB a partir de 2011, período do Governo Dilma Roussef, quando foi observado um crescimento do parâmetro de preferência do hiato do produto.

Por fim, contribui para a literatura ao confirmar mudanças das preferências do BCB durante o Governo Dilma, em linha com o já defendido por alguns outros autores, e ao demonstrar os ganhos de um modelo Markov-Switching sobre os métodos mais tradicionais, sobretudo ao identificar, dentro de um período de gestão política, de forma precisa, um subperíodo de comportamento inadequado da autoridade monetária, o que é de mais incerta e custosa identificação através dos métodos tradicionais de seleção de subamostras ou uso de variáveis *dummys*

Apesar da identificação destas mudanças de preferências, dado as restrições impostas pelo tamanho da amostra, os resultados deste ensaio não permitem afirmar que exista uma relação direta entre as mudanças de regimes e as mudanças políticas de governo. Para futuras pesquisas, fica a sugestão de trabalhos com diferentes macro-modelos, mais sofisticados, e, quando a disponibilidade de dados permitir, com uma série temporal maior

## REFERÊNCIAS

- ARESTIS, P. SAWYER, M. **New Consensus Monetary Policy: an appraisal**. In Arestis, Philip, Baddeley, Michelle e McCombie, John. *The New Monetary Policy: Implications and Relevance*, Edward Elgar, 2005.
- BALBINO, C. E. COLLA, E. TELES, V. K. **A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação**. *Revista Brasileira Econ.*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 2, p. 113-126. 2011.
- BALL, L.; MANKIW, N.G.; ROMER, D. **The New Keynesian economics and the output-inflation trade-off**. *Brookings Paper on Economic Activity*, p. 1-65, 1988.
- BALL, L. **Policy Rules for Open Economies**, NBER Monetary Policy Rules, University of Chicago Press, p. 127-144. 1999.
- BARBOSA, F. H. CAMÊLO, F. D. JOÃO, I. C. **A Taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015**. *Revista Brasileira de Economia*, 70(4). 2016.
- BARBOSA, F. H. SOARES, J. J. S. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. Disponível em <[www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf)>. Acesso em 25 de janeiro de 2019.
- BARRO, R. GORDON, D. **Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy**. *Journal Working Paper Series*, n. 1079. 1983.
- BLINDER, A. S. **Central Bank credibility: Why do we care? How do we build it?**. NBER Working Paper Series, n. 7161. 1999.
- BOGDANSKI, J., TOMBINI, A.A.E. WERLANG, S.R.C. **Implementing Inflation targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil, *Trabalhos para discussão*, n. 1, Julho, 2000.
- BOIVIN, J. **Has U.S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data**. *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 38, pages 1149-1173. 2006.
- BUENO, R. D. **Questioning the Taylor Rule: Hidden States**. XXVII Encontro Brasileiro de Econometria, 28. 2005.
- BUENO, R. D. L. S. POLICANO, R. M. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005**. In *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*. ANPEC. 2006.
- CALVO, G.A. REINHART, C.M. **Fear of Floating**. *The Quarterly Journal of Economics*, 118, Issue 2, p.379-407, 2002.
- CECCHETTI, S. G. KRAUSE, S. **Central Bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships**. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, July-August, 47-59. 2002.
- CLARIDA, R. GALÍ, J. GERTLER, M. **Monetary policy rules in practice: some international evidence**. *European Economic Review* n° 42, p. 1033-1067. 1998.

CLARIDA, R. GALÍ, J. GERTLER, M. **Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory.** Quarterly Journal of Economics, v. 115, n. 1. 2000.

CURADO, T. CURADO, M. **Identificando as Preferências do Banco Central do Brasil (2002-2013)**, Estud. Econ., vol. 44, n.3, p. 445-467, Jul-Set 2014.

D'ADAMO, G. **Estimating Central Bank Preferences in a Small Open Economy: Sweden 1995 – 2008.** MPRA Paper No. 26575, 2010.

FAVERO, C.A. ROVELLI, R. **Macroeconomic Stability and the preferences of the FED. A formal analysis, 1961-9.** Journal of Money, Credit and Banking 35, p. 545 – 556, 2003.

FIGUEIREDO, F. M. FERREIRA, T. P. **Working Paper Series n.59**, Banco Central do Brasil. 2002. Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps59.pdf>>. Acesso em 25 de janeiro de 2019.

FRIEDMAN, M. **The role of monetary policy.** American Economic Review, Nashville, v. 58, n. 1, p. 1-17, Mar 1968.

GOLDFELD, S. M. QUANDT, R. E. **A Markov Model for Switching Regressions**, Journal of Econometrics, #1, pp. 3-16. 1973.

HAMILTON, J. D. **A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle**, Econometrica, Vol. 57, No. 2, pp. 357-384. 1989.

HOLLAND, M. **Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after inflation Targeting. 2005.** Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A032.pdf>>. Acesso em 25 de janeiro de 2019.

JESUS, C; LOPES, T. **Função de Reação da Política Monetária: O Caso do Brasil.** 2017. Disponível em <<https://www.bnb.gov.br/documents/160445/2051679/FUN%C3%87%C3%83O+DE+REA%C3%87%C3%83O+DA+POL%C3%8DTICA+MONET%C3%81RIA.pdf/061e6cfd-454b-a70c-987b-459f1698af1a>> Acesso em 25 de janeiro de 2019.

JOHN P. JUDD & GLENN D. RUDEBUSCH, **Taylor's rule and the Fed, 1970-1997.** Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, pages 3-16. 1998.

KIM, C.; NELSON, C. **State-space models with regime switching.** MIT Press, 1999

KYDLAND, F. PRESCOTT, E. **Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans.** The Journal of Political Economy. Vol. 85(3), pp. 473- 492. 1977.

LIMA, E. C. R. MALA, A. MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil.** Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para Discussão, 1285a. 2007.

MEDEIROS, G. B. PORTUGAL, M. S. ARAGÓN, E. K. **Robust monetary policy, structural breaks, and nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil.** Economia,17, 96-113. 2016.

MENDONÇA, H. F **A Teoria da credibilidade da Política Monetaria.** Revista de Economia Política, vol. 22, n.3(87), p. 46-64, 2002.

MENDONÇA, H. F. **Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: Uma análise do efeito dos preços livres e administrados**. Revista de Economia Política, 27:431–451. 2007.

MENDONÇA, H. F. DEZORDI, L. L. CURADO, M. L. **A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas de inflação: o caso brasileiro**, In Política Monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira, Orgs. José Luiz Oreiro, Luiz Fernando de Paula e Rogério Sobreira, FGV Editora. 2009.

MINELLA, A. FREITAS, P. S. GOLDFAJN, I. MUINHOS, M. K. **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**. BCB, Texto para Discussão, n. 53. 2002.

MINELLA, A., FREITAS, P. S., GOLDFAJN, I., & MUINHOS, M. K.. **Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility**. Brasília: Banco Central do Brasil. Trabalhos para Discussão 77. 2003.

MISHKIN, F. S. SAVASTANO, M. A. **Monetary Policy Strategies for Latin America**, Monetary Policy Strategy, MIT Press, pp. 279-308. 2007.

MODENESI, A. M. **Conservadorismo e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007)**. Revista de Economia Política, vol. 31, nº 3 (123), pp. 415-434, 2011.

PAPELL, D. H. MURRAY, C. J. RZHEVSKYY, A. N. **Markov Switching and the Taylor Principle**. Macroeconomic Dynamics, vol. 19, issue 04, 913-930. 2015.

RODRIGUES, W. G. MORI, R. **Mudanças de regimes na função de reação do Banco Central do Brasil: uma abordagem utilizando Markov regime switching**. Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC. Florianópolis, SC, Brasil. 2015.

ROMER, DAVID. **Keynesian Macroeconomics without the LM curve**. Journal of Economic Perspectives, v. 14, nº 2, 2000.

RUDEBUSCH, G. D. & SVENSSON, L. E.. **Policy rules for inflation targeting**. In Taylor, J. B., editor, Monetary Policy Rules. The University of Chicago Press, Chicago. 1999.

SICSÚ, J. **Expectativas inflacionarias no regime de metas de inflação: Uma análise preliminar do caso brasileiro**. Economia Aplicada, 6:703–711. 2002.

SVENSSON, L. E. O. **The simplest test of inflation target credibility**, NBER Working Papers. 1993.

SVENSSON, L. E. O.. **Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets**. European Economic Review, Vol. 41. 1997.

TAYLOR, J. B. **Discretion versus policy rules in practice**. In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 39, 1993.

TAYLOR, J. B. **A Historical Analysis of Monetary Policy Rules**. NBER Chapters, in: Monetary Policy Rules, pages 319-348 National Bureau of Economic Research, Inc. 1999.

VAL, F. F. GAGLIANONE, W. P. KLOTZLE, M. C. PINTO, A. C. F. **Estimating the Credibility of Brazilian Monetary Policy using Forward Measures and a State-Space Model.** BCB. Working Papers 463. 2017.

WOODFORD, M. **Optimal Monetary Policy Inertia,** The Manchester School Supplement 1999, 1463-6786, p. 1-35. 1999.