

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

LUCAS BLEY HOMMERDING

**ESTIMANDO UMA REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA
PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL DE 2003 A 2019**

**Porto Alegre
2021**

LUCAS BLEY HOMMERDING

**ESTIMANDO UMA REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA
PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL DE 2003 A 2019**

Trabalho de conclusão submetido ao curso de graduação em ciências econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino
Portugal

Porto Alegre

2021

CIP - Catalogação na Publicação

Bley Hommerding, Lucas
Estimando uma Regra de Política Monetária para o
Banco Central do Brasil de 2003 a 2019 / Lucas Bley
Hommerding. -- 2021.
112 f.
Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,
Porto Alegre, BR-RS, 2021.

1. Política Monetária . 2. Regra de Taylor . 3.
Banco Central do Brasil. I. Savino Portugal, Marcelo,
orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os
dados fornecidos pelo(a) autor(a).

LUCAS BLEY HOMMERDING

**ESTIMANDO UMA REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA
PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL DE 2003 A 2019**

Trabalho de conclusão submetido ao curso de graduação em ciências econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em Porto Alegre, ____ de _____ de 2021.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal
Orientador:

RESUMO

Regras de política monetária são uma ferramenta útil dentro das ciências econômicas. Além de seu papel como uma linha guia para a condução da política monetária, as regras também podem ser utilizadas para se avaliar e entender como a política monetária é conduzida pelos bancos centrais. Uma boa compreensão do processo de tomada de decisão do Banco Central diminui a incerteza dos agentes econômicos e pode aumentar a credibilidade gozada pela instituição com a população. Em específico, regras do tipo de Taylor são um tipo de regra que associa de maneira simples os objetivos do Banco Central às decisões da autoridade monetária quanto ao nível apropriado de taxa de juros. Neste trabalho, busca-se estimar, através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), uma regra tipo de Taylor para o Banco Central do Brasil de 2003 a 2019. Usando uma base de dados trimestral, estima-se uma regra tipo de Taylor para todo o período em análise e uma especificação que permite capturar possíveis alterações na resposta da autoridade monetária entre os diferentes mandatos de presidentes do Banco Central no período. Para tanto, incluímos dummies multiplicativas referentes aos mandatos de Alexandre Tombini e Ilan Goldfajn, tomando como base o mandato de Henrique Meirelles. Em relação aos modelos, usa-se tanto um modelo mais teórico, que usa variáveis mais comuns na literatura em torno de regras de política monetária, quanto um modelo alternativo. Obtidos através da estimação desses modelos, os resultados encontrados não são convergentes. O modelo mais teórico indica um comportamento forward-looking do banco central brasileiro, que respeita o princípio de Taylor e tem uma resposta moderada ao hiato do produto. O modelo alternativo indica um comportamento backward-looking do banco central e uma postura mais leniente em relação à inflação. Para os mandatos dos presidentes do Banco Central do Brasil, os resultados também não são convergentes. O modelo mais teórico indica que houveram alterações entre os mandatos dos presidentes na resposta do banco central ao hiato de inflação, mas não em relação ao hiato do produto. O modelo alternativo indica o oposto.

Palavras-chave: Regras tipo de Taylor. Mínimos quadrados ordinários. Banco Central do Brasil.

ABSTRACT

Monetary policy rules are a useful tool within economics. Beyond its role as a guideline for monetary policy, rules can also be used for evaluating and understanding how monetary policy is conducted by central banks. A good understanding of the central bank's decision-making process diminishes economic agents' uncertainty and can enhance the credibility possessed by the institution with society. In specific, Taylor-type rules are a type of rule that relates in a simple way the objectives of the central bank to the central bank's decisions regarding the appropriate level of the interest rate. In this work, a Taylor-type rule is estimated, using the method of ordinary least squares, for Banco Central do Brasil from 2003 to 2019. Using a quarterly database, we estimate a Taylor-type rule for the entirety of the period under analysis as well as a specification that allows for possible changes in the response of the central bank to economic conditions between different chairmen's tenures. In order to achieve this goal, slope dummies are used for the tenures of Alexandre Tombini and Ilan Goldfajn, using as the base case Henrique Meirelles' tenure ahead of the institution. Regarding the models, we use a more theoretical model, which uses variables more commonly found in the literature regarding monetary policy rules, as well as an alternative model. Obtained through the estimation of such models, the results are not convergent. The theoretical model indicates a forward-looking behavior by the Brazilian central bank, which respects the Taylor principle and has a moderate response to the output gap. The alternative model indicates a backward-looking behavior of the central bank and a more lenient response towards inflation. For the tenures of the chairmen of Banco Central do Brasil, the results are also not convergent. The theoretical model shows that there were changes in the response to the inflation gap in between tenures of the chairmen, but not to the output gap. The alternative model indicates the opposite.

Keywords: Taylor type rules. Ordinary least squares. Banco Central do Brasil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Correlograma do Modelo Trimestral 1	92
Figura 2	Correlograma do Modelo Trimestral 2	94
Figura 3	Correlograma do Modelo Trimestral Alternativo 1	108
Figura 4	Correlograma do Modelo Trimestral Alternativo 2	110
Figura 5	Correlograma do Modelo Trimestral Alternativo 3	111

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Taxa Selic, Expectativas e Metas de Inflação	53
Gráfico 2	Medidas de Hiato do Produto usadas neste trabalho.....	56
Gráfico 3	Medidas Alternativas de Hiato do Produto	56
Gráfico 4	Medida de Hiato do Produto do Banco Central	56
Gráfico 5	Ajuste do Modelo Trimestral 1.....	92
Gráfico 6	Ajuste do Modelo Trimestral 2.....	93
Gráfico 7	Ajuste do Modelo Trimestral Alternativo 1	108
Gráfico 8	Ajuste do Modelo Trimestral Alternativo 2	109
Gráfico 9	Ajuste do Modelo Trimestral Alternativo 3.....	111

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Modelos Mensais com Variáveis no Tempo t	44
Tabela 2	Periodicidades das Variáveis Testadas nos Modelos Mensais	46
Tabela 3	Periodicidade das Variáveis Testadas nos Modelos Mensais com Amostra Restrita ou com Dummy	47
Tabela 4	Periodicidade das Variáveis Testadas no Modelo Trimestral.....	48
Tabela 5	Modelos Trimestrais com Boas Propriedades Estatísticas.....	49
Tabela 6	Modelos Trimestrais Permitindo Mudança de Resposta	52
Tabela 7	Modelos Alternativos com Variáveis no Tempo t	59
Tabela 8	Periodicidade das Variáveis Testadas no Modelo Alternativo.....	60
Tabela 9	Modelos Alternativos com Boas Propriedades Estatísticas.....	61
Tabela 10	Modelos Alternativos Permitindo Mudança de Resposta	63
Tabela 11	Teste de raiz unitária (ADF) das variáveis usadas no modelo mensal.....	73
Tabela 12	Estimações Modelos Mensais com a Variável D_m	74
Tabela 13	Estimações Modelos Mensais com a Variável D_e	75
Tabela 14	Estimações Modelos Mensais com a Variável D_1	76
Tabela 15	Estimações Modelos Mensais com a Variável D_2	77
Tabela 16	Estimações Modelos Mensais com a Variável D_m restringindo a amostra	78
Tabela 17	Estimações Modelos Mensais com Variável D_e restringindo a amostra	79
Tabela 18	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 1 (inclui 1 par de valores (1, -1)).....	80
Tabela 19	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 2 (inclui 2 pares de valores (1, -1)).....	81
Tabela 20	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 3 (inclui 3 pares de valores (1, -1)).....	82
Tabela 21	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 4 (inclui 4 pares de valores (1, -1)).....	83
Tabela 22	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 5 (inclui 5 pares de valores (1, -1)).....	84

Tabela 23	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 6 (inclui 6 pares de valores (1, -1)).....	85
Tabela 24	Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 7 (inclui 7 pares de valores (1, -1)).....	86
Tabela 25	Teste de raiz unitária (ADF) das variáveis usadas no modelo trimestral	87
Tabela 26	Estimações Modelos Trimestrais com a Variável <i>D_Dm</i>	88
Tabela 27	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais com a Variável <i>D_Dm</i>	89
Tabela 28	Estimações Modelos Trimestrais com a Variável <i>D_De</i>	90
Tabela 29	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais com a Variável <i>D_De</i>	91
Tabela 30	Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral 1	93
Tabela 31	Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral 2	94
Tabela 32	Teste de raiz unitária (ADF) das variáveis usadas no modelo trimestral alternativo.....	95
Tabela 33	Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável <i>H12</i>	96
Tabela 34	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável <i>H12</i>	97
Tabela 35	Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável <i>Hex</i>	98
Tabela 36	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável <i>Hex</i>	99
Tabela 37	Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável <i>Htri</i>	100
Tabela 38	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável <i>Htri</i>	101
Tabela 39	Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável <i>H12</i>	102
Tabela 40	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável <i>H12</i>	103

Tabela 41	Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável <i>Hex</i>	104
Tabela 42	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável <i>Hex</i>	105
Tabela 43	Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável <i>Htri</i>	106
Tabela 44	Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável <i>Htri</i>	107
Tabela 45	Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral Alternativo 1.....	109
Tabela 46	Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral Alternativo 2.....	110
Tabela 47	Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral Alternativo 3.....	112

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 REVISÃO DE LITERATURA INTERNACIONAL	14
3 REVISÃO DA LITERATURA NACIONAL	25
4 METODOLOGIA	38
5 RESULTADOS DOS MODELOS TEÓRICOS MENSIS E TRIMESTRAIS	44
6 RESULTADOS DOS MODELOS ALTERNATIVOS	58
7 CONCLUSÃO	65
REFERÊNCIAS.....	69
APÊNDICE A - RESULTADOS DOS MODELOS E TESTES ESTATÍSTICOS	73

1 INTRODUÇÃO

No início da década de 90, a apresentação de um trabalho em uma conferência Carnegie-Rochester promovida pela New York University chamou a atenção de legisladores membros do Federal Reserve (Fed). Aparentemente, a condução do instrumento de política monetária pelo Fed nos últimos 5 anos podia ser descrita por uma equação matemática. Essa equação relacionava a evolução da taxa de juros a um número pequeno de outras variáveis econômicas – em específico, a medidas de desvio do produto e dos preços de determinados alvos. Sua simplicidade, em conjunto de sua boa descrição da evolução passada dos juros, gerou surpresa entre os economistas e agentes de mercado, inclusive no próprio autor do trabalho, e acabou fomentando uma linha de pesquisa cujo impacto na condução da política monetária permanece até hoje.

John Taylor é o nome do economista por de trás deste impactante trabalho. A equação que propôs em 1993 refletia a sua concepção do que poderia ser uma boa regra de política a ser adotada pelo Banco Central para a condução da política monetária. Taylor, porém, nunca teve o intuito de restringir a atuação do Banco Central a seguir uma equação mecanicamente. Seu entendimento do que seria uma atuação de acordo com regras de política monetária é mais amplo do que se seguir um conjunto estrito de normas. Uma atuação estratégica ou de acordo com um plano contemplaria sua visão de uma atuação regrada, o que estaria em clara contraposição a uma atuação mais discricionária, que seria considerada casual ou aleatória. Nesse contexto, a trajetória de juros prescrita pela Regra de Taylor deveria ser entendida como uma linha guia para a atuação da autoridade monetária e não como uma trajetória a ser seguida à risca. Ainda assim, desvios muito significativos não eram aconselhados, visto que a regra proposta mostrava uma boa performance econômica em termos de estabilização da inflação e do produto.

Dessa maneira, regras de política monetária, e a regra de Taylor mais notadamente, se tornaram ferramentas úteis na avaliação da postura de política monetária e hoje fazem parte do conjunto de informações considerado pelos membros do comitê de política monetária ao redor do globo. Sua utilidade, porém, vai além do apoio que prove às decisões da autoridade monetária. Por estar associada a uma boa performance econômica, regras de política são com frequência utilizadas como uma ferramenta de avaliação e análise da condução da política

monetária, trazendo maior clareza quanto à postura do Banco Central em determinado período. Ademais, regras de política monetária, como a de Taylor, podem ser úteis no sentido de melhorar a compreensão da população e fortalecer a comunicação da autoridade monetária sobre sua atuação, por facilitarem a associação das decisões do comitê aos seus objetivos. Caso o Banco Central preserve uma atuação de acordo com a prescrita pela regra, os agentes poderiam inclusive pautar sua perspectiva para a trajetória da taxa de juros de acordo com a regra de política monetária adotada pelo Banco Central.

Com projeções aparentemente confiáveis da taxa de juros, reduz-se a incerteza em importantes processos de tomada de decisão que são, em parte, balizados pela evolução da taxa básica de juros. Em um planejamento de investimento, por exemplo, os empresários podem utilizar essas projeções para estimar melhor o custo de capital corrente e futuro e, assim, decidir quanto ao momento ideal de se buscar um empréstimo. Do outro lado desta moeda, as projeções de taxa de juros podem ser usadas para melhorar a precificação de crédito por parte dos bancos, assim como para a construção de uma perspectiva mais clara para a evolução do custo de captação de recursos com outras instituições financeiras. Além disso, a perspectiva para a evolução da taxa básica de juros, provida pela regra, pode ser utilizada para operações com títulos públicos vinculados a Selic ou mesmo à inflação no mercado financeiro, como é o caso das LFTs e dos títulos vinculados ao IPCA no Brasil, trazendo lucro ao agente de mercado informado.

Levando em consideração as diferentes utilidades da regra de política monetária, buscamos estimar uma para o Banco Central do Brasil entre o período de 2003 e 2019. De modo a caracterizar a atuação da autoridade monetária ao longo dos últimos anos, utilizamos regras tipo de Taylor, que vinculam a evolução da taxa básica de juros do Brasil à dinâmica do hiato do produto e do hiato de inflação e que supõem que a autoridade monetária atua de modo a suavizar ajustes bruscos na taxa de juros. Como sugere a literatura, de modo a usufruir dos benefícios de uma atuação regrada, a autoridade monetária tem de atuar desta maneira por algum tempo de modo a construir credibilidade com os agentes econômicos. Acreditando que a resposta do Banco Central pode ter se alterado ao longo dos anos, testamos assim a possibilidade de uma alteração na resposta da autoridade monetária a partir da troca de presidente da instituição. Em específico, são inclusas variáveis dummies

multiplicativas de modo a capturar possíveis alterações na atuação do Banco Central entre os mandatos de Henrique Meirelles, Alexandre Tombini e Ilan Goldfajn.

Na sequência deste capítulo de introdução, tratamos em mais detalhe sobre a evolução da pesquisa em torno de regras de política monetária e sobre a regra de Taylor. No terceiro capítulo, trazemos os principais trabalhos nacionais a estimar regras de política monetária para o Banco Central do Brasil. Na quarta seção, discutimos a metodologia do trabalho e no quinto e sexto capítulo os resultados encontrados. Por fim, encerramos o trabalho com um capítulo de conclusão.

2 REVISÃO DE LITERATURA INTERNACIONAL

Regras de condução da política monetária não são um tópico novo de discussão dentro das ciências econômicas. Segundo Asso, Kahn e Leeson (2007), o debate e as sugestões de regras para a política monetária podem ser reconhecidas desde a obra de Adam Smith “A riqueza das Nações”, que data de 1776, e permanecem ainda hoje como um tópico relevante de discussão em política monetária. Desde esse período, economistas defenderam o uso de uma regra compartilhando de um mesmo objetivo. Como explicam Taylor e Williams (2011, p. 3):

[...] a common purpose of these reform proposals [na condução da política monetária] was a simple, stable monetary policy that would both avoid creating monetary shocks and cushion the economy from other disturbances, and thereby reduce the chances of recession, depression, crisis, deflation, inflation e hyperinflation. There was a presumption in this work that some such simple rule could improve policy by avoiding monetary excesses, whether related to money finance of deficits, commodity discoveries, gold outflows, or mistakes by central bankers with too many objectives.

As diversas regras de política monetária propostas ao longo dos anos capturam esse objetivo comum, mas a pesquisa em torno desse tópico passou por uma mudança significativa nos anos 1970.

Parte importante dessa mudança é explicada por uma alteração na mentalidade dos economistas quanto à utilização de modelos para a avaliação de política monetária. Taylor (2017) destaca que até meados dos anos 70, esse processo de avaliação ocorria no que chamou de *path-space*. Nesse espaço, as autoridades monetárias buscavam, através da utilização do modelo, avaliar o impacto de uma única mudança na trajetória do instrumento de política monetária (um aumento ou uma redução na taxa de juros, por exemplo) sobre a evolução de determinadas variáveis alvo (PIB, inflação, desemprego, entre outros). No entanto, na década de 1970, a aplicação dos modelos para avaliação de política monetária deixou de ocorrer no “*path-space*”, passando para um “*rule-space*”.

No *rule-space*, os modelos econométricos eram utilizados como uma maneira de se avaliar a resultante performance econômica da utilização de diferentes regras de política monetária sobre as propriedades das variáveis alvo. Segundo Taylor e Williams (2011, p. 8):

The general way that policy rules research began in these models was to experiment with different policy rules, trying them out in the model economies, and seeing how economic performance was affected. The criteria for performance was usually the size of the deviations of inflation or real GDP or unemployment from some target or natural values.

Para serem inclusas no modelo, as regras tinham de ser escritas matematicamente, o que levou os economistas a testarem diversas formas funcionais, diferentes instrumentos de política monetária e variáveis a que o instrumento responderia. De modo a se avaliar as várias proposições de regras, os economistas estimavam os modelos estocasticamente com uma série de choques realísticos e observavam aquelas que apresentavam uma boa performance, tal qual definida acima. Citado por Taylor (2017) e Taylor e Williams (2011), o trabalho de Bryant, Hooper e Mann (1993) é um que captura bem esse exercício da época, onde os autores utilizam uma série de modelos de expectativa racional, como os que à época eram empregues no FMI, no Federal Reserve Board e no Departamento de Finanças canadense, para avaliar diferentes regras de política monetária.

Ainda que o estudo não tenha gerado uma conclusão sobre que regra de política monetária era a melhor a ser adotada, Taylor e Williams (2011) comentam que algumas características comuns eram visíveis entre as que apresentavam uma performance melhor: i) a utilização de uma taxa de juros como instrumento superava a utilização de algum agregado monetário, ii) regras de taxa de juros que reagiam tanto à inflação quanto ao produto real apresentavam uma performance superior àquelas que respondiam a apenas um dos dois, e iii) regras de taxa de juros que reagiam à taxa de câmbio tinham performance inferior em relação as que não utilizavam essa variável. Essas características são levadas em consideração quando Taylor apresenta sua visão de regra de política monetária em 1993.

Neste famoso artigo, John Taylor (1993) busca examinar como a recente pesquisa em torno da avaliação econométrica de uma política monetária pautada por regras poderia ser aplicada em um ambiente prático de atuação da autoridade monetária. Embora nessa época já houvesse certo consenso em torno dos benefícios do Banco Central atuar de acordo com uma regra ou invés de pela pura discricionariedade, ainda existia muita dificuldade em se traduzir o que significava seguir uma regra num ambiente prático de atuação da autoridade monetária. O autor comenta que havia o entendimento entre grande parte dos economistas de que uma regra de política não precisava ser interpretada de uma maneira restrita, implicando

em valores fixos para o instrumento de política monetária, como sugere por exemplo a regra de taxa constante de crescimento da oferta de moeda. Se entendia que a regra adequada reagiria às condições econômicas, com o instrumento de política monetária se ajustando a evolução do produto e dos preços. No entanto, ainda haviam discordâncias se a regra deveria ser seguida de maneira estrita ou não.

Trazendo luz à essa discussão, Taylor busca ampliar o conceito de regra de política monetária, explicando que certamente, ao se defender a utilização de uma regra, não se pretendia que o Banco Central seguisse mecanicamente uma fórmula ao tomar suas decisões. Claras limitações existiam nesse sentido, sejam vinculadas a pontos mais técnicos, como aqueles ligados a utilização de dados trimestrais, quanto a aspectos mais teóricos, como a capacidade de uma única regra conseguir contemplar todas as informações levadas em consideração pela autoridade monetária no momento de tomada de decisão. Mesmo que tal regra existisse, ainda existiria o questionamento quanto à praticidade de utilizá-la, a qual seria pequena frente à complexidade que provavelmente teria. Nesse contexto, Taylor defende que uma política monetária pautada por uma regra deveria ser entendida mais como uma atuação de maneira sistemática, estratégica, metódica, de acordo com um plano do que de uma maneira mais restrita que implica numa atuação estritamente de acordo com uma fórmula ou equação. A prescrição ou trajetória para o instrumento de política monetária provida pela regra de política deveria ser entendida como uma linha guia para a decisão do Banco Central e não como seu determinante (TAYLOR, 1993).

Sobre essa mentalidade, e levando em consideração o resultado das pesquisas da época, Taylor (1993) propõe uma regra de política monetária que posteriormente foi batizada de Regra de Taylor. De modo a levar em consideração a resposta do instrumento de política monetária à evolução dos preços e da renda, a forma funcional proposta pelo autor tem dentre suas variáveis o hiato de inflação, que é a diferença entre a inflação e o alvo estipulado pela autoridade monetária; e o hiato do produto, que é a diferença percentual entre o PIB real e o PIB potencial. Além dessas variáveis, são inclusas a inflação e a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, aquela condizente com o pleno emprego dos fatores de produção, o que a deixa com a seguinte especificação:

$$i = 2 + \pi + 0.5(\pi - 2) + 0.5\tilde{y} \quad (1)$$

onde

i = taxa de juros nominal do Fed

π = taxa de inflação média ao longo do trimestre corrente e dos três anteriores¹

\tilde{y} = hiato do produto = $\frac{100(Y-Y^*)}{Y^*}$, onde

Y = PIB real

Y^* = tendência linear do PIB real, que segundo Taylor era de 2,2%.

A taxa de juros real de equilíbrio é definida em 2,0%, assim como o objetivo de inflação buscado pelo Federal Reserve. Como sugere a especificação, o instrumento de política monetária deveria ser elevado caso a economia estivesse operando acima do seu nível potencial (hiato do produto positivo) e/ou a inflação estivesse acima do objetivo do Banco Central (hiato de inflação positivo). Em situação inversa, uma redução seria apropriada.

Apesar de sua simplicidade, a regra proposta atende importantes características que se mostraram efetivas na estabilização do produto e da inflação quando analisada sua performance em modelos econométricos. Conforme destaca Taylor e Williams (2011) e Asso, Kahn e Leeson (2007), uma delas é o que posteriormente ficou conhecido como princípio de Taylor, segundo o qual a autoridade monetária deveria elevar a taxa de juros real da economia para lidar com desvios da inflação de seu alvo. Em relação a esse ponto, é importante notar que, rearranjando os termos na equação (1), um desvio de 1 ponto percentual da inflação da meta seria respondido pelo aumento de 1,5 pontos percentuais na taxa de juros nominal. Outra característica importante da regra proposta seria que ela atende o princípio de “lean against the wind”, ou seja, a regra indicaria um comportamento no sentido de conter choques de demanda agregada, acelerando o retorno da economia de volta ao alvo de inflação e de nível potencial do produto. Essas características, por estarem associadas a regras que apresentam boa performance econômica, se apresentam como importantes pontos de referência na análise da condução da política monetária pelos bancos centrais (CLARIDA; GALI; GERTLER, 2000).

Em um exercício para verificar a adequação da regra apresentada à trajetória de fato da taxa de juros entre o período de 1987 a 1992 nos Estados Unidos, Taylor

¹ É importante destacar que Taylor (1993) propõe a utilização da inflação defasada em um período, mas argumenta que a mesma serviria como uma proxy para a expectativa de inflação, supondo um componente inercial forte sobre a inflação.

utiliza dados trimestrais, usando como medida de preços o deflator do PIB. Quanto aos coeficientes de 0,5 para o hiato do produto e de 0,5 para o hiato de inflação, estes são ajustados aos dados e não estimados. Com tais características, essa regra proposta, para a surpresa de Taylor, se aproximou de maneira significativa da trajetória de juros adotada pelo Federal Reserve durante o período de 1987 a 1992, levando à conclusão pelo autor de que, durante esse período, uma regra de política monetária muito próxima a essa deveria ter sido adotada pela autoridade monetária do país no momento de decidir o nível adequado de juros.

Seu bom ajuste aos dados, em um período de tempo depois considerado por muitos como de boa performance econômica, deu mais força aos argumentos de Taylor (1993), o que acabou coincidindo com um momento em que o Federal Reserve estava passando por várias mudanças institucionais e de procedimento. Entre o final dos anos 80 e o ano 2000, o banco central dos Estados Unidos abandonou a especificação de bandas para os agregados monetários e voltou a utilizar taxa de juros como seu principal instrumento de política. Uma procura por maior transparência por parte do comitê de política também fez parte desta mudança, com o nível de juros sendo anunciado e não mais mantido em segredo e a comunicação sendo composta pelo anúncio de um balanço de risco para o cenário da autoridade monetária (ASSO; KAHN; LEESON, 2007).

Nesse contexto de discussão e modificação de conduta pelo Federal Reserve, e em conjunto de sua boa explicação e simplicidade, a regra de Taylor encontrou grande apelo entre os economistas, alimentando uma linha de pesquisa cujo impacto transcendeu a esfera acadêmica. Agentes do mercado financeiro passaram a utilizar a regra como uma maneira simples e fácil de se avaliar a postura de política monetária do banco central dos Estados Unidos e a possível trajetória futura de juros, chegando inclusive a discutir possíveis ajustes à regra originalmente proposta por Taylor (TAYLOR; WILLIAMS, 2011; TAYLOR, 2009; TAYLOR, 2012). Dada sua simplicidade e intuitividade, menções a regras de política monetária em livros de macroeconomia cresceram significativamente, se mostrando ferramentas úteis para facilitar a compreensão da população e de alunos de economia sobre a atuação do Banco Central. Tal característica é reconhecida pelos próprios membros do Federal Reserve (YELLEN, 2012a; FEDERAL RESERVE, 2012).

As contribuições sobre a atuação do Federal Reserve, porém, vão além de seu papel como uma ferramenta útil de comunicação. Conforme havia defendido

Taylor (1993), regras de política monetária tipo de Taylor² passaram a fazer parte do conjunto de ferramentas da autoridade monetária³ e a influenciar a visão dos membros do comitê de política monetária americano quanto ao nível e trajetória adequada para o instrumento de política monetária (YELLEN, 2012b). Asso, Kahn e Leeson (2007) compilam uma série de menções, ao longo do período de 1995 a 2001, a regras tipo de Taylor em deliberações de membros do Federal Reserve quanto ao nível apropriado de taxa de juros na economia. Destacam também uma série de momentos em que a regra de Taylor serviu como uma ferramenta útil de pesquisa dentro do Fed, lidando com uma série de questões debatidas em paralelo com a evolução da pesquisa em torno de regras de política monetária na academia.

Dentre as linhas de pesquisa em torno de regras de política monetária, vários economistas utilizaram a regra de Taylor como uma ferramenta útil para a análise histórica da condução da política monetária. Em meio àqueles de maior destaque, Clarida, Gali e Gertler (2000) é um trabalho comumente citado na literatura. Neste artigo, os autores avaliam a condução da política monetária na era pré e pós Paul Volcker assumir a presidência do Federal Reserve, em 1979, e encontram diferenças significativas na atuação do Banco Central entre os dois períodos. De modo a evidenciar a diferença na atuação da autoridade monetária entre os momentos, os autores estimam duas regras de política monetária com dados trimestrais, uma referente a cada período, e incluem algumas modificações à regra original proposta por Taylor.

Uma das críticas comuns a Regra de Taylor é a característica backward-looking que ela possui, ou seja, os legisladores baseariam suas decisões em torno da política monetária em resultados já realizados da inflação e do produto. Clarida, Gali e Gertler (2000) lidam com esse problema utilizando a expectativa de inflação e a expectativa do produto, ao invés de seus valores defasados, para o cálculo do hiato de inflação e do hiato do produto, incorporando assim uma característica forward-looking à regra de política monetária. Sobre tais características, a regra proposta pelos autores tem a seguinte especificação:

² Esse termo é empregue neste trabalho para descrever regras que conservam características gerais da regra de Taylor original, como a resposta ao hiato do produto e ao hiato de inflação, mas que apresentam algum tipo de modificação.

³ Indicando que as regras de política monetária permanecem ainda hoje como uma ferramenta útil aos membros do Federal Reserve, o *Monetary Policy Report* de julho de 2019 desta mesma instituição traz uma série de regras de política monetária que podem ser utilizadas pelos membros do comitê.

$$r_t^* = r^* + \beta(E(\pi_{t,k}|\Omega_t) - \pi^*) + E(x_{t,q}|\Omega_t) \quad (2)$$

onde r_t^* denota a taxa alvo para a taxa de juros nominal do Fed no período t , $\pi_{t,k}$ representa a variação percentual de preços entre o período t e $t + k$ (expresso em taxas anuais), e π^* é a meta de inflação. Já $x_{t,q}$ é a medida do hiato do produto médio entre o período t e $t + q$, com o hiato do produto sendo definido como o desvio percentual entre o PIB e o alvo correspondente. E é o operador de expectativa, e Ω_t é o grupo de informações disponíveis ao banco central quando a taxa de juros é definida.

Como destaca Clarida, Gali e Gertler (1997), a especificação da equação (2) contempla a regra de Taylor original. Bastaria que uma combinação linear entre a inflação defasada e o hiato do produto provesse uma projeção para a inflação futura que a regra se reduziria a regra original de Taylor. No entanto, os autores destacam alguns benefícios de se utilizar expectativas. Um deles seria a capacidade de se avaliar de maneira mais clara os objetivos do banco central. Pela especificação da equação (1), fica difícil de se avaliar se a significância do hiato do produto na regra ocorre independentemente de sua importância como um determinante da inflação futura. O outro benefício da utilização de expectativas seria uma maior aproximação com a realidade, visto que a autoridade monetária utiliza uma gama de informações para construir sua expectativa para inflação e para o produto, incluindo também, mas não só, as defasagens do produto e dos preços.

Para além da utilização de expectativas, Clarida, Gali e Gertler (2000) sugerem que a autoridade monetária atuaria de maneira gradual no ajuste do seu instrumento de política monetária a um nível desejado, implicando num comportamento de suavização no ajuste da taxa de juros. Em contraponto, a Regra de Taylor sugere que a autoridade monetária ajustaria sua taxa de juros de maneira instantânea, em apenas um movimento, ao nível prescrito pela regra. De modo a incorporar essa característica de suavização, os autores supõem que, em cada decisão de política monetária, a equação (2) prescreveria um nível de juros ideal (r_t^*), dadas as condições econômicas. No entanto, o ajuste do nível de juros anterior (r_{t-1}) ao nível de juros atual (r_t) respeitaria a seguinte equação:

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)r_t^* \quad (3)$$

Como indica (3), o nível de juros atual incorporaria apenas uma fração do ajuste necessário.

Outro artigo de particular interesse deste trabalho e que utiliza regras de política para entender a condução da política monetária em diferentes períodos é o de Judd e Rudebusch (1998). Neste artigo, os autores estimam uma versão da regra de Taylor, que inclui um processo de suavização no ajuste do instrumento de política monetária próximo do descrito anteriormente, uma defasagem do hiato do produto em conjunto do hiato do produto corrente e uma estimativa estrutural do PIB potencial, acompanhando Clarida, Gali e Gertler (2000) neste último ponto. Uma importante contribuição deste trabalho de Judd e Rudebusch é a percepção dos autores de que a resposta do banco central às condições da economia pode se alterar com a substituição dos membros que compõem o comitê de política monetária. O membro de maior destaque e o que provavelmente possui maior influência dentro do comitê é o presidente do banco central. Como colocam os autores, a troca do presidente poderia implicar em uma modificação na compreensão do comitê quanto aos mecanismos de transmissão da política monetária, ou quanto as preferências entre atividade e inflação, ou mesmo em torno da apropriada operacionalização da política monetária, o que justificaria a análise.

Estimando a mesma regra para o mandato de Arthur Burns (1970:Q1 – 1978:Q1), Paul Volcker (1979:Q3 – 1987:Q2) e Alan Greenspan (1987:Q3 – 1997:Q4), os autores notam mudanças na resposta dos banqueiros centrais às condições econômicas. Para o período de Alan Greenspan à frente do Federal Reserve, se destaca a resposta mais forte ao hiato do produto (0,99) do que a sugerida pela Regra de Taylor (0,5) e a significância do coeficiente de suavização do ajuste de juros, destoando do ajuste instantâneo sugerido na proposta original de Taylor. Já a resposta da autoridade monetária ao longo do mandato de Paul Volcker mostrou pouca significância do hiato de inflação e do hiato do produto para a condução da política monetária, ainda que tenha mantido um caráter de suavização no ajuste da taxa de juros. Durante o mandato de Arthur Burns, porém, a política teria se caracterizado por uma resposta fraca à inflação, sugerindo que o nível de juros teria sido ajustado apenas de modo a manter o nível nominal de juros estável ao longo do tempo.

Os trabalhos descritos acima representam bem a utilização de regras tipo de Taylor para a análise da condução da política monetária em um determinado período de tempo. No entanto, a pesquisa em torno de regras de política monetária é ampla e várias proposições de modificações à regra original de Taylor foram feitas ao longo dos anos. Um tópico que já abordamos em certa medida seria a utilização de expectativas ao invés dos valores correntes ou defasados das variáveis. Além das justificativas já expostas acima, Bernanke (2010) destaca que através da utilização de expectativas de inflação o banco central conseguiria distinguir choques persistentes e choques temporários na inflação, algo que não é possível sobre a especificação de Taylor mas que é um fator levado em consideração no momento de tomada de decisão do banco central. Uma resposta excessiva a um choque temporário poderia implicar em custos em termos de produto e de emprego, possivelmente prejudicando ao invés de contribuindo para a convergência dessas variáveis aos seus valores alvo. Outra justificativa para a incorporação de expectativas seria o efeito desfasado que a política monetária exerce sobre a economia, visto a demora para que o ajuste na taxa de juros percorra os canais de transmissão da política monetária. Como apontam estimações recentes do Banco Central do Brasil, o efeito máximo de um ajuste de juros sobre os preços tende a ocorrer dentro de um período de 4 a 8 trimestres à frente (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2020). Seria de se esperar, portanto, que a autoridade monetária ajustasse a taxa de juros tendo em mente essa defasagem na resposta.

Expectativas, porém, são de especial relevância para autoridades monetárias que operam sobre o regime de metas de inflação, visto que um dos pontos centrais desse tipo de regime é estabelecer e manter expectativas de inflação bem ancoradas ao alvo estipulado. Dentre os trabalhos que estimam regras de política monetária para autoridades monetárias sobre esse regime, a maioria utiliza expectativas de inflação e apontam que regras desse tipo conseguem entregar uma performance econômica melhor do que regras que utilizam dados defasados. Incorporando a defasagem dos canais de transmissão da política monetária, regras do tipo forward-looking ajudariam num maior controle sobre a inflação, assim como apresentariam uma performance robusta frente vários modelos econômicos (ORPHANIDES; WILLIAMS, 2007a; SVENSSON; RUDEBUSCH, 1999; BATINI; HALDANE, 1999; LEVIN; WILLIAMS; WIELAND, 2001).

Outro problema muito comum em regras de política monetária é a necessidade de se estimar variáveis não observáveis. Na regra de Taylor original, o produto potencial é calculado através de uma tendência linear e a taxa de juros de equilíbrio é definida em 2,0%. No entanto, os verdadeiros valores de tais medidas estão envoltos em incerteza e, em maior destaque no caso do hiato do produto, são comumente revisados frente estimativas prévias. Ademais, existem diversas maneiras de se mensurar tais variáveis, sem um consenso quanto a um método que seja melhor do que os demais. Para o hiato do produto, a extração de uma tendência linear de uma variável como o PIB, pode ser substituída pela extração de uma tendência quadrática, a utilização de um filtro HP ou mesmo pelo cálculo do PIB potencial através de uma função de produção, o que permite um leque amplo de estimativas. Como mostra Orphanides e van Norden (2002), mesmo que o dado divulgado para o cálculo do PIB potencial não sofresse revisão, as estimativas do hiato do produto ainda não seriam confiáveis.

A recomendação base da literatura para lidar com esse problema seria diminuir o peso atribuído à resposta ao hiato do produto ou ao hiato de desemprego⁴ no ajuste do instrumento de política monetária (SMETS, 1998; EDGE; LAUBACH; WILLIAMS, 2008; ORPHANIDES *et al.*, 1999; MCCALLUM, 2001)⁵. Na ausência de um ajuste desse tipo, a condução da política monetária, com a autoridade assumindo conhecimento pleno sobre essas medidas, poderia implicar em níveis de inflação e de desemprego mais elevados, como argumentam Orphanides (2002) e Orphanides e Williams (2003b) que teria ocorrido nos Estados Unidos entre os anos 1960 e 1970. Fazendo simulações com um modelo da economia dos Estados Unidos, Orphanides e Williams (2010) mostram que o melhor resultado em termos de estabilização da economia neste período, sobre políticas de controle ótimo, teria sido atribuir todo o peso do ajuste de juros à dinâmica dos preços, ignorando-se assim as medidas de produto.

A incerteza sobre as variáveis não observáveis também teria implicações significativas sobre a avaliação histórica da política monetária. Conforme

⁴ O argumento básico para se substituir o hiato do produto pelo hiato de desemprego é que estes se encontram proximamente relacionados na prática pela Lei de Okun, como destaca Orphanides e Williams (2010), podendo o hiato de emprego servir como uma proxy para a ociosidade da economia.

⁵ É interessante de notar que apesar das evidências destacadas por estes autores, Yellen (2012) argumenta que prefere regras de política monetária do tipo de Taylor que utilizam um peso maior no hiato do produto do que o inicialmente sugerido por Taylor.

argumentado anteriormente, estimativas dessas variáveis são revisadas com frequência. Em função disso, é importante que numa avaliação da condução da política monetária em períodos anteriores se leve em conta a informação disponível aos legisladores no momento em que a decisão foi tomada. Orphanides (2003a) e Orphanides (2001) mostram que a prescrição para evolução da taxa de juros de uma regra de política monetária usando dados revisados e dados em tempo real pode diferir consideravelmente uma da outra e uma política ativa que ignore essa incerteza em torno das variáveis pode aumentar ao invés de diminuir a instabilidade econômica.

3 REVISÃO DA LITERATURA NACIONAL

Em meio à literatura nacional, grande parte dos primeiros trabalhos envolvendo a estimação de regras de política monetária ocorreu concomitantemente aos primeiros anos de adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI) no Brasil, oficialmente ocorrido em julho de 1999. Passados dez anos desde sua implementação pioneira na Nova Zelândia, existia certo ceticismo quanto à capacidade de funcionamento desse tipo de regime monetário em economias emergentes, visto que os países que compunham este grupo apresentavam características próprias que dificultariam sua adoção. Incluem-se aí fracas instituições fiscais e financeiras, bem como uma baixa credibilidade usufruída por instituições monetárias, o que tornariam esses países mais vulneráveis a crises monetárias e altos níveis de inflação. Além destes fatores, a volatilidade da taxa de câmbio também seria um potencial problema nessas economias, seja pela possibilidade da substituição da moeda nacional por uma moeda mais forte ou pela vulnerabilidade a uma interrupção no fluxo de capital estrangeiro para o país (MINELLA *et al.*, 2002; MISHKIN, 2004).

Pesando contra essa crença, Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003) mostram que a adoção do regime de metas de inflação foi bem-sucedido no Brasil durante os primeiros três anos desde sua adoção, conseguindo prover baixos níveis de preços e mantendo expectativas de inflação sobre controle, mesmo em um ambiente de fortes choques inflacionários, durante grande parte desse período⁶. Ainda que não seja a única, uma das razões para esse comportamento dos preços e das expectativas foi a maneira pela qual o Banco Central respondeu às condições da economia, i.e., com uma significativa elevação da taxa de juros frente desvios da expectativa de inflação da meta da autoridade monetária. Tal característica em sua resposta é captada pelos autores através da estimação de uma regra tipo de Taylor, utilizando dados mensais, para o período de 1999 a 2002. A especificação utilizada nos dois trabalhos tem semelhanças com as regras estimadas por Clarida, Gali e Gertler (2000), ao incluir um comportamento de suavização no ajuste do instrumento

⁶ Crise energética de 2001 a 2002, ataques do 11 de setembro nos Estados Unidos, a crise da economia Argentina e a desaceleração da economia global são fatores que exerceram pressão sobre a taxa de câmbio no período. Além destas, Minella *et al.* (2002) cita a forte aversão a risco no mercado de capitais e as incertezas relacionadas a trajetória da política macroeconômica brasileira sobre o próximo governo, o que gerou nova onda de desvalorização do real.

de política monetária e um caráter forward-looking à função de reação do Banco Central. Ambas características que se mostram significativas nas estimações dos autores, cujos resultados apontam também para a insignificância da resposta ao hiato do produto no período.

Ainda que reconhecendo a curta disponibilidade de dados, problema que compartilham com os dois trabalhos nacionais acima, Silva e Portugal (2002) reforçam a conclusão destes autores quanto ao impacto positivo do Regime de Metas de Inflação no Brasil. Buscando verificar se houve uma alteração nos pesos relativos atribuídos aos objetivos do Banco Central antes e depois do RMI, estimam com dados mensais regras tipo de Taylor para dois períodos, o período de 1994 a 1999, para a amostra pré-RMI, e de 1999 a 2001, para o período após a adoção do RMI. Conforme apontam os autores, o resultado das estimações não indica modificação significativa no peso relativo entre os dois objetivos, capturados pelo hiato de inflação e pelo hiato do produto, destacando que a adoção do novo regime não resultou num aumento do conservadorismo na atuação da autoridade monetária⁷. Ademais, nota-se, entre os resultados obtidos, estimativas para a resposta ao hiato de inflação distintas daquelas obtidas nos dois trabalhos descritos acima. Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003) apresentam uma estimativa de resposta da taxa de juros para cada ponto percentual da inflação acima da meta de 1,42 a 5,01 e de 2,05 a 5,70 pontos percentuais, respectivamente, enquanto Silva e Portugal (2002) obtém uma resposta de 0,18.

Segundo os autores, a pequena resposta ao hiato de inflação estaria de acordo com aquelas encontradas para outros países depois da adoção do Regime de Metas de Inflação e seria condizente com a ideia de que esse regime traria alívio às condições monetárias, implicando em uma alteração na taxa de juros apenas quando choques internos e externos tivessem efeitos significativos sobre a inflação. Apesar desta diferença, similaridades podem ser reconhecidas entre os trabalhos. Silva e Portugal (2002) se deparam com a significância do hiato do produto, mas com o sinal contrário ao esperado para o parâmetro. Por utilizarem a taxa de desemprego para mensurar o hiato do produto, espera-se um sinal negativo vinculado à resposta a essa variável, mas acabam obtendo um resultado positivo.

⁷ A posição conservadora do Banco Central, segundo se referem Silva e Portugal (2002), seria caracterizada por um aumento da resposta ao hiato de inflação na função de reação da autoridade monetária frente à resposta vinculada ao hiato do produto.

Em Minella *et al.* (2002), tal fenômeno é verificado pelo sinal negativo da estimativa encontrada para o hiato do produto, o qual é estimado através da produção industrial, o que implicaria num sinal esperado positivo. Além deste ponto, nota-se que o estudo em análise aponta para a existência do processo de suavização no ajuste do instrumento de política monetária, indo de encontro ao resultado daqueles autores embora novamente com valores menores (0,4 frente valores entre 0,7 e 0,9 de Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003)).

Além da adoção do Regime de Metas de Inflação, o ano de 1999 foi marcado por duas outras mudanças no ambiente econômico. A primeira foi uma mudança na mentalidade em torno da esfera fiscal, com o governo buscando ativamente atingir superávits primários, e a segunda foi o abandono do regime de câmbio fixo e a adoção da flutuação livre da taxa de câmbio (MINELLA *et al.*, 2002). Apesar dessa última mudança, que foi contemporânea ao movimento de diversos outros países, alguns economistas, como Calvo e Reinhart (2000), argumentaram que muitas economias emergentes na verdade apresentavam um “medo da flutuação” de suas moedas, o que levava autoridades monetárias a atuarem de maneira deliberada para estabilizar sua taxa de câmbio. Segundo estes autores, esse medo poderia ser uma consequência da falta de credibilidade gozada por Bancos Centrais em economias emergentes, um problema que, segundo Holland (2005), o Brasil poderia estar enfrentando em 2005.

Conforme aponta este último autor, mesmo após a adoção do Regime de Metas de Inflação, diversas medidas de preços permaneceram com elevada volatilidade nos anos seguintes e, após a banda superior da meta de inflação ter sido rompida em 2001 e 2002, a autoridade monetária mal teria conseguido atingir suas metas em 2003 e 2004. Tal evolução teria alimentado discussões a respeito da atratividade do regime de metas de inflação para o Brasil e gerado dúvida quanto à credibilidade que deveria se ter no comprometimento do Banco Central com baixos níveis de preços. De modo a verificar se o comportamento da autoridade monetária de 1999:M7 a 2005:M1 apresentava sinais do “medo da flutuação”, Holland (2005) estima uma função de reação para o Banco Central se apoiando no modelo de Clarida, Gali e Gertler (1997), mas utiliza dados mensais, ao invés dos trimestrais utilizados por aqueles autores, que vão de meados de 1999 ao início de 2005. Através dos resultados, o autor angaria evidências de que a autoridade monetária no Brasil se preocupava muito mais com a evolução da inflação do que com o

movimento da taxa de câmbio e exclui a possibilidade de que o Banco Central do Brasil sofreria de tal problema. Ainda assim, as variações na taxa de câmbio nominal se mostram significativas para a condução da política monetária no período, mas não as variações na taxa de câmbio real.

A significância estatística encontrada por Holland (2005) para a taxa de câmbio contrasta com a insignificância dessa variável nos trabalhos de Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003), mas a resposta obtida para o hiato de inflação, entre 3,03 e 4,99 para cada desvio de 1,0 p.p. da inflação da meta, está contida dentro das estimativas encontradas por estes últimos dois trabalhos. Assim, os resultados obtidos em Holland (2005) reforçam a continuidade da forte resposta do Banco Central à inflação, em caráter forward-looking, nesse período. Em relação ao parâmetro de suavização, a maioria dos resultados de Holland (2005) fica entre -0,73 e 0,74 e se mostram significativos estatisticamente, enquanto as estimativas para o hiato do produto estariam entre -0,8 e 0,63. Uma possível explicação levantada por este autor para o sinal negativo vinculado ao hiato do produto em algumas regressões, a qual é corroborada por Minella *et al.* (2002), seria o período de racionamento de energia, que começou em abril de 2001 e se encerrou em março de 2002 e coincidiu com um período de elevação na taxa de juros. Assim, a redução na atividade implicada pelo racionamento de energia e o concomitante aumento da taxa de juros pode ser a fonte dessa relação inversa entre a estimativa do produto e do instrumento de política monetária. Ainda que essa hipótese não tenha sido levantada pelos autores, tal evolução da economia poderia explicar o sinal positivo que encontram também Silva e Portugal (2002) para o hiato do produto em seu trabalho.

Mais ou menos na metade dos anos 2000, economistas começaram a se perguntar o porquê da taxa de juros real no Brasil ainda permanecer elevada, em relação a de outras economias desenvolvidas, após a adoção do RMI e a adoção do regime de câmbio flutuante no país. Diversas hipóteses foram levantadas para tentar explicar a persistência da taxa de juros em patamares elevados, como a sequência de choques adversos enfrentados pelo país nesse período, a insuficiência do ajuste fiscal, e um excessivo grau de conservadorismo do Banco Central na condução da política monetária pós-RMI (ARIDA; BACHA; LARA-RESENDE, 2004). Com relação a este último ponto, Modenesi (2008), buscando avaliar a condução da política monetária no período, encontra evidências de que o ajuste da taxa Selic teria

ocorrido de maneira excessivamente gradual por parte do Banco Central e que a instituição teria incorporado em seu processo de tomada de decisão um elevado nível para a taxa de equilíbrio nominal de longo prazo. Tais características seriam responsáveis pela persistência da taxa Selic em patamares altos e evidenciariam a baixa preocupação do Banco Central com a situação econômica, representada pelo hiato do produto e de inflação, ao definir o nível de juros, o que reforçaria a tese de alguns economistas de que a formação da taxa Selic seria pautada por uma convenção em favor do conservadorismo na condução da política monetária.

As conclusões obtidas pelo autor derivam dos resultados encontrados através da estimação de uma regra de política monetária similar à de Minella *et al.* (2002), mas com algumas modificações em sua especificação, como a divisão do hiato de inflação entre um hiato para os preços livres e outro para os preços administrados. De acordo com as estimativas, o parâmetro de suavização da política monetária atingiria o valor de 0,9, elevado aos olhos do autor e relativamente próximos aos demais trabalhos, e a estimativa da taxa de juros de equilíbrio de longo prazo seria de 14,8, um dos valores mais elevados dos trabalhos discutidos acima, se aproximando apenas da estimativa encontrada por Minella *et al.* (2002) de 17,5. Em relação ao hiato de inflação, somando-se a resposta dos preços livres a dos preços administrados, nota-se que o valor encontrado se situa abaixo de 1,0, indicando que o Banco Central não responderia a desvios da inflação da meta com um ajuste na taxa de juros real, ou seja, não respeitaria o princípio de Taylor. Com relação a este resultado, o autor destoa de maneira significativa da maioria dos autores acima, que encontram valores maiores que 3,0 para o parâmetro, como é o caso de Minella *et al.* (2002), Minella *et al.* (2003) e Holland (2005). Em tratando-se do hiato do produto, o autor encontra uma estimativa positiva e significativa para a resposta a esta variável de 0,3, valor contemplado nos resultados obtidos por Holland (2005) em sua estimação.

Como destaca Modenesi (2008), a incorporação de um elevado nível de taxa de juros de equilíbrio de longo prazo na função de reação do Banco Central ressaltava o perfil conservador da instituição ao definir o nível da taxa de juros no período. Segundo o autor, dada a importância dessa variável no processo de tomada de decisão, bem como aquele atribuído ao componente de suavização, a condução da política monetária seria pautada mais em função do movimento dessas variáveis do que pela situação da economia, capturada pelo hiato do produto e pelo

hiato de inflação. Teles e Brundo (2006), cientes dessa possibilidade, utilizam índices de política monetária discretos, os quais são construídos a partir de uma abordagem narrativa baseada nas atas do COPOM, como variáveis explicadas em sua função de reação ao invés do nível ou a variação da taxa de juros SELIC como nos trabalhos anteriores. Busca-se dessa maneira isolar os movimentos da taxa de juros SELIC que poderiam estar vinculados a variações na taxa de juros de equilíbrio e assim verificar qual seria de fato o grau de conservadorismo da instituição ao ajustar seu instrumento de política monetária. A escolha por esse tipo de variável distingue o trabalho dos demais apresentados nessa revisão bibliográfica, mas não é o único fator que merece destaque, visto que os autores permitem em um dos modelos utilizados que os parâmetros de resposta da autoridade monetária variem ao longo de todo o período de análise.

Estimando regras de reação de política monetária para três variáveis discretas construídas, os autores mostram que o Banco Central teria atuado de maneira ativa contra a inflação e que sua resposta a esta variável teria se tornado mais agressiva com o tempo, com uma mudança significativa deste parâmetro a partir de 2003. No modelo com parâmetros variantes no tempo, percebe-se claramente uma elevação significativa da resposta à inflação e da suavização no ajuste da política monetária, assim como um aumento da resposta ao hiato do produto, ainda que de maneira menos acentuada. Dessa maneira, por mais que o nível de juros permaneça elevado em função da alta taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, os autores trazem evidências de que a resposta do Banco Central à situação econômica, principalmente à inflação, tem sido agressiva, destoando do “descaso” com o hiato do produto e com o hiato de inflação que Modenesi (2008) argumenta em seu trabalho.

Apesar de suas diferenças em termos de estimativas de parâmetros e de especificações, uma característica comum das regras do tipo de Taylor utilizadas nos trabalhos acima é a resposta linear do Banco Central ao hiato do produto e ao hiato de inflação. Aragón e Portugal (2010), porém, estimam uma função de reação não-linear para o Banco Central com o objetivo de investigar a existência de possíveis preferências assimétricas nos objetivos da autoridade monetária. A especificação utilizada é similar as empregues nos demais trabalhos acima, mas inclui como variáveis explicativas o quadrado do hiato de inflação e o quadrado do hiato do produto, cujos coeficientes estimados, se significativos, apontariam para a

existência de preferências assimétricas por parte do Banco Central. Utilizando uma amostra de dados mensais de 2000:M1 a 2007:M10, os autores obtêm resultados significativos para o parâmetro do hiato de inflação ao quadrado, indicando que um desvio negativo da inflação da meta gerava uma perda menor à autoridade monetária do que um desvio positivo. No entanto, os autores reconhecem que tal resultado poderia estar viesado pelos fortes choques sofridos pela economia brasileira nos primeiros anos de adoção do RMI. Assim, ao restringirem a amostra para o período de 2004 a 2007, essa significância não se verifica, seja para o parâmetro do hiato do produto ao quadrado ou para o do hiato de inflação ao quadrado, indicando a inexistência de preferências assimétricas. Além deste ponto, o resultado da estimação com a amostra restrita aponta para a insignificância do coeficiente atribuído ao hiato do produto, mas reforça a importância do parâmetro de suavização, que fica em torno de 1,0, e o respeito ao princípio de Taylor, com uma estimativa para a resposta ao hiato de inflação de 1,4 a 8,3.

Como pode ser visto pelos trabalhos apresentados até o momento, os resultados, significando aqui estimativas de coeficientes e conclusões quanto ao comportamento do Banco Central, não são unânimes. Determinados artigos, como Minella *et al.* (2002), Minella *et al.* (2003), Holland (2005), obtêm resultados indicando que a autoridade monetária respeita o princípio de Taylor, enquanto outros sugerem um comportamento acomodatório do Banco Central em relação a desvios da inflação da meta. Ainda que com divergências menores, a resposta ao hiato do produto também varia, se mostrando significativa para alguns autores enquanto para outros a variável não teria relevância. Tal diferença entre os trabalhos pode ser uma decorrência das diferentes especificações de função de reação estimadas e das variáveis utilizadas, mas, abstraindo destes fatores, as diferentes conclusões poderiam estar vinculadas as diferentes janelas de tempo das amostras utilizadas pelos autores. Nesse sentido, os diferentes resultados seriam evidências de que a resposta da autoridade monetária variou ao longo do tempo, mesmo sobre o mesmo regime monetário. Dentre as explicações para esse fenômeno, além da mais evidente de uma situação econômica distinta entre os períodos, poderíamos citar a evolução do Regime de Metas de Inflação no país ou, conforme já havia sido indicado, as alterações na composição do Comitê de Política Monetária, principalmente vinculadas aos diferentes mandatos de presidentes da instituição.

Frente à possibilidade de alteração na condução da política monetária, é importante lembrar quais são os benefícios de se manter uma conduta de acordo com uma regra e quais os requisitos para que tais benefícios sejam de fato usufruídos pelo Banco Central, em especial em economias emergentes. Nesse sentido, Barcellos Neto e Portugal (2007) lembram que a autoridade monetária toma decisões em meio a um ambiente cercado de incerteza e que, sobre esta situação, adotar uma regra que vincule a evolução de algumas variáveis à condução da política monetária reduz a incerteza de agentes econômicos quanto à atuação do Banco Central. Ao reduzir a incerteza, os agentes agradeceriam a autoridade monetária com um grau maior de credibilidade quanto ao seu comprometimento em atingir os objetivos traçados. O esforço necessário para a construção dessa credibilidade, no entanto, não seria o mesmo entre economias emergentes e economias desenvolvidas, sendo muito maior em países que se encontram no primeiro grupo, como o Brasil, do que no segundo (MISHKIN, 2004). Tal diferença seria uma consequência da percepção dos agentes econômicos de que as regras podem ser dobradas ou quebradas através de interferências políticas, percepção essa que seria uma consequência das fracas instituições destas economias (CORTES; PAIVA, 2017). Em um ambiente como este, seria necessário que o comprometimento da autoridade monetária com seus objetivos e com seu processo de tomada de decisão transcendesse diferentes presidentes do Banco Central e diferentes administrações do Executivo para que os objetivos traçados se tornassem críveis a médio e longo prazo (BARCELLOS NETO; PORTUGAL, 2007). Possíveis desvios desse caminho por parte dos legisladores, em direção a um comportamento mais discricionário, poderiam facilmente levar à desestabilização das expectativas de inflação, assim como a perda da credibilidade arduamente construída em mandatos anteriores (CORTES; PAIVA, 2017).

Nesse contexto, alguns trabalhos nacionais buscam avaliar possíveis mudanças na condução da política monetária entre diferentes mandatos de presidentes do Banco Central do Brasil, tal como fez Judd e Rudesbuch (1998) para o Federal Reserve. Desde a adoção do RMI no Brasil, o Banco Central, até 2019, foi comandado por quatro diferentes presidentes: Armínio Fraga (1999:M3 – 2002:M12), Henrique Meirelles (2003:M1 – 2010:M12), Alexandre Tombini (2011:M1 – 2016:M6) e Ilan Goldfajn (2016:M7 – 2019:M2). Barcellos Neto e Portugal (2007), Barbosa *et al.* (2016) e Cortes e Paiva (2017) são três trabalhos da literatura nacional que

buscam lidar com esse tópico. Como característica comum, todos utilizam a estimação de uma curva de reação da autoridade monetária para verificar essa questão. Para tanto, os autores adicionam variáveis dummy multiplicativas referentes aos diferentes mandatos em suas especificações para capturar, caso as dummies se mostrem significativas estatisticamente, mudanças na condução da política monetária sobre os diferentes presidentes. Barcellos Neto e Portugal (2007), por exemplo, utilizam a seguinte especificação:

$$i_t = \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 De_t + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 c_{t-1} + \beta_5 D_1 De_t + \beta_6 D_1 y_{t-2} + \beta_7 D_1 c_{t-1} + \beta_8 Dout2002 \quad (4)$$

onde D_1 é a dummy com valor unitário entre 2003:M1 e 2006:M12, os primeiros anos do mandato de Henrique Meirelles, e zero entre 2000:M1 e 2002:M12, pegando grande parte do mandato de Armínio Fraga. A transição entre o mandato destes dois economistas à frente do Banco Central coincidiu com a vitória do Partido dos Trabalhadores em 2002, o qual possuía um posicionamento crítico claro ao regime de política monetária vigente no período. Ainda que o regime de metas de inflação tenha sido mantido durante o mandato de Henrique Meirelles, a substituição de Armínio foi acompanhada pela substituição de praticamente todos os membros do comitê de política monetária com direito a voto (BARCELLOS NETO; PORTUGAL, 2007). O mesmo comportamento foi visto quando o Partido dos Trabalhadores venceu sua terceira eleição seguida em 2010, com Alexandre Tombini assumindo a presidência da autoridade monetária em conjunto da substituição de todos os membros do Comitê de Política Monetária (CORTES; PAIVA, 2017).

Analisando a primeira transição, Barcellos Neto e Portugal (2007) concluem que Henrique Meirelles continuou a política monetária empregue no mandato anterior de Armínio Fraga apesar dessa modificação no comitê. Estimando dois modelos, os quais variam apenas o cálculo do hiato de inflação, os autores encontram um bom ajuste das mesmas regras propostas para os dois mandatos, como aponta o elevado R^2 ajustado e a significância das variáveis explicativas, e variáveis dummies multiplicativas não significativas, como é o caso daquela vinculada ao hiato do produto. Em ambos os períodos, o parâmetro de suavização da política monetária se mostra significativo, assim como aquele que captura a resposta ao hiato do produto. Quanto à inflação, a resposta ao hiato é significativa

em ambos os modelos, mas um deles aponta para uma resposta menor durante o mandato de Meirelles do que aquela obtida durante o período de Armínio à frente do Banco Central do Brasil. Como explicação para essa diferença, os autores destacam a significância da taxa de câmbio na curva de reação estimada para o mandato de Meirelles, o que poderia explicar a menor relevância do hiato de inflação durante este período. Com relação a este resultado, é interessante notar que as discordâncias quanto à significância da taxa de câmbio no processo de tomada de decisão do Banco Central nos trabalhos anteriores podem ser explicadas pelos diferentes mandatos dos presidentes da autoridade monetária. Os trabalhos de Minella *et al.* (2002), Minella *et al.* (2003) e Silva e Portugal (2002) cobrem o mandato de Armínio Fraga, quando o câmbio não se apresentou como uma variável relevante no processo de tomada de decisão do Banco Central. Já Holland (2005), em sua amostra, contempla também o mandato de Meirelles, onde a taxa de câmbio se mostra significativa para a definição do nível do instrumento de política monetária.

Apesar dessa diferença entre os mandatos de Meirelles e Armínio, os resultados encontrados por Barcellos Neto e Portugal (2007) mostram que o processo de tomada de decisão por parte da autoridade monetária parece ter continuado sobre a mesma regra entre os dois mandatos, os quais parecem ter respondido ao hiato do produto em magnitude similar e mantido um processo de suavização dos ajustes do instrumento de política monetária. Ademais, o trabalho reforça o caráter forward-looking da autoridade monetária, com uma resposta significativa a desvios da expectativa de inflação da meta. Mediante esse comportamento, de preservar a maneira como foi conduzida a política monetária entre os dois mandatos, o Banco Central teria reforçado seu comprometimento com seus objetivos de médio e longo prazo e, dessa maneira, obtido ganhos em termos de credibilidade com a população.

O mesmo, porém, não pode ser dito da transição entre o mandato de Henrique Meirelles e o de Alexandre Tombini. Cortes e Paiva (2017) e Barbosa *et al.* (2016) encontram resultados que apontam para uma postura significativamente mais leniente com a inflação por parte do Banco Central do Brasil a partir do fim de 2010 e um aumento significativo do ajuste da taxa de juros à evolução da atividade econômica a partir desse mesmo período. Barbosa *et al.* (2016) utiliza um modelo similar ao de Clarida, Gali e Gertler (2000) e com uma especificação para a

equação de ajuste da taxa de juros corrente à taxa recomendada como a de Judd e Rudebusch (1998), bem como uma meta e uma taxa de juros natural variável no tempo⁸. Em seus resultados, os autores encontram uma resposta quase nula da autoridade monetária à inflação durante o mandato de Alexandre Tombini, de uma elevação de 0,4 pontos percentuais na taxa de juros para cada 1,0 ponto percentual de desvio da inflação de sua meta. A estimativa é claramente abaixo daquela que encontram para o período anterior (5,2), que engloba o mandato de Meirelles, e fica aquém dos resultados encontrados por grande parte dos outros trabalhos acima citados além de, com importante relevância, não atender ao princípio de Taylor. Segundo os autores, essa mudança de comportamento é o que poderia explicar a inflação e as expectativas de inflação estarem constantemente acima da meta da autoridade monetária neste período. Em contraste, o hiato do produto aumenta significativamente sua importância, mais que dobrando a resposta que possuía no período anterior.

Cortes e Paiva (2017) não só argumentam no sentido de que houve uma mudança na condução da política monetária pelo Banco Central, mas que tal mudança implicou em elevados custos à sociedade brasileira, os quais vão além dos elevados patamares de preços do período. De modo a caracterizar a mudança no comportamento do Banco Central, os autores estimam curvas de reação com especificações backward-looking e forward-looking, usando modelos VEC (vector error correction) e GMM (generalized method of moments). Cada especificação é estimada primeiro com uma amostra que vai, na maioria das regressões, de 2004:M1 a 2010:M12 e seus resultados, num geral, indicam que a resposta do Banco Central ao hiato de inflação ficava entre 1,5 e 3,5, ou seja, com ajustes nas taxas de juros reais a desvios da inflação da meta. Ademais, mostram que a resposta ao hiato do produto, ainda que significativa, era pequena, rondando em alguns casos valores próximos a 0,06. Utilizando os parâmetros estimados para esse período, que capturam o padrão de condução da política monetária pré-2011, para projetar a trajetória recomendada da taxa de juros para o período pós-2011, os autores mostram que a Selic de fato verificada durante o mandato de Tombini ficou

⁸ Importante notar que em grande parte dos modelos empregues para a estimação de regras de política monetária o valor da taxa de juros natural é obtido através dos coeficientes estimados para outras variáveis e, como estes coeficientes não variam no tempo, possui um valor fixo durante todo o período da amostra. O mesmo ocorre com a meta de inflação. Barbosa *et al.* (2006), em seu modelo, buscam lidar com esse problema.

substancialmente abaixo do nível que estava sendo recomendado pela regra, em torno de 3,75 a 4,75 p.p. abaixo da taxa recomendada⁹.

Tal diferença é uma marca das distintas orientações da política do Banco Central entre os dois períodos. Frente ao período pré-2011, quando Henrique Meirelles esteve à frente do Banco Central, os autores encontram um valor bem abaixo para a resposta da autoridade monetária ao hiato de inflação no mandato de Tombini como presidente, chegando a questionar se de fato houve uma resposta a essa variável. Nesse sentido, o trabalho de Cortes e Paiva (2017) reforça o resultado encontrado por Barbosa *et al.* (2016) de uma maior leniência da instituição em relação à inflação no mandato de Tombini do que no mandato anterior. Essa alteração na maneira de conduzir a política monetária, porém, teve um custo elevado em termos de expectativas e de dinâmica da inflação. Segundo mensuram os autores, as expectativas teriam ficado em média 1,43 pontos percentuais acima da meta oficial de inflação ao longo do mandato de Tombini, bem acima dos 0,2 pontos percentuais que encontram para o período anterior. Além disso, argumentam que o papel da meta de inflação como uma âncora para as expectativas de inflação foi significativamente erodido ao longo do período, o que pode ser lido como uma perda de credibilidade dos agentes no comprometimento da autoridade monetária com seus objetivos. Através da estimação de um VAR, encontram ainda que a resposta do hiato de inflação à inflação corrente, ao hiato do produto e a desvalorização cambial se torna maior sobre a presidência de Tombini, o que, de acordo com os autores, poderia ser interpretado como uma menor ancoragem das expectativas à meta de inflação sobre um Banco Central com credibilidade reduzida.

Buscando mensurar os efeitos da alteração na resposta do Banco Central sobre o bem-estar, os autores ainda calculam uma função perda, somando o quadrado do hiato do produto com o quadrado do hiato de inflação e encontram que a variável atingiu valores recordes ao final de 2015, o que, segundo os autores, seria

⁹ Cortes e Paiva (2017) testam a possibilidade de que a autoridade monetária tenha buscado implicitamente atingir uma meta de inflação 2.0 p.p. acima da oficialmente divulgada, ou seja no limite superior da banda de inflação para o período, a partir de 2011. Ao aplicarem o mesmo exercício anterior - de utilizar os parâmetros estimados para o período pré-2011 para projetar a taxa de juros recomendada para o período pós-2011 – mas supondo essa mudança implícita do Banco Central para uma nova meta (2.0 p.p. acima da oficialmente divulgada) a partir de 2011, os autores conseguem se aproximar de maneira significativa da taxa de juros verificada no governo Dilma. Dessa maneira, os resultados sugerem que a partir de 2011 a autoridade monetária buscou atingir a banda superior do intervalo da meta de inflação (6,50%), ao invés da meta em si (4,50%).

um reflexo, ainda que defasado, do período de Tombini como presidente do Banco Central, quando os desvios mais fortes da política monetária teriam ocorrido. Além disso, como mostram os autores em um simples modelo teórico:

[...] price-setting agents start expecting higher inflation after the Central Bank deviates from its previously credible policy strategy. This effect can be highly persistent, which makes credibility deconstruction even more costly, for it suggests the necessity of another long and gradual process of building reputation with price-setting agents once again (CORTES; PAIVA, 2017, p. 20).

Dessa maneira, haveria também um elevado custo em termos de credibilidade e um elevado esforço necessário para recuperá-la.

Através dessa revisão, buscamos mostrar que na literatura nacional estimativas de regras de política monetária se mostraram ferramentas úteis para caracterizar a condução da política monetária nos últimos anos. É predominante entre os trabalhos apresentados resultados que reforçam uma resposta forte do Banco Central a desvios da inflação da meta, implicando em alterações na taxa de juros real, o que está em linha com o princípio de Taylor. A significância da resposta ao hiato do produto é menos clara, com um número similar de trabalhos mostrando resultados em ambos os sentidos. Assim como encontrado para as economias desenvolvidas na literatura internacional, o Banco Central do Brasil também apresenta um comportamento no sentido de suavizar os ajustes no instrumento de política monetária e apresenta um comportamento forward-looking na condução da política monetária. Além disso, alguns trabalhos apontam mudanças significativas na resposta do Banco Central ao hiato do produto e ao hiato de inflação entre os mandatos dos presidentes da autoridade monetária. Em alguns casos, tal modificação teria implicado em custos à sociedade brasileira que transcendem os elevados níveis de preços, como elevação do desemprego e uma possível perda de credibilidade da autoridade monetária.

4 METODOLOGIA

Conforme explicitamos no início desse trabalho, temos como objetivo estimar uma regra de política monetária para o Banco Central do Brasil de modo a verificar como a autoridade monetária brasileira define o nível de taxa de juros apropriado frente a movimentos no hiato do produto e no hiato de inflação. De modo a atingir esse objetivo, e apoiados na literatura revisada, definimos o processo de tomada de decisão do Banco Central através de um modelo de ajuste parcial. Segundo esse modelo, no momento de tomada de decisão, o comitê teria um nível ótimo de taxa de juros que seria definido segundo a equação abaixo.

$$i_t^* = \alpha + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Tal como expressa a equação, o nível nominal ótimo de taxa de juros no período t (i_t^*) seria definido pelo hiato de inflação no tempo t ($\pi_t - \pi_t^*$), pelo hiato do produto no tempo t ($y_t - y_t^*$) e por uma constante (α), a qual buscaria capturar o valor da taxa neutra de juros na economia. Com relação a essa última variável, destacamos que nosso modelo inicial assume que a taxa neutra da economia possuiria um valor fixo ao longo de todo o período sobre análise. Essa hipótese, ainda que difícil de ser defendida, é assumida num primeiro momento e está em linha com a vasta maioria da literatura nacional de estimação de regras de política monetária para o Brasil.

Adicionando ao processo de tomada de decisão, o modelo de ajuste parcial assume que a autoridade monetária não realizaria numa única reunião a totalidade do ajuste necessário na taxa básica de juros, dado pela diferença entre o nível ótimo de juros em t (i_t^*) e a taxa de juros anterior (i_{t-1}). A autoridade monetária aplicaria ajustes parciais à taxa de juros do período anterior, os quais respeitariam a seguinte equação:

$$i_t - i_{t-1} = \delta(i_t^* - i_{t-1}) \quad (6)$$

De acordo com a equação (6), δ seria responsável por capturar a velocidade do ajuste dos juros. Caso $\delta = 1$, a totalidade do ajuste seria aplicada em apenas uma reunião. Caso $\delta = 0$, o Banco Central nunca executaria o ajuste necessário da

taxa de juros. Com um valor entre 0 e 1, δ reflete o grau de suavização aplicado pelo Banco Central no momento de sua tomada de decisão. Substituindo (5) em (6), obtemos a seguinte equação:

$$\begin{aligned} i_t - i_{t-1} &= \delta[(\alpha + \beta X_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t) - i_{t-1}] \\ i_t - i_{t-1} &= \delta\alpha + \delta\beta X_t + \delta\gamma Z_t + \delta\varepsilon_t - \delta i_{t-1} \\ i_t &= \delta\alpha + \delta\beta X_t + \delta\gamma Z_t + (1 - \delta)i_{t-1} + \delta\varepsilon_t \\ i_t &= \alpha^* + \beta^* X_t + \gamma^* Z_t + (1 - \delta)i_{t-1} + \varepsilon_t^* \end{aligned} \quad (7)$$

onde Z_t representa $(y_t - y_t^*)$ e X_t representa $(\pi_t - \pi_t^*)$.

A partir de (7), obteríamos β^* e γ^* que são conhecidos como parâmetros de resposta de curto prazo da autoridade monetária. De modo a recuperar os parâmetros de longo prazo, teríamos de aplicar o seguinte cálculo:

$$\beta = \frac{\beta^*}{(1-(1-\delta))} \quad \text{e} \quad \gamma = \frac{\gamma^*}{(1-(1-\delta))} \quad (8)$$

Tendo definido o modelo, devemos definir o método de cálculo das medidas que usaremos para o hiato de inflação e para o hiato do produto. Quanto ao primeiro, construímos duas medidas de hiato que utilizam expectativas de inflação, buscando capturar um comportamento forward-looking, e duas medidas de preços que utilizam o resultado realizado da inflação no período, buscando capturar uma possível resposta backward-looking. O método de cálculo de Minella *et al.* (2002) e de Barcellos Neto e Portugal (2007) foi empregue para a construção das duas medidas de hiato com expectativas. Ambos os artigos buscam lidar com a característica do Regime de Metas de Inflação Brasileiro de que o Conselho Monetário Nacional tem a responsabilidade de definir no ano corrente a meta de inflação para um período de dois anos à frente¹⁰. Dessa maneira, é plausível de se supor que, por possuir conhecimento da meta do ano corrente e do ano seguinte, o COPOM tomaria a sua decisão quanto ao nível adequado de juros levando em conta ambas as metas.

¹⁰ A definição da meta para dois anos à frente foi uma modificação instituída por Joaquim Levy durante seu mandato à frente do Banco Central do Brasil. Antes deste período, competia ao Conselho Monetário Nacional definir no ano corrente apenas a meta do ano seguinte.

Levando em consideração essa característica, Minella *et al.* (2002) constrói uma nova medida de hiato de inflação (Dm), que considera o desvio da expectativa de inflação para o ano corrente da meta do ano corrente e o desvio da expectativa de inflação para o ano seguinte em relação à meta daquele ano.

$$Dm_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j(\pi_t) - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*) \quad (9)$$

Como podemos ver pela equação acima, Dm é uma média ponderada do desvio da inflação esperada da meta nesse e no próximo ano, onde j representa o mês do ano corrente (t). Assim, conforme o ano transcorre, a importância de desvios do ano corrente perde relevância frente ao desvio do ano seguinte, o que está em linha com a evidencia na literatura de que as decisões de política monetária exercem efeitos defasados sobre o comportamento dos preços¹¹.

Diferente da medida de hiato de inflação criada por Minella *et al.* (2002), Barcellos Neto e Portugal (2007) assumem, ao invés do processo suavizado de transição da medida anterior, uma transição mais brusca no foco da autoridade monetária na metade do ano. Conforme o processo abaixo, a autoridade monetária deixaria de perseguir a meta do ano corrente a partir de junho, começando em julho a perseguir a meta do ano seguinte. Assim, para a nova variável de hiato de inflação (De), teríamos que

$$\text{Se } 1 \leq j \leq 6, De_j = E_j(\pi_t) - \pi_t^*$$

$$\text{Se } 7 \leq j \leq 12, De_j = E_j(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*$$

onde j é o mês do ano corrente (t).

Em ambas as medidas de hiato de inflação descritas acima (De_j) e (Dm_j), utilizamos como medida de expectativa de inflação a mediana da expectativa do mercado para a inflação do ano corrente e do ano seguinte disponibilizadas no site do Banco Central. De modo a utilizar a projeção mais próxima à reunião do COPOM, pegamos as expectativas do mercado que vigoravam na véspera da reunião do

¹¹ Em um dos boxes do Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil de setembro de 2020, a autoridade monetária apresenta um novo modelo agregado de pequeno porte com estimação bayesiana. Pelo resultado do modelo, é possível ver que o choque máximo de um ajuste na taxa de juros sobre os preços ocorre depois de 6 ou 7 trimestres.

COPOM. Para os meses em que não houveram reuniões de política monetária, contamos os dias entre as reuniões e utilizamos o dia que dividia o período de maneira equidistante como representante da expectativa naquele mês. Ambas as medidas discutidas acima, por incluírem expectativas de inflação, buscam capturar uma postura forward-looking na atuação do Banco Central do Brasil, caso se mostrem significativas. No entanto, também construímos medidas de hiato de inflação que utilizam a variação acumulada em 12 meses do IPCA, disponibilizada no site do SIDRA. A diferença entre as duas novas medidas, que buscam capturar uma possível postura backward-looking, acaba sendo com relação à meta de inflação. Enquanto uma representa a diferença entre a variação acumulada em 12 meses do IPCA e a meta de inflação do ano corrente (D_1), a outra representa a diferença frente uma média ponderada da meta do ano corrente e do ano seguinte (D_2). O peso de cada meta seria definido da mesma maneira que ponderamos o peso dos hiatos de inflação da variável Dm .

Tendo definido o método de cálculo do hiato de inflação, temos de definir o método de cálculo do hiato do produto. A principal questão envolve como obtemos a série do produto potencial. Um dos métodos mais comuns dentro da literatura nacional é a utilização do filtro HP para a obtenção do hiato do produto e foi o que utilizamos nesse trabalho¹². Como nosso modelo inicial utiliza variáveis mensais, não utilizamos os dados do PIB para o cálculo da variável. Como uma proxy, utilizamos o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) sazonalmente ajustado, o qual foi criado pelo Banco Central e que agrega uma série de informações da atividade setorial, do mercado de trabalho, entre outras características da economia brasileira buscando prover uma indicação contemporânea da evolução da atividade econômica¹³. Vale destacar que o índice é logaritmizado antes de aplicarmos o filtro HP, o qual foi aplicado sobre o período de 2003:M1 a 2020:M7. Utilizando o filtro sobre uma série de tempo mais longa do que a utilizada nas regressões, buscamos nos livrar dos problemas de ponta comuns do Filtro HP. Por fim, mas não menos importante, utilizamos como regressando a taxa

¹² Para a utilização do filtro HP, usamos o software EViews, o mesmo que utilizamos para a realização de todas as regressões deste trabalho.

¹³ Uma discussão mais aprofundada a respeito da variável pode ser encontrada no box intitulado “Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) – revisão metodológica” no Relatório de Inflação de março de 2016, disponível no site do Banco Central do Brasil.

de juros Selic definida pelo COPOM a cada reunião de política monetária, a qual também foi obtida no site do Banco Central do Brasil.

Pela dinâmica da variável nos últimos anos, esperávamos que a mesma mostrasse problema de estacionaridade. No entanto, a variável, assim como as medidas de hiato de inflação e de hiato do produto construídas, passou no teste ADF de raiz unitária¹⁴. Com variáveis estacionárias, passamos a definir o método de estimação das curvas de reação do Banco Central. Ao invés de estimarmos através do método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) ou do método de momentos generalizados (GMM), optamos por estimar o modelo através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). O principal problema em se optar por esse método de estimação está vinculado a uma possível endogeneidade dos regressores, o que faria com que estimadores de MQO produzissem estimativas potencialmente inconsistentes dos parâmetros da curva de reação. Essa endogeneidade decorreria de que o Banco Central reage as variáveis do hiato do produto e do hiato de inflação que, por sua vez, seriam endógenas aos choques de política monetária (ajustes na taxa de juros). Caso não seja levada em consideração os efeitos dos choques de política monetária sobre os regressores, essa relação entre as variáveis estaria contida dentro do termo erro e, portanto, geraria uma correlação entre o termo de erro do modelo e o regressor, o que viola um dos pressupostos do modelo clássico de regressão linear.

De modo a lidar com esse problema, grande parte da literatura utiliza o método de variáveis instrumentais (IV). No entanto, a validação de instrumentos apropriados não é simples, visto que depende de detalhes no ambiente econômico ao invés da regra a ser estimada. Além desse ponto, não é claro que as estimativas através de variáveis instrumentais tragam melhores resultados do que aqueles encontrados pelo método de MQO. Carvalho, Nechio e Tristao (2018), buscando investigar como a estimação de regras de Taylor é afetada por viés de estimação, conclui que os resultados de seus testes mostram que:

[...] the OLS endogeneity bias is small for plausible parameterizations and realistic sample sizes. Given the relatively limited role of monetary policy shocks in explaining movements in inflation and output, as indicated by the empirical literature, when estimating Taylor rules one can rely on OLS rather than GMM, and benefit from its simplicity and better precision (CARVALHO; NECHIO; TRISTAO, 2018, p. 23).

¹⁴ Os testes de raiz unitária das variáveis podem ser encontrados no Apêndice na Tabela 11.

Ademais, apesar do MQO não ser tão comum entre a literatura revisada, vemos que o método de estimação é empregue em outros trabalhos, como em Branch (2014), Rudebusch (2006) e Judd e Rudebusch (1998). Assim, apesar de possíveis problemas, optamos pela utilização do método de mínimos quadrados ordinários nas estimações.

5 RESULTADOS DOS MODELOS TEÓRICOS MENSIS E TRIMESTRAIS

Atendendo nosso objetivo primário, começamos estimando uma regra de política monetária para o Banco Central do Brasil que compreendia o mandato dos três últimos presidentes da instituição, i.e., de 2003:M1 a 2019:M2. Dessa maneira, teríamos uma estimativa de como a ação conjunta desses presidentes teria se traduzido na resposta do Banco Central ao hiato de inflação e ao hiato do produto ao longo de todo o período.

Em uma primeira tentativa, estimamos especificações da curva de reação que supunham que o COPOM, ao decidir pelo nível de juros, se baseia em estimativas correntes do hiato de inflação e do hiato do produto e inclui uma ou duas defasagens da Selic, de acordo com a equação (7). A tabela abaixo apresenta os resultados dessas regressões com as diferentes medidas de hiato de inflação.

Tabela 1 - Modelos Mensais com Variáveis no Tempo t				
Modelos usando uma defasagem da Selic Meta (2003M01 a 2019M02)				
	1	2	3	4
constante	0.00266 (0.002901)	0.002837 (0.002162)	0.001733 (0.001398)	0.002251 (0.001488)
De		0.118272* (0.028608)		
Dm	0.134429* (0.027579)			
D1			0.022343 (0.033166)	
D2				0.036158 (0.028632)
Gap_ibc	0.111063* (0.020173)	0.109278* (0.020107)	0.127570* (0.021181)	0.127196* (0.021001)
Selic (t-1)	0.96215* (0.019683)	0.961356* (0.020355)	0.975601* (0.012522)	0.969582* (0.013119)
Teste LM				
2 lags	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
3 lags	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
4 lags	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R2 ajust.	0,991623	0,991829	0,990522	0,990694
Modelos usando duas defasagem da Selic Meta (2003M01 a 2019M02)				
	1	2	3	4
constante	0.002312*** (0.001280)	0.002455*** (0.001342)	0.001884** (0.000928)	0.002140** (0.000974)
De		0.059804** (0.027248)		
Dm	0.063731** (0.030364)			
D1			0.007341 (0.019270)	
D2				0.014588 (0.019368)
Gap_ibc	0.069419* (0.014938)	0.070011* (0.014945)	0.070274* (0.016054)	0.072109* (0.015962)
Selic (t-1)	1.380953* (0.126049)	1.364947* (0.121025)	1.440842* (0.113281)	1.430551* (0.120603)
Selic (t-2)	-0.408472* (0.127172)	-0.393689* (0.121797)	-0.461323* (0.111731)	-0.454106* (0.119308)
Teste LM				
2 lags	0,0128	0,0785	0,0002	0,0004
3 lags	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
4 lags	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R2 ajust.	0,992803	0,992879	0,992581	0,992616

Nota: todas as regressões foram realizadas de 2003M01 a 2019M02. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West

* Significativo a 1,0%

** Significativo a 5,0%

*** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Algumas observações já podem ser feitas a partir desses resultados iniciais. Primeiro, nota-se que as especificações propostas fazem um bom trabalho de explicar o movimento da taxa de juros. Grande parte dessa explicação deriva do componente autoregressivo presente na especificação, capturado pelas duas defasagens da taxa Selic, mas nota-se o alto nível de significância do hiato de produto e do hiato de inflação¹⁵. Percebe-se também que os hiatos de inflação que utilizam a variação acumulada em 12 meses do IPCA não são significativos. Tal resultado está em linha com grande parte da literatura nacional, reforçando as evidências de que o Banco Central assumiria uma postura forward-looking ao considerar o nível adequado de taxa de juros na economia. Pelos resultados, também fica visível que a definição dos juros traz consigo uma forte característica de suavização, com o parâmetro estimado da primeira defasagem de juros ou das duas defasagens conjuntas ficando em torno de 0,90.

Um problema notável desses modelos, porém, é a persistência do problema de autocorrelação entre os resíduos. Por estarmos utilizando dados mensais, tais resultados já eram, em parte, esperados. A maioria da literatura nacional resolve este problema incluindo até duas defasagens da taxa de juros, mas, mesmo incluindo duas defasagens nas especificações acima, não conseguimos ajustar esse problema, como pode ser verificado na parte de baixo da tabela (1). De modo a tentar corrigir o problema de autocorrelação, fizemos as regressões defasando as variáveis exógenas ao modelo em conjunto da variável endógena.

¹⁵ Tais conclusões podem ser feitas apesar da presença de autocorrelação e heterocedasticidade, pois estimamos o modelo utilizando uma matriz Hac de Newey West para corrigir os erros padrões dos coeficientes estimados.

Tabela 2 - Periodicidades das Variáveis Testadas nos Modelos Mensais

	Hiato de Inflação	Hiato do Produto	Selic Meta
1	t	t-1	t-1
2	t	t-2	t-1
3	t	t-1	t-1 e t-2
4	t	t-2	t-1 e t-2
5	t-1	t	t-1 e t-2
6	t-2	t	t-1 e t-2
7	t-1	t-1	t-1 e t-2
8	t-2	t-1	t-1 e t-2
9	t-1	t-2	t-1 e t-2
10	t-2	t-2	t-1 e t-2
11	t	t e t-1	t-1 e t-2
12	t	t e t-2	t-1 e t-2
13	t	t-1 e t-2	t-1 e t-2
14	t-1	t e t-1	t-1 e t-2
15	t-1	t e t-2	t-1 e t-2
16	t-1	t-1 e t-2	t-1 e t-2
17	t-2	t e t-1	t-1 e t-2
18	t-2	t e t-2	t-1 e t-2
19	t-2	t-1 e t-2	t-1 e t-2

Fonte: Elaboração própria do autor

Na tabela (2), descrevemos a periodicidade da variável que foi incluída nas regressões realizadas. Cada uma das 19 especificações foi regredida usando as quatro medidas diferentes de hiato de inflação construídas (D_m , D_e , D_1 e D_2). No entanto, os resultados encontrados, num geral, são os mesmos encontrados nas regressões anteriores. As especificações não conseguiram resolver o problema da autocorrelação, as medidas de hiato de inflação que usam a inflação realizada em nenhum momento se mostraram significativas e as medidas de hiato de inflação com expectativas só se mostraram relevantes quando utilizadas no mesmo período da decisão de política monetária (t)¹⁶.

Duas outras maneiras foram utilizadas para tentar lidar com o problema da autocorrelação. Primeiro, estimamos algumas especificações reduzindo a amostra através da remoção do ano de 2003 do período de estimação, visto que o mesmo possuía os maiores resíduos nas regressões anteriores. Nas especificações testadas, representadas na tabela (3), incluímos apenas as medidas de hiato de inflação que utilizavam expectativas (D_m e D_e), as quais apresentaram significância

¹⁶ Os resultados dessas regressões podem ser encontrados no Apêndice nas Tabelas 12 a 15.

estatística nas estimações anteriores. Ainda assim, nenhuma das especificações foi capaz de resolver o problema de autocorrelação¹⁷.

Como uma última tentativa, utilizamos os resíduos das estimações realizadas com as especificações da tabela (3) - apenas com a variável *Dm* como medida do hiato de inflação e incluindo o ano de 2003 - para construir uma variável dummy. A dummy assume o valor de -1 no período com o maior resíduo negativo da estimação, 1 no período com o maior resíduo positivo e 0 para os demais. Construída a dummy, esta foi inserida entre as variáveis explicativas e uma nova estimação era realizada. Caso não se mostrasse suficiente para resolver o problema, eram inseridos na dummy mais um valor 1 e -1, referentes ao segundo maior resíduo positivo e negativo, e realizava-se a estimação novamente. Esse processo foi repetido até terem sido inclusos 7 pares de valores (1, -1). No entanto, nem mesmo com a realização desse processo conseguimos resolver o problema da correlação dos resíduos¹⁸.

Tabela 3 - Periodicidade das Variáveis Testadas nos Modelos Mensais com Amostra Restrita ou com Dummy

	Hiato de Inflação	Hiato do Produto	Selic Meta
1	t	t	t-1
2	t	t	t-1 e t-2
3	t	t-1	t-1
4	t	t-1	t-1 e t-2
5	t	t-2	t-1
6	t	t-2	t-1 e t-2

Fonte: Elaboração própria do autor

Frente esses resultados, decidimos modificar a periodicidade dos dados utilizados nas regressões. Ao invés de utilizarmos dados mensais, em que a dinâmica da variável está mais relacionada a do período anterior, trimestralizamos as séries mensais que estávamos usando anteriormente, tomando o valor da variável no último mês do trimestre como representante daquele período por completo. Um dos benefícios de estimarmos o modelo usando dados trimestrais é que podemos incluir o dado do PIB como uma medida adicional ao IBC-Br para o cálculo do hiato do produto. A série que utilizamos é o índice de volume trimestral do

¹⁷ Os resultados dessas regressões podem ser encontrados no Apêndice nas Tabelas 16 e 17.

¹⁸ Os resultados dessas regressões podem ser encontrados no Apêndice nas Tabelas 18 a 24.

PIB sazonalmente ajustado, disponibilizada no SIDRA, e o método de cálculo do hiato do produto foi o mesmo aplicado sobre a série do IBC-Br, i.e., se aplica o logaritmo sobre a série do PIB e depois se aplica o filtro HP sobre a série logaritmizada¹⁹.

Apesar de viabilizar a utilização do PIB, o teste ADF de raiz unitária informa que a trimestralização dos dados tornou as séries de algumas variáveis não estacionárias. Para transformar as séries em estacionárias, tiramos a primeira diferença das variáveis, as quais acabaram se mostrando integradas de ordem 1. De modo a manter uma uniformidade entre as variáveis do modelo, tiramos também a primeira diferença das variáveis restantes²⁰. Quanto às variáveis explicativas incluídas nas regressões, baseados nos resultados anteriores, limitamos as possibilidades de hiato de inflação às duas medidas que utilizam a expectativa de inflação (*Dm* e *De*). Quanto ao hiato do produto, testamos tanto a nova medida de hiato do produto usando o PIB (*Gap_pib*) quanto a medida calculada através do IBC-Br (*Gap_ibc*). Assim como no caso do modelo mensal, várias especificações diferentes foram testadas, ainda que em um número menor de possibilidades, as quais estão representadas na tabela (4)²¹.

Tabela 4 - Periodicidade das Variáveis Testadas no Modelo Trimestral

	Hiato de Inflação	Hiato do Produto	Selic Meta
1	t	t	t-1
2	t	t-1	t-1
3	t	t-2	t-1
4	t-1	t	t-1
5	t-1	t-1	t-1
6	t-1	t-2	t-1
7	t-2	t	t-1
8	t-2	t-1	t-1
9	t-2	t-2	t-1

Fonte: Elaboração própria do autor

Dentre o grupo de possibilidades testado, vários modelos passaram nos testes de autocorrelação LM com até 4 defasagens e apresentaram bons resultados

¹⁹ O filtro foi aplicado sobre a série do PIB que se inicia em 1996:Q1 e termina em 2020:Q2.

²⁰ Os resultados dos testes de raiz unitária com as variáveis em diferença podem ser encontrados no Apêndice na Tabela 25.

²¹ Os resultados dessas regressões podem ser encontrados no Apêndice nas Tabelas 26 a 29.

no correlograma, mas apenas dois deles passaram nos testes de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera e somente um destes dois conseguiu passar nos testes de heterocedasticidade de White e de Breusch-Pagan-Godfrey (Modelo 2 da Tabela 5). Os resultados destes dois últimos modelos se encontram na tabela (5)²².

Tabela 5 - Modelos Trimestrais com Boas Propriedades Estatísticas		
Modelo 1 (2003Q1 a 2019Q1)		
	Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo
D_Dm	1.236898* (0.157147)	2,032546
D_Selic (t-1)	0.391454* (0.098953)	
Teste LM		
2 lags	0,2589	
3 lags	0,3031	
4 lags	0,2149	
R2 ajust.	0,681252	
Modelo 2 (2003Q1 a 2019Q1)		
	Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo
D_De	0.618247* (0.099392)	1,923869
D_Gap_ibc (t-1)	0.173277* (0.055323)	0,539205
D_Selic (t-1)	0.678644* (0.058764)	
Dummy (2004Q01 e 2015Q03)	0.022148* (0.001817)	
Teste LM		
2 lags	0,4679	
3 lags	0,4693	
4 lags	0,3458	
R2 ajust.	0,774943	

Nota: todas as regressões foram realizadas de 2003Q1 a 2019Q1. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West

* Significativo a 1,0%

** Significativo a 5,0%

*** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Conseguimos perceber algumas características em comum em ambos os modelos. A significância da primeira diferença dos hiatos de inflação com expectativas (D_{Dm} e D_{De}) é uma delas e reforça os resultados encontrados por grande parte da literatura nacional de que o Banco Central assume uma postura forward-looking quando define a taxa de juros no Brasil. Além disso, os valores encontrados para os coeficientes de longo prazo nos indicam que a atuação da autoridade monetária ao longo do período analisado respeitou o princípio de Taylor,

²² Os resultados dos testes destes modelos e o gráfico do ajuste dos modelos podem ser encontrados no Apêndice nas partes Modelo Trimestral 1 e Modelo Trimestral 2.

com valores próximos de 2,0 em ambos os modelos. Esse resultado fica dentro do conjunto de estimativas encontradas na literatura, com valor mínimo de 1,34 e máximo de 4,99²³.

A principal diferença entre os dois modelos acima acaba sendo a relevância do hiato do produto, que se mostra bem significativo no segundo modelo, mas não é significativo no primeiro. Com relação a esse ponto, a literatura nacional não apresenta um conjunto de resultados muito similar. Em alguns trabalhos, a variável se mostra insignificante em algumas especificações, como no caso de Minella *et al.* (2003) e Holland (2005), e em outros chega a possuir o sinal contrário ao defendido pela teoria, como em Minella *et al.* (2002). No nosso caso, vemos que o sinal é positivo, como sugere a teoria, e o coeficiente de longo prazo é 0,5, que é contemplado pelos resultados positivos encontrados na literatura nacional (0,13 a 3,97). Além destes pontos, chama a atenção que a variável do hiato do produto que se mostra significativa é aquela que utiliza os dados do IBC-Br e não a que utiliza o PIB, destoando do que esperávamos.

É importante ressaltar também outra característica da resposta do Banco Central visível nos resultados acima, que é a suavização dos ajustes no instrumento de política monetária. O valor encontrado para o coeficiente de suavização em nossas estimativas é de 0,39 e de 0,67 no modelo 1 e no modelo 2 respectivamente. Nossos valores ficam dentro da banda de resultados mais comuns encontrados na literatura nacional (0,40 a 0,90) e mostram que a autoridade monetária não atribui uma importância excessiva ao nível de juros anterior como sugerem alguns autores. Portanto, de uma maneira geral, os resultados dos modelos estimados indicam que a atuação do Banco Central do Brasil ao longo do período analisado foi forward-looking e respeitou o princípio de Taylor, característica que está vinculada a uma condução da política monetária desejável segundo a teoria.

Porém, como evidencia a literatura nacional e internacional, a resposta do Banco Central ao longo do período pode ter se alterado conforme se modificou o presidente da instituição. Tendo isso em mente, buscamos avaliar se essa alteração também é perceptível nos modelos que encontramos acima. Para capturar essa possível alteração, usamos o mandato de Henrique Meirelles como o período base

²³ Entendemos que, a rigor, essa comparação dos coeficientes encontrados em nossa estimação com aqueles encontrados por Taylor não está totalmente correta, pois nenhuma das nossas variáveis está em nível e isso acaba afetando a interpretação dos coeficientes estimados.

de nosso modelo e incluímos variáveis dummies multiplicativas (slope dummies) referentes aos mandatos dos últimos dois presidentes do Banco Central. A variável (Wt) é a dummy construída para o período em que Alexandre Tombini esteve à frente da instituição, assumindo valor unitário de 2011:Q1 a 2016:Q2 e zero nos demais períodos, e a variável (Wi) é a dummy referente ao mandato de Ilan Goldfajn, que assume valor unitário de 2016:Q3 a 2019:Q1 e 0 nos demais. Tais variáveis são inclusas na equação (7) multiplicando a série do hiato do produto e do hiato de inflação, o que deixa a equação com a seguinte especificação:

$$\Delta i_t = \beta^* \Delta X_t + \gamma^* \Delta Z_t + (1 - \delta) \Delta i_{t-1} + \beta_1^* (Wt * \Delta X_t) + \gamma_1^* (Wt * \Delta Z_t) + \beta_2^* (Wi * \Delta X_t) + \gamma_2^* (Wi * \Delta Z_t) \quad (10)$$

Caso se mostrem significativas estatisticamente, os coeficientes (β_1^* , γ_1^* , β_2^* e γ_2^*) capturariam a modificação na postura do Banco Central entre os mandatos dos presidentes. Pelos resultados obtidos, apresentados na tabela (6), observa-se que de fato existiram modificações na postura do Banco Central do Brasil²⁴.

²⁴ Como a variável do hiato do produto no modelo 1 não havia se mostrado significativa na estimação para todo o período, estimamos dois modelos 1 com as variáveis dummy. Um incluindo o hiato do produto mensurado pela variável do PIB e o outro incluindo a medida de hiato do produto estimada através do IBC-Br.

Tabela 6 - Modelos Trimestrais Permitindo Mudança de Resposta

Modelo 1 com D_Gap_ibc (2003Q1 a 2019Q1)			Modelo 1 com D_Gap_pib (2003Q1 a 2019Q1)		
	Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo		Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo
Dm	1.315171* (0.110407)	2,557221	Dm	1.308326* (0.125637)	2,123844
D_Gap_ibc	-0.014854 (0.055033)		D_Gap_pib	0.050239 (0.143344)	
D_Selic (t-1)	0.485703* (0.135838)		D_Selic (t-1)	0.383982* (0.115763)	
Wt*Dm	-0.722142*** (0.418259)	1,153087	Wt*Dm	-0.689891 (0.455919)	
Wt*D_Gap_ibc	0.080594 (0.111265)		Wt*D_Gap_pib	-0.006729 (0.180449)	
Wi*Dm	-0.541486** (0.223391)	1,504354	Wi*Dm	-0.744321* (0.206837)	0,915566
Wi*D_Gap_ibc	-0.222698* (0.067086)	-0,433014	Wi*D_Gap_pib	-0.669720** (0.308132)	-1,087176
Teste LM			Teste LM		
2 lags	0,1137		2 lags	0,5683	
3 lags	0,0229		3 lags	0,4384	
4 lags	0,0237		4 lags	0,3476	
R2 ajust.	0,710127		R2 ajust.	0,687855	

Modelo 2 (2003Q1 a 2019Q1)		
	Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo
De	0.697417* (0.069496)	1,756072
D_Gap_ibc (t-1)	0.16089*** (0.083364)	0,405115
D_Selic (t-1)	0.602854* (0.0000)	
Wt*De	-0.569468* (0.154468)	0,322171
Wt*D_Gap_ibc (t-1)	-0.095798 (0.113722)	
Wi*De	-0.562508* (0.168052)	0,339696
Wi*D_Gap_ibc (t-1)	-0.274003** (0.129078)	-0,284815
Teste LM		
2 lags	0,9714	
3 lags	0,8463	
4 lags	0,9301	
R2 ajust.	0,733595	

Nota: todas as regressões foram realizadas de 2003Q1 a 2019Q1. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West

* Significativo a 1,0%

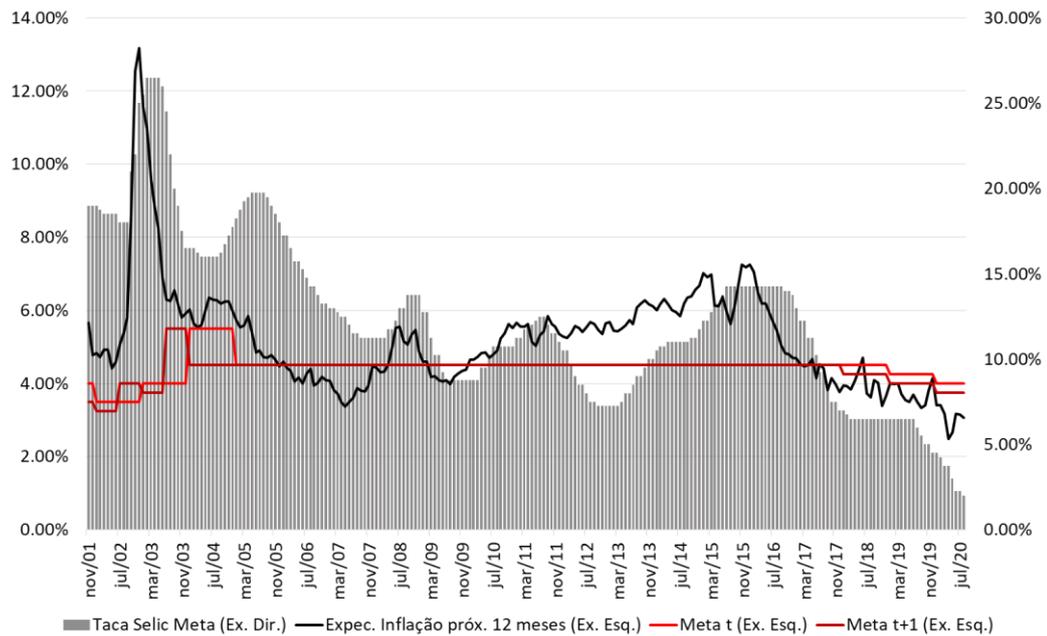
** Significativo a 5,0%

*** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Começando pela resposta do Banco Central ao hiato de inflação, fica bem claro pelos resultados dos modelos que essa foi significativamente reduzida nos mandatos seguintes ao de Henrique Meirelles à frente da autoridade monetária. A resposta mais forte do COPOM a desvios da inflação da meta da autoridade monetária provavelmente está vinculada à necessidade de se conter as expectativas de inflação, que, em meio aos choques de 2002 e 2003 destacados por Minella *et al.* (2002), mostraram um avanço significativo nesse período. Tal dinâmica fica clara ao olharmos o gráfico (1), que cruza a evolução da mediana da expectativa de inflação do mercado para os próximos 12 meses com a taxa Selic meta e as metas do ano corrente e seguinte.

Gráfico 1 - Taxa Selic, Expectativas e Metas de Inflação



Fonte: Elaboração própria do autor

Como podemos ver, no início de 2003, as expectativas de inflação rondavam a casa dos 13,0% a.a., partindo de um nível de 4,41% em meados de 2002. Essa rápida desancoragem das expectativas de inflação teria levado o Banco Central a assumir uma postura mais dura em relação a desvios da expectativa da meta, o que justifica a elevada estimativa de coeficiente obtida durante o mandato de Henrique Meirelles. Deixando a posição no início de 2011, Meirelles cedeu seu espaço a Alexandre Tombini, para quem os modelos apontam uma resposta bem mais comedida à inflação (1,15 frente algo entre 1,75 e 2,55 no mandato anterior). No caso do Modelo 2, a estimativa (0,32) inclusive não respeita o princípio de Taylor, sugerindo uma acomodação, durante seu mandato, de desvios da expectativa de inflação da meta.

Esse último resultado está em linha com evidências encontradas em outros trabalhos da literatura nacional, como Cortes e Paiva (2017) e Barbosa *et al.* (2016), que encontram estimativas próximas, entre 0,4 e 0,0, para a resposta do Banco Central ao hiato de inflação nesse período. Não surpreende, portanto, que sobre tal atuação as expectativas de inflação tenham permanecido acima da meta estabelecida para o período durante praticamente todo o mandato de Alexandre Tombini. Destaca-se inclusive que, de meados de 2011 ao primeiro trimestre de 2013, o Banco Central se encontrava num ciclo de cortes de juros ao mesmo tempo

em que a expectativa se distanciava da meta estabelecida, num movimento contrário ao que recomenda a teoria. As expectativas só voltaram a convergir para a meta de maneira mais clara a partir do momento em que Ilan Goldfajn assumiu a presidência do Banco Central. No entanto, se Tombini conviveu com um hiato de inflação positivo durante grande parte do mandato, Ilan conviveu com um hiato de inflação negativo.

Depois de convergir para a meta de inflação no seu primeiro ano de mandato como presidente do Banco Central, as expectativas de inflação permaneceram abaixo da meta durante praticamente todo o restante do período de Ilan à frente da instituição. Como aponta a maioria das estimativas acima, assim como no mandato anterior, o Banco Central não proporcionou ajustes na taxa de juros real da economia frente desvios da inflação da meta, aumentando a cada 1 p.p. de avanço na inflação, algo entre 0,33 a 0,91 na taxa Selic meta. Dessa maneira, fica claro que o Banco Central, frente à abertura do hiato de inflação, não reduzia a taxa de juros o suficiente para estimular a economia e proporcionar a convergência da inflação à meta a partir do final de 2017. Essa posição do Banco Central foi inclusive alvo de crítica de agentes do mercado, que acreditavam que a autoridade deveria ter uma postura mais agressiva frente ao baixo nível de atividade econômica, elevado desemprego e inflação aparentemente sobre controle (SENNÁ, 2019).

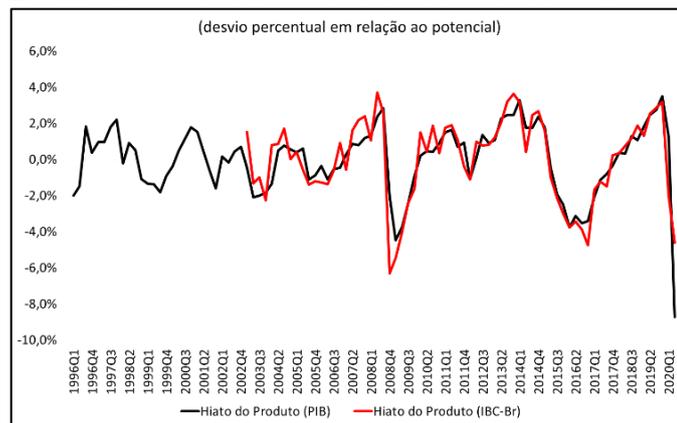
Quanto ao hiato do produto, os resultados se mostram mistos. Durante o mandato de Henrique Meirelles e de Alexandre Tombini, a variável parece não ter significância, segundo as duas alternativas do modelo 1. A variável se mostra significativa para esses presidentes apenas no modelo 2, onde não capturamos uma mudança na resposta à variável entre os dois mandatos, ficando estimada a 0,40. O valor atribuído a variável não é excessivo e fica próximo do valor sugerido por Taylor (1993) para o Federal Reserve. Tem maior destaque, porém, os resultados negativos, em todas as regressões, para o coeficiente de resposta ao hiato do produto durante o mandato de Ilan Goldfajn.

Esses resultados se encontram em clara contraposição ao que sugere a teoria revisada nos capítulos anteriores. Duas justificativas podem explicar esse resultado: i) a amostra de dados é muito pequena e ii) a estimativa do hiato do produto que estamos usando não reflete a estimativa correta para a variável durante esse período. Com relação ao primeiro ponto, nossa amostra trimestral contempla apenas 11 observações para o período de Ilan Goldfajn como presidente do Banco

Central, significativamente abaixo das 22 e 31 observações para o período de Alexandre Tombini e de Henrique Meirelles. Um número tão restrito de observações pode prejudicar uma estimação mais precisa da relação entre as variáveis.

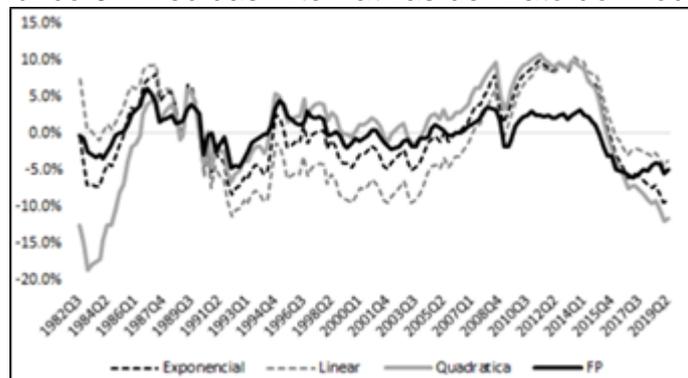
A resposta negativa também pode estar relacionada a nossa medida do hiato do produto, a qual pode não representar de maneira correta o valor verificado de fato para o hiato do produto no período. Como já destacamos na revisão bibliográfica, a literatura mostra que as estimativas de hiato do produto estão envoltas em incerteza e uma estimação errada destas pode levar a conclusões incorretas ao se avaliar a condução da política monetária em um determinado período. Neste trabalho utilizamos o filtro HP para construir a variável do hiato do produto, a qual, ainda que seja amplamente empregue na literatura, possui problemas conhecidos no cálculo dos valores na extremidade da série, pois tende a trazê-los de volta ao seu valor médio. Tentamos contornar este problema aplicando o filtro HP sobre um período mais longo da série do PIB e do IBC-Br do que o de fato utilizado nas estimações, mas o mesmo pode não ter sido suficiente. Além disso, vale notar que a série dessas duas variáveis que utilizamos para o cálculo contemplam os primeiros dois trimestres de 2020, quando as restrições à mobilidade e o isolamento social empregue para o combate ao avanço do COVID-19 tiveram grande impacto negativo sobre a atividade econômica. A inclusão desses dados quando utilizamos o filtro HP para construir a medida de hiato, em conjunto do problema de ponta já conhecido desse filtro, pode ter resultado no aparente significativo descompasso de nossa medida de hiato do produto em relação a de outros trabalhos. No gráfico (2), temos a medida construída neste trabalho e, nos gráficos (3) e (4), temos as estimativas de hiato do produto realizadas através de outros métodos pelo IBRE e a estimativa calculada pelo Banco Central, respectivamente.

Gráfico 2 - Medidas de Hiato do Produto usadas neste trabalho



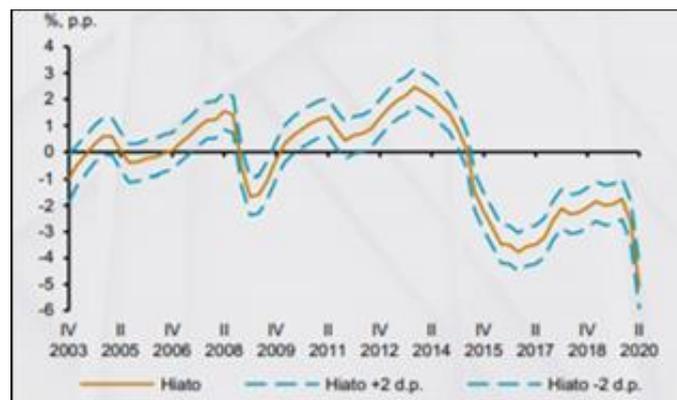
Fonte: Elaboração própria do autor

Gráfico 3 - Medidas Alternativas de Hiato do Produto



Fonte: Considera, Andrade e Trece (2020) O Hiato do Produto Brasileiro - 1980-2019

Gráfico 4 - Medida de Hiato do Produto do Banco Central



Fonte: Banco Central do Brasil (2020) Relatório de Inflação

Como podemos observar, nossa medida indica que o hiato do produto teria, após a forte recessão de 2015 e 2016, se fechado por completo até o final de 2017 e passado a abrir novamente, desta vez positivamente, até chegar em seu valor máximo ao final de 2019. Tal trajetória do hiato do produto parece ser bem irrealista.

É difícil acreditar que um fechamento tão rápido do hiato do produto e subsequente sobreaquecimento da economia brasileira não teria resultado em uma aceleração da inflação neste período. Ainda assim, ao olharmos para a dinâmica da inflação no gráfico (1), vemos que a inflação se manteve “comportada” ao longo de todo o período, o que é mais uma sinalização de uma possível inadequação da variável utilizada. As estimativas do IBRE e do Banco Central parecem mais condizentes com essa dinâmica inflacionária observada ao mostrarem que o hiato se manteve em terreno negativo durante grande parte do mandato de Ilan Goldfajn. Sobre essas evidências, fica difícil de se argumentar que o coeficiente estimado para o hiato do produto durante o mandato de Ilan Goldfajn captura da maneira correta a resposta da autoridade monetária a essa variável e não um possível erro na medida que utilizamos nas regressões. Assim, antes de concluirmos sobre a resposta do Banco Central durante o mandato de Ilan Goldfajn como presidente da autoridade monetária, seria interessante utilizar métodos alternativos de mensuração do hiato do produto para verificar se a resposta da autoridade monetária continua a manter o sinal negativo verificado neste trabalho.

Apesar dos resultados acima terem, em grande medida, trazido uma boa explicação quanto ao comportamento do Banco Central ao longo dos últimos anos, não deixamos de notar que a explicação dos modelos encontrados não é muito elevada, com o R quadrado ajustado rondando a casa dos 0,70 de explicação. Dada essa característica, buscamos estimar outras especificações com o objetivo de encontrar um R² ajustado mais elevado, i.e., próximo de 0,90. Para atingir esse objetivo, desviamos um pouco de uma especificação mais teórica e comum na literatura.

6 RESULTADOS DOS MODELOS ALTERNATIVOS

Para criar as novas especificações, nos inspiramos no artigo de Ramos e Portugal (2019), no qual os autores aplicam algumas alterações às variáveis explicativas construídas na seção anterior. Ao invés de utilizar a taxa Selic nominal em nível ou sua primeira diferença como regressando, os autores constroem uma variável que utiliza o Swap Pré x Di de 90 dias, a média do IPCA do período em análise e a taxa de juros real de longo prazo da economia.

Diferente dos autores, porém, utilizamos a taxa Selic meta ao invés do Swap e descontamos dessa variável a tendência de queda da taxa de juros neutra real de longo prazo e a meta interpolada de inflação, construída na seção anterior, ou a média da variação do IPCA no período de análise. A trajetória de queda dessas variáveis – taxa de juros neutra real e meta de inflação - ao longo do tempo poderia ser a fonte de uma possível não estacionariedade da taxa de juros Selic, o que justifica o processo realizado sobre o regressando.

Para chegar na variável utilizada como regressando, tivemos de construir a série da taxa de juros real de longo prazo da economia. Para tanto, utilizamos a série mensal da taxa de juros Selic acumulada no mês, disponibilizada no site do Banco Central do Brasil. Utilizando a taxa acumulada no mês, construímos a série da taxa Selic acumulada em 12 meses e a dividimos pela variação acumulada em 12 meses do IPCA, construindo assim uma série de taxa de juros real ex-post. Como as regressões seriam realizadas com dados trimestrais, transformamos a série mensal em trimestral da mesma maneira que realizamos o processo no capítulo anterior, ou seja, pegando o valor da variável no último mês do trimestre e assumindo que esta representa o valor da variável durante todo o período. Para conseguir a taxa neutra real de longo prazo da economia, aplicamos o filtro HP na série trimestral e pegamos a série de tendência gerada pelo filtro como nossa estimativa de taxa neutra real. Depois, para obtermos a nova série de juros (H_s), dividimos a taxa Selic meta pela série da taxa neutra criada. Por fim, dividimos a variável resultante pela meta de inflação interpolada ou pela média do IPCA no período analisado, criando assim duas possibilidades de regressando.

Como medidas do hiato de inflação, utilizamos três variáveis diferentes. A primeira utiliza a variação acumulada em 12 meses do IPCA (H_{12}), obtida no SIDRA; a segunda utiliza a mediana da expectativa do mercado para a inflação nos

próximos 12 meses (*Hex*), a qual foi obtida no site do Banco Central; e a terceira utiliza a variação trimestral do IPCA anualizada (*Htri*). Para mensurar o hiato, descontamos da variável a meta interpolada ou a média da variação acumulada em 12 meses do IPCA no período de análise, utilizando a mesma variável que foi descontada no regressando. Para o hiato do produto, utilizamos a medida que aplica o filtro HP na série logaritmizada do índice de volume trimestral do PIB sazonalmente ajustada (*Gap_pib*).

Assim como na seção anterior, começamos estimando as especificações que incluíam no modelo apenas variáveis no tempo *t* e que descontavam a meta interpolada ou a média do IPCA do regressando e das medidas de preços²⁵. Os resultados estão na tabela (7):

Tabela 7 - Modelos Alternativos com Variáveis no Tempo <i>t</i>			
Modelo descontando a meta interpolada (2003Q1 a 2019Q4)			
	1	2	3
Htri	0,051926*** (0,027039)		
H12		0,167741* (0,052616)	
Hex			0,348520* (0,100048)
Gap_Pib	0,096662 (0,069494)	0,085205 (0,068771)	0,038353 (0,069661)
Hs (t-1)	1,326324* (0,064690)	1,192680* (0,063870)	1,214879* (0,077135)
Hs (t-2)	-0,415014* (0,070499)	-0,389507* (0,055285)	-0,389238* (0,069066)
D03Q03	-0,052231* (0,002454)	-0,056995* (0,003716)	-0,049054* (0,002318)
Teste LM			
2 lags	0,0117	0,0035	0,0202
3 lags	0,0064	0,0005	0,0124
4 lags	0,0025	0,0015	0,0105
R2 ajust.	0,955708	0,960302	0,961050
Modelo descontando a média do IPCA (2003Q1 a 2019Q4)			
	1	2	3
Htri	0,051712*** (0,027040)		
H12		0,168114** (0,067198)	
Hex			0,198461* (0,059321)
Gap_Pib	0,100509 (0,072171)	0,099902 (0,069233)	0,080592 (0,064909)
Hs (t-1)	1,341012* (0,069040)	1,206224* (0,069344)	1,306842* (0,074361)
Hs (t-2)	-0,420257* (0,074931)	-0,381956* (0,068857)	-0,426449 (0,069745)
D03Q03	-0,040648 (0,002224)	-0,047525 (0,004781)	-0,038862* (0,002423)
Teste LM			
2 lags	0,0126	0,0037	0,0071
3 lags	0,0096	0,0007	0,0047
4 lags	0,0048	0,0019	0,0053
R2 ajust.	0,955351	0,95936	0,959894

Nota: todas as regressões foram realizadas de 2003Q1 a 2019Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West

* Significativo a 1,0%

** Significativo a 5,0%

*** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

²⁵ Antes de realizarmos as regressões, fizemos os testes ADF de raiz unitária para as variáveis, as quais se mostraram estacionárias. Os resultados destes testes podem ser encontrados no Apêndice na Tabela 32.

Assim como na seção anterior, observa-se que às especificações que incluem as variáveis correntes, embora mostrem um nível de explicação dentro do que procuramos, apresentam problema de autocorrelação nos resíduos. Frente esse resultado, passamos a estimar as especificações usando defasagens das variáveis exógenas em conjunto de defasagens das variáveis endógenas. Para as especificações que descontam a meta interpolada do regressando e do hiato de inflação, foram testados, para cada uma das três medidas de hiato (H_{tri} , H_{12} , H_{ex}), 18 especificações diferentes, as quais podem ser vistas na tabela (8). O mesmo processo foi realizado para as especificações que descontam a média da variação do IPCA²⁶.

Tabela 8 - Periodicidade das Variáveis Testadas no Modelo Alternativo

	Hiato de Inflação	Hiato do Produto	Selic Meta
1	t	t	t-1 e t-2
2	t	t-1	t-1 e t-2
3	t	t-2	t-1 e t-2
4	t	t e t-1	t-1 e t-2
5	t	t e t-2	t-1 e t-2
6	t	t-1 e t-2	t-1 e t-2
7	t-1	t	t-1 e t-2
8	t-1	t-1	t-1 e t-2
9	t-1	t-2	t-1 e t-2
10	t-1	t e t-1	t-1 e t-2
11	t-1	t e t-2	t-1 e t-2
12	t-1	t-1 e t-2	t-1 e t-2
13	t-2	t	t-1 e t-2
14	t-2	t-1	t-1 e t-2
15	t-2	t-2	t-1 e t-2
16	t-2	t e t-1	t-1 e t-2
17	t-2	t e t-2	t-1 e t-2
18	t-2	t-1 e t-2	t-1 e t-2

Fonte: Elaboração própria do autor

Dentre todas essas regressões, nenhuma das que descontam a meta interpolada conseguiu resolver o problema da correlação residual. No entanto, três regressões que descontam a média do IPCA tiveram bons resultados nos testes

²⁶ Os resultados destes modelos e dos testes podem ser encontrados no Apêndice nas Tabelas 33 a 44.

estatísticos de normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação. Na tabela (9) se encontra o resultado dessas regressões²⁷.

Tabela 9 - Modelos Alternativos com Boas Propriedades Estatísticas

Modelo Alternativo 1 (2003Q1 a 2019Q4)			Modelo Alternativo 2 (2003Q1 a 2019Q4)		
	Coefficientes de Curto Prazo	Coefficientes de Longo Prazo		Coefficientes de Curto Prazo	Coefficientes de Longo Prazo
H12 (t-1)	0,200588* (0,060916)	1,040632	H12 (t-1)	0,194154* (0,059944)	0,909250
Gap_pib	0,171767* (0,063612)	0,891111	Gap_pib (t-1)	0,203191** (0,080228)	0,951572
Gap_pib (t-2)	-0,139701** (0,061831)	-0,724756	Gap_pib (t-2)	-0,202714** (0,085398)	-0,943338
Hs (t-1)	1,483240* (0,065388)		Hs (t-1)	1,439991* (0,061202)	
Hs (t-2)	-0,675996* (0,051344)		Hs (t-2)	-0,653523* (0,056532)	
D03Q03	-0,049871* (0,004348)		D03Q03	-0,047068* (0,004145)	
Teste LM			Teste LM		
2 lags	0,1581		2 lags	0,1474	
3 lags	0,1398		3 lags	0,1565	
4 lags	0,184		4 lags	0,2332	
R2 ajust.	0,963013		R2 ajust.	0,961051	

Modelo Alternativo 3 (2003Q1 a 2019Q4)		
	Coefficientes de Curto Prazo	Coefficientes de Longo Prazo
H12 (t-2)	0,161614* (0,037789)	0,966117
Gap_pib (t-1)	0,216155* (0,078244)	1,292159
Gap_pib (t-2)	-0,192614** (0,095160)	-1,15433
Hs (t-1)	1,561359* (0,054864)	
Hs (t-2)	-0,728641* (0,060564)	
D03Q03	-0,047112* (0,002287)	
Teste LM		
2 lags	0,1095	
3 lags	0,0969	
4 lags	0,1211	
R2 ajust.	0,949738	

Nota: todas as regressões foram realizadas de 2003Q1 a 2019Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West

* Significativo a 1,0%

** Significativo a 5,0%

*** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Comparando os resultados dessas estimações com os encontrados na seção anterior, alguns pontos chamam a atenção. Primeiro, vemos que as especificações desta seção incluem mais variáveis explicativas, bem como uma maior explicação da dinâmica da variável dependente. As estimações da tabela (9) possuem um R quadrado ajustado em torno de 0,95, enquanto as estimações da tabela (5) possuem uma explicação da ordem de 0,70. Outra característica dos resultados da tabela (9) é o parâmetro de suavização mais elevado, entre 0,78 e 0,83, frente o coeficiente encontrado anteriormente, que fica entre 0,39 e 0,67.

²⁷ Os resultados dos testes destes modelos e o gráfico do ajuste do modelo podem ser encontrados no Apêndice nas partes Modelo Trimestral Alternativo 1, Modelo Trimestral Alternativo 2 e Modelo Trimestral Alternativo 3.

As modificações mais significativas, porém, se encontram na resposta ao hiato de inflação. A variável agora aparece defasada em todos os resultados acima e deixa de indicar uma atuação forward-looking da autoridade monetária, visto que o hiato de inflação utiliza a variação realizada em 12 meses do IPCA e não sua expectativa. Ademais, vemos que o coeficiente de longo prazo não indica mais que a autoridade monetária possui uma atuação forte frente desvios do hiato de inflação. Com o coeficiente estimado entre 0,90 e 1,0, o modelo indica que o Banco Central do Brasil, quando modificou os juros, apenas ajustou o nível nominal da taxa Selic, de modo a manter a taxa de juros real constante. Em relação ao hiato do produto, a variável se mostra significativa em todos as estimações e é inclusa com até duas defasagens, como pode ser visto no modelo 2 e no modelo 3. Apesar de significativa, a importância atribuída à dinâmica da variável por parte do Banco Central acaba ficando abaixo da verificada nas estimações do capítulo anterior, quando comparamos a soma dos dois coeficientes de longo prazo do hiato do produto em relação ao resultado das estimações anteriores (entre 0,0 e 0,2 frente 0,5 das regressões estimadas no capítulo anterior).

Na sequência, decidimos rodar os modelos acima incluindo as dummies referentes aos mandatos dos banqueiros centrais para ver se os resultados apontavam para um comportamento similar ao verificado nas estimações do capítulo anterior.

Tabela 10 - Modelos Alternativos Permitindo Mudança de Resposta

Modelo Alternativo 1 (2003Q1 a 2019Q4)			Modelo Alternativo 2 (2003Q1 a 2019Q4)		
	Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo		Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo
H12 (t-1)	0,170538* (0,045527)	0,833670	H12 (t-1)	0,146346* (0,048921)	0,685651
Gap_pib	0,265072* (0,028792)	1,295796	Gap_pib (t-1)	0,314761* (0,055658)	1,474698
Gap_pib (t-2)	-0,143309* (0,047637)	-0,700562	Gap_pib (t-2)	-0,284574* (0,079265)	-1,333268
Hs (t-1)	1,394526* (0,072508)		Hs (t-1)	1,357304* (0,073131)	
Hs (t-2)	-0,599089* (0,061412)		Hs (t-2)	-0,570745* (0,072624)	
D03Q03	-0,044334* (0,003627)		D03Q03	-0,040660* (0,003808)	
Wt*H12 (t-1)	0,104253 (0,073024)		Wt*H12 (t-1)	0,103448 (0,064844)	
Wt*Gap_pib	-0,125842*** (0,070247)	0,680622	Wt*Gap_pib (t-1)	-0,162777*** (0,076611)	0,712066
Wt*Gap_pib (t-2)	0,086448 (0,077586)		Wt*Gap_pib (t-2)	0,201113*** (0,090610)	-0,391026
Wi*H12 (t-1)	-0,091683 (0,062761)		Wi*H12 (t-1)	0,082216 (0,071166)	
Wi*Gap_pib	-0,692443* (0,136459)	-2,089190	Wi*Gap_pib (t-1)	-0,319236*** (0,187482)	-0,020966
Wi*Gap_pib (t-2)	0,508580* (0,098256)	-1,190381	Wi*Gap_pib (t-2)	0,358992** (0,171625)	0,348658
Teste LM			Teste LM		
2 lags	0,8302		2 lags	0,6170	
3 lags	0,5243		3 lags	0,7451	
4 lags	0,6649		4 lags	0,8377	
R2 ajust.	0,97042		R2 ajust.	0,96523	
Modelo Alternativo 3 (2003Q1 a 2019Q4)					
	Coeficientes de Curto Prazo	Coeficientes de Longo Prazo			
H12 (t-2)	0,143395* (0,041651)	0,823286			
Gap_pib (t-1)	0,325282* (0,053204)	1,867569			
Gap_pib (t-2)	-0,303051* (0,083492)	-1,739932			
Hs (t-1)	1,498711* (0,0822745)				
Hs (t-2)	-0,672885* (0,086271)				
D03Q03	-0,043139* (0,003233)				
Wt*H12 (t-1)	0,017913 (0,094150)				
Wt*Gap_pib	-0,208749* (0,071617)	0,669061			
Wt*Gap_pib (t-2)	0,246159* (0,089929)	-0,326639			
Wi*H12 (t-1)	-0,015271 (0,069289)				
Wi*Gap_pib	-0,451623* (0,174614)	-0,725372			
Wi*Gap_pib (t-2)	0,514962* (0,168712)	1,216663			
Teste LM					
2 lags	0,1799				
3 lags	0,3340				
4 lags	0,1299				
R2 ajust.	0,95391				

Nota: todas as regressões foram realizadas de 2003Q1 a 2019Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West

* Significativo a 1,0%

** Significativo a 5,0%

*** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Esse tipo de estimação, como pode ser visto pela tabela (10), traz resultados diferentes aos verificados nos modelos do capítulo anterior. Um de maior destaque é a inexistência de uma alteração na resposta do Banco Central ao hiato de inflação entre os mandatos dos três presidentes do Banco Central. O coeficiente estimado não só não se modifica, como também assume valores que não respeitam o princípio de Taylor (entre 0,68 e 0,83). Tal diferença é marcante em relação à estimativa encontrada anteriormente para o mandato de Henrique Meirelles à frente da instituição, a qual indicava uma resposta bem agressiva da autoridade monetária à desvios da expectativa de inflação. Já em relação ao mandato dos dois

presidentes subsequentes, o resultado acaba reforçando a postura mais leniente à inflação de ambos, mas principalmente no mandato de Ilan Goldfajn, o que está em linha com o resultado verificado também no modelo 2 e 3 do capítulo anterior.

Quanto à resposta ao hiato do produto, percebe-se que as estimações mostram a significância da variável em todos os mandatos dos presidentes, divergindo dos resultados anteriores, onde essa importância não era visível em todos os modelos. Frente uma estimativa entre 0,12 e 0,59 para o mandato de Henrique Meirelles, os modelos apontam de maneira unânime para um aumento da importância da variável durante o mandato de Alexandre Tombini, com a estimativa ficando entre 0,46 e 1,27. Esse aumento da resposta durante o mandato de Tombini também é evidenciado por Barbosa *et al.* (2016) e Cortes e Paiva (2017), embora não seja capturado pelos nossos modelos da seção anterior. Para o mandato do Ilan Goldfajn, os resultados não possuem uma sinalização clara, mostrando desde um forte recuo no modelo 1 para -2,68 até um avanço no modelo 3 para 0,61.

7 CONCLUSÃO

Neste trabalho buscamos estimar uma regra de política monetária para o Banco Central do Brasil do tipo de Taylor para o período compreendendo o mandato dos últimos três presidentes da instituição: Henrique Meirelles, Alexandre Tombini e Ilan Goldfajn. Apesar de sua simplicidade, regras do tipo de Taylor são ferramentas úteis para compreender a atuação da autoridade monetária. Sua especificação relaciona a evolução do instrumento de política - a taxa de juros - aos objetivos da autoridade monetária, como a procura pela estabilidade da inflação e do produto em torno de um alvo.

De modo a atingir nosso objetivo, usamos um modelo de ajuste parcial da taxa de juros, segundo o qual o Banco Central, a cada período, possui um valor ótimo para o instrumento de política monetária frente às condições econômicas, dadas pelo hiato do produto e pelo hiato de inflação. No entanto, este modelo supõe que o nível de juros definido pela autoridade monetária contempla apenas uma fração do ajuste implicado pela diferença entre o nível ótimo de juros para o período corrente e o nível de juros do período anterior. Dessa maneira, o Banco Central adotaria uma postura de suavizar os ajustes na taxa de juros da economia.

Empregando o método de estimação de mínimos quadrados ordinários, começamos nosso exercício estimando nossa regra de política monetária com dados mensais. No entanto, em função da persistência do problema de autocorrelação residual, mudamos a periodicidade dos dados para trimestral para realizar as estimações. Nosso primeiro grupo de estimações, que utilizam especificações de regras de política monetária mais comuns na literatura, indicaram que o Banco Central do Brasil teria atuado de maneira forward-looking ao definir o nível adequado de política. Sua resposta ao hiato de inflação teria respeitado o princípio de Taylor, provocando ajustes na taxa de juros real da economia para desvios da expectativa de inflação da meta. Quanto ao hiato do produto, nossas estimações indicam que, apesar de não possuir um mandato diretamente atrelado à evolução da atividade, o Banco Central teria respondido à evolução da demanda agregada ao definir o nível de juros, mas não de maneira excessiva como sugerem alguns trabalhos. Respeitando o princípio de Taylor e apresentando uma resposta comedida ao hiato do produto, o Banco Central teria atuado de maneira condizente

com o que a literatura em torno de regras de política entende como boas práticas de condução da política monetária.

Apesar de sua utilidade na caracterização da atuação do Banco Central, a explicação estatística não muito elevada desse primeiro grupo de estimações nos levou a estimar um segundo grupo, cuja regra utilizada possui algumas divergências em relação à literatura convencional na construção das variáveis e está mais vinculada a estimações de modelos de DSGE. Além de apresentarem uma explicação maior, o segundo grupo de regras tem algumas diferenças em relação aos resultados anteriores. Dentre as divergências, se destaca a sinalização de uma atuação backward-looking por parte do Banco Central e uma resposta ao hiato de inflação da autoridade monetária que não respeitaria o princípio de Taylor. Quanto a esse último ponto, a resposta estimada indica que o Banco Central teria acomodado choques de preços, provendo ajustes apenas na taxa de juros nominal a movimentos no hiato de inflação.

Entendendo que a resposta do Banco Central poderia ter se modificado entre os mandatos dos presidentes da autoridade monetária, inserimos variáveis dummies multiplicativas referentes ao mandato de Alexandre Tombini e Ilan Goldfajn nas regras dos dois grupos de estimações, tomando como base o mandato de Henrique Meirelles. Nossas estimações, porém, não trazem resultados claros quanto a esse ponto. Nosso primeiro grupo de estimações indica que a resposta ao hiato de inflação parece ter diminuído a cada nova presidência. Apenas durante o mandato de Meirelles nossas estimações indicam uma resposta ao hiato de inflação que respeita o princípio de Taylor. Sobre a presidência de Goldfajn e Tombini, a autoridade monetária parece ter atuado de maneira a acomodar desvios da inflação da meta, i.e., sem provocar ajustes na taxa de juros real a movimentos da inflação. No segundo grupo de estimações, porém, nossos resultados indicam que não teriam ocorrido alterações na resposta do Banco Central ao hiato de inflação entre os três mandatos. Ademais, sinaliza que a autoridade monetária teria falhado em atender o princípio de Taylor mesmo no mandato de Henrique Meirelles a frente do Banco Central.

Quanto ao hiato do produto, nossos resultados também não são unânimes. Nosso primeiro grupo de estimações não indica que houve uma alteração na resposta da autoridade monetária ao hiato do produto entre os mandatos de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini. No entanto, nosso segundo grupo de

estimações indica um aumento da resposta a essa variável durante o mandato de Alexandre Tombini, o que está em linha com o resultado de outros trabalhos nacionais. O que mais chama a atenção, porém, são os coeficientes negativos estimados para a resposta do Banco Central ao hiato do produto durante o mandato de Ilan Goldfajn. Essa resposta, contrária ao que prescreve a teoria, é encontrada tanto no primeiro quanto no segundo grupo de estimações. Uma das possíveis explicações seria o método que utilizamos para calcular o hiato do produto. Apesar de ser um método comum na literatura, a estimativa obtida pelo filtro HP apresenta um comportamento que não parece condizer com a evolução da inflação durante este período, indicando um forte fechamento do hiato no ano de 2017 e uma posterior abertura em 2018 e 2019. Além disso, nossa estimativa destoa de maneira significativa de estimativas de outros trabalhos.

Frente estes resultados, não podemos concluir com clareza qual teria sido a condução da política monetária por parte do Banco Central de 2003 a 2019. As duas regras de política monetária estimadas mostram divergências significativas quanto às estimativas para os coeficientes de resposta da autoridade monetária às condições econômicas. Pode-se argumentar que por adotarem métodos mais tradicionais dentro da literatura para a construção das variáveis, os resultados do primeiro grupo de estimações seriam mais adequados para a análise. Por outro lado, o maior grau de explicação do segundo grupo estimado poderia ser um argumento válido para se considerar seus resultados como os corretos para a análise. Para nós, porém, não é claro qual resultado seria o mais apropriado, o que abre espaço para uma investigação mais aprofundada sobre o tema.

Uma alteração clara que poderia ser feita às regras estimadas neste trabalho é a alteração do método para a estimação do hiato do produto. Como aponta a literatura, as estimativas de hiato do produto estão envoltas em incerteza e a utilização de uma medida errada pode levar a conclusões equivocadas quanto à atuação da autoridade monetária. A extração de uma tendência linear, uma tendência quadrática, ou mesmo a utilização de uma função de produção como método de estimação do produto potencial pode ser mais adequada do que a aplicação que fizemos do filtro HP para a estimação do hiato do produto. Além deste ponto, vale notar que estamos utilizando dados revisados do PIB e do IBC-Br para o cálculo do hiato do produto. Conforme documentado na literatura, dados revisados não refletem os verdadeiros valores da variável que estavam disponíveis à

autoridade monetária no momento de decisão do nível adequado de juros e podem, assim, levar a conclusões equivocadas sobre a condução da política monetária no passado.

Quanto à inflação, a utilização de uma medida de núcleo de preços ou a expectativa de inflação provida pelo Banco Central no Relatório de Inflação, divulgado a cada trimestre, pode ser mais adequada do que as que utilizamos neste trabalho. A medida de preços cheia pode ser afetada por efeitos temporários que não se refletem no núcleo de inflação, o que pode vir a sinalizar a necessidade de atuação da autoridade monetária de maneira indevida, visto que o Banco Central busca combater apenas os efeitos secundários destes choques. Em relação às expectativas, ainda que as projeções do Boletim FOCUS, que utilizamos neste trabalho, sejam levadas em consideração pela autoridade monetária no momento de decisão, estas não refletem projeções do próprio Banco Central ou de seus funcionários. Assim, ainda que estas sejam próximas, as projeções do mercado podem ser inadequadas.

REFERÊNCIAS

- ARAGON, Edilean Kleber da Silva Bejarano; PORTUGAL, Marcelo Savino. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 373-399, 2010.
- ARIDA, Pérsio; BACHA, Edmar Lisboa; Resende, André-Lara. **Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil**. Cambridge: MIT Press, 2004
- ASSO, Francesco; KAHN, George; LEESON, Robert. "Monetary Policy Rules: From Adam Smith to John Taylor." **Presented at Federal Reserve Bank of Dallas conference John Taylor's Contributions to Monetary Theory and Policy**, October 12-13, 2007.
- ASSO, Francesco; KAHN, George; LEESON, Robert. Monetary Policy Rules: from Adam Smith to John Taylor. *In: Taylor Rule Conference*. Dallas, 2007. Disponível em:
<https://www.dallasfed.org/~media/documents/research/events/2007/07taylorleeson.pdf>. Acesso em: 4 abr. 2021.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**, v. 22, n. 3, set. 2020.
- BARBOSA, Fernando de Holanda et al. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003 – 2015. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, out./dez. 2016.
- BARCELLOS NETO, Paulo Chananeco F. de; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Determinants of Monetary Policy Committee Decisions: Fraga vs Meirelles**. Resumo publicado em evento, Salão de iniciação científica, UFRGS, Porto Alegre, 2007.
- BATINI, Nicoletta; HALDANE, Andrew. Forward-Looking Rules for Monetary Policy. **Monetary Policy Rules**, p. 157-202, 1999.
- BERNANKE, Ben S. Monetary Policy and the Housing Bubble. **Speech At the Annual Meeting of the American Economic Association, Atlanta, Georgia**, 3 Jan. 2010. Disponível em:
<https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100103a.htm>. Acesso em: 11 jan. 2021.
- BRANCH, William A. Nowcasting and the Taylor Rule. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 46, n. 5, ago. P. 1035-1055, 2014.
- CALVO, Guillermo A.; REINHART, Carmen M. Fear Of Floating. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, 2000.
- CARVALHO, Carlos; NECHIO, Fernanda; TRISTAO, Tiago. Taylor Rule Estimation by OLS. **Working Paper Series**, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2018.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules in Practice: Some international Evidence. **European Economic Review**, v. 42, p. 1033-1067, 1997.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

CONSIDERA, Claudio Monteiro; ANDRADE, Elisa Carvalho de; TRECE, Juliana Carvalho da Cunha. **HIATO DO PRODUTO: Análise para o Brasil do PIB e das suas atividades (1980-2019)**. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files_l/i6-32d3aae89b557e6bfc711886b91375e6.pdf. Acesso em: 25 abr. 2021.

CORTES, Gustavo S.; PAIVA, Claudio A. C. Deconstructing credibility: The breaking of monetary policy rules in Brazil. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 74, p. 31-52, 2017.

EDGE, Rochelle M.; LAUBACH, Thomas; WILLIAMS, John. Welfare-Maximizing Monetary Policy under Parameter Uncertainty. **CAMA Working Papers**, 2008.

FEDERAL RESERVE. Minutes of the Federal Open Market Committee July 31–August 1. **Federal Open Market Committee**, 2012. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/files/fomcminutes20120801.pdf>. Acesso em: 07 abr. 2021.

HOLLAND, Márcio. Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after Inflation Targeting. In: **ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia**, 2005.

JUDD, John P.; RUDEBUSCH, Glenn D. Taylor's Rule and the Fed: 1970 – 1997. **FRBSF Economic Review**, n. 3, 1998.

LEVIN, Andrew T.; WIELAND, Volker W.; WILLIAMS, John C. The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty. **Finance and Economics Discussion Series**, 2001.

McCALLUM, Bennett T. Should monetary policy respond strongly to output gaps? **American Economic Review**, v. 91, p. 258-262, 2001.

MINELLA, André *et al.* **Inflation Targeting in Brazil: constructing credibility under Exchange rate volatility**. Banco Central do Brasil, 2003.

MINELLA, André *et al.* **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**. **Working Paper Series**, Brasília, n. 53, p. 1-47, nov. 2002.

MISHKIN, Frederic S. Can inflation targeting work in emerging market countries? **NBER Working Papers Series, WP 10646**, 2004.

MODENESI, André de Melo. Convenção e Rigidez na Política Monetária: Uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007. Ipea – Instituto de Pesquisa **Econômica Aplicada**, Rio de Janeiro, ago. 2008.

ORPHANIDES, Athanasios *et al.* Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy. **Journal of Economics and Business**, v. 52, n. 1, p. 117-141, 1999.

ORPHANIDES, Athanasios. Monetary policy evaluation with noisy information. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 3, p. 605-631, 2003a.

ORPHANIDES, Athanasios. Monetary Policy Rules and the Great Inflation. **American Economic Review**, v. 92, n. 2, p. 115-120, 2002.

ORPHANIDES, Athanasios. Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. **American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 964-985, 2001.

ORPHANIDES, Athanasios; NORDEN, Simon vann. The unreliability of output-gap measures in real time. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 4, p. 569-583, 2002.

ORPHANIDES, Athanasios; WILLIAMS, John C. **Inflation targeting under imperfect knowledge**. Londres: Centre for Economic Policy Research, 2007a.

ORPHANIDES, Athanasios; WILLIAMS, John. Monetary Policy Mistakes and the Evolution of Inflation Expectations. **National Bureau of Economic Research**, 2010.

ORPHANIDES, Athanasios; WILLIAMS, John. The Decline of Activist Stabilization Policy: Natural Rate Misperceptions, Learning, and Expectations. **FRBSF Working Paper**, 2003b.

RAMOS, Pedro Lutz; PORTUGAL, Marcelo Savino. Choques Antecipados de Política Monetária, *Forward Guidance* e Políticas Macroeconômicas de Estabilização. **Revista Brasileira de Economia**, v. 73, n. 2, p. 253-280, 2019. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S0034-71402019000200253&lng=en&tlng=pt. Acesso em: 07 maio 2021.

RUDEBUSCH, Glenn D.; SVENSSON, Lars E. O. Policy Rules for Inflation Targeting. **Monetary Policy Rules**, 1999.

RUDESBUCH, Glenn D. Monetary Policy Inertia: Fact or Fiction? **International Journal of Central Banking**, 2006.

SENNA, José Júlio. Deve o BC reduzir a Selic para impulsionar a economia? **Blog do IBRE**, 05 fev. 2019. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/deve-o-bc-reduzir-selic-para-impulsionar-economia>. Acesso em: 07 maio 2021.

SILVA, Marcelo E. A. da; PORTUGAL, Marcelo S. Inflation Targeting in Brazil: An Empirical Evaluation. **Revista de Economía - Segunda Epoca**, Banco Central del Uruguay, v. IX, n. 2, Noviembre 2002

SMETS, Frank. Output Gap Uncertainty: Does it matter for the Taylor Rule? **BIS Working Papers**, n. 60, nov. 1998.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rule in practice. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, 1993.

TAYLOR, John B. Rules versus Discretion: Assessing the debate over the conduct of monetary policy. **National Bureau of Economic Research**, 2017.

TAYLOR, John B. **Taylor Rule Change Will Hurt Fed's Inflation Fight**: John Taylor. 24 Aug. 2009. Disponível em: http://web.stanford.edu/~johntayl/2009_pdfs/bloomberg-oped-Aug-25-09.pdf. Acesso em: 07 abr. 2021.

TAYLOR, John B. Which Simple Rule for Monetary Policy? **Economics One**, 27 Aug. 2012. Disponível em: <https://economicsone.com/2012/08/27/which-simple-rule-for-monetary-policy/>. Acesso em: 07 abr. 2021.

TAYLOR, John B.; WILLIAMS, John C. Simple and Robust for Monetary Policy. **Handbook of Monetary Economics**, 3, Elsevier, 2011, p. 829-859, 2011.

TELES, Vladimir K.; BRUNDO, Mario. Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central no Brasil. *In: Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*, 24 jul. 2006.

YELLEN, Janet L. **Revolution and Evolution in Central Bank Communications**. 2012a. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/yellen20121113a.htm>. Acesso em: 07 abr. 2021.

YELLEN, Janet L. **The Economic Outlook and Monetary Policy**. 2012b. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/yellen20120411a.htm>. Acesso em: 07 abr. 2021.

APÊNDICE A - RESULTADOS DOS MODELOS E TESTES ESTATÍSTICOS

Resultados dos Modelos Mensais

Tabela 11 - Teste de raiz unitária (ADF) das variáveis usadas no modelo mensal

	Com Intercepto	Com Intercepto e Tendência	Sem Intercepto e Sem Tendência
	Prob	Prob	Prob
De	0,0001	0,0005	0,0000
Dm	0,0000	0,0000	0,0000
D1	0,0003	0,0049	0,0000
D2	0,0002	0,0030	0,0000
Selic	0,2038	0,0002	0,0748
Gap_ibc	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 12 - Estimações Modelos Mensais com a Variável *Dm*

2003:M1 a 2019:M2													
	Dm			Gap_ibc			Selic			Teste LM			R2 ajust.
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,002858 (0,002032)	0,124009* (0,027581)		0,116325* (0,020877)			0,961296* (0,018933)			0,0000	0,0000	0,0000	0,991838
2	0,003406 (0,002070)	0,105519* (0,029004)		0,110993* (0,020407)			0,957907* (0,019013)			0,0000	0,0000	0,0000	0,991308
3	0,002532*** (0,001294)	0,058921*** (0,030181)		0,072478* (0,016557)			1,354326* (0,129626)			0,0969	0,0000	0,0000	0,992803
4	0,002812** (0,001303)	0,056631*** (0,029823)		0,063813* (0,0008)			1,361178* (0,134590)			0,0702	0,0000	0,0000	0,992649
5	0,002151*** (0,001136)	0,070829* (0,015379)		0,074042* (0,017182)			1,408492* (0,126163)			0,0017	0,0000	0,0000	0,992664
6	0,001933** (0,000962)	0,070582* (0,016009)		0,074462* (0,017752)			1,431246* (0,125300)			0,0003	0,0000	0,0000	0,992595
7	0,002339** (0,001145)	0,032803 (0,032822)		0,074042* (0,017182)			1,382056* (0,129492)			0,0277	0,0000	0,0000	0,992690
8	0,002114** (0,000983)	0,014659 (0,03947)		0,074462* (0,017752)			1,401794* (0,128330)			0,0082	0,0000	0,0000	0,992637
9	0,002593** (0,001151)	0,028886 (0,032305)		0,065650* (0,019098)			1,389510* (0,133216)			0,0157	0,0000	0,0000	0,992517
10	0,002324** (0,000980)	0,008688 (0,038933)		0,066386* (0,019400)			1,409260* (0,130718)			0,0039	0,0000	0,0000	0,992470
11	0,002388*** (0,001310)	0,060933** (0,030118)		0,033978 (0,025222)			1,358777* (0,131314)			0,0633	0,0000	0,0000	0,992827
12	0,002402*** (0,001290)	0,61103*** (0,029924)		0,052951* (0,015983)			1,361470* (0,138597)			0,0230	0,0000	0,0000	0,992799
13	0,002545** (0,001281)	0,058624*** (0,030099)		0,067992* (0,025021)			1,352313* (0,135636)			0,0564	0,0000	0,0000	0,992785
14	0,002216*** (0,001165)	0,035797 (0,032722)		0,044279 (0,025079)			1,385637* (0,130978)			0,0138	0,0000	0,0000	0,992692
15	0,002235*** (0,001152)	0,035966 (0,032229)		0,053017* (0,015319)			1,387760* (0,137769)			0,0034	0,0000	0,0000	0,992665
16	0,002354** (0,001138)	0,032372 (0,032605)		0,068126* (0,024959)			1,379423* (0,135097)			0,0086	0,0000	0,0000	0,992653
17	0,002006** (0,000999)	0,017329 (0,039404)		0,047124 (0,028860)			1,405644* (0,129690)			0,0034	0,0000	0,0000	0,992633
18	0,002015** (0,000986)	0,016634 (0,039076)		0,051165* (0,014938)			1,408142* (0,136005)			0,0007	0,0000	0,0000	0,992603
19	0,002128** (0,000982)	0,014014 (0,038761)		0,067372* (0,024564)			1,398656* (0,133409)			0,0020	0,0000	0,0000	0,992600

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 13 - Estimações Modelos Mensais com a Variável *De*

2003:M1 a 2019:M2															
	Constante			De			Gap_ibc			Selic			Teste LM		
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	R2 ajust.
1	0,003005 (0,002099)	0,107441* (0,02410)		0,113695* (0,019866)			0,960817* (0,019567)			0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,991963
2	0,003594*** (0,002159)	0,095226* (0,028491)		0,108412* (0,019424)			0,956704* (0,019957)			0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,991487
3	0,002658** (0,001347)	0,054255** (0,027356)		0,071988* (0,016541)			1,342431* (0,125608)			0,1418	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992878
4	0,002949** (0,001363)	0,053534** (0,027270)		0,063716* (0,018796)			1,347253* (0,131170)			0,1373	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992713
5	0,001907*** (0,000979)	0,070291* (0,036347)		0,070291* (0,015863)			1,424984* (0,136961)			0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992595
6	0,001671** (0,000844)	0,069506* (0,038713)		0,003545 (0,016162)			1,444848* (0,120477)			0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992569
7	0,002097** (0,001000)	0,012755 (0,036426)		0,074271* (0,017625)			1,397051* (0,140172)			0,0100	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992638
8	0,001892** (0,000881)	0,001320 (0,038028)		0,074133* (0,018066)			1,412126* (0,124484)			0,0037	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992623
9	0,002310** (0,000990)	0,007349 (0,036605)		0,066233* (0,019179)			1,406796* (0,142823)			0,0045	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992470
10	0,002081** (0,000878)	-0,004913 (0,037910)		0,066742* (0,019382)			1,418319* (0,124751)			0,0017	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992467
11	0,002511** (0,001363)	0,056932** (0,027028)		0,037814 (0,025045)			1,346133* (0,126644)			0,1282	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992892
12	0,002539*** (0,001352)	0,057729** (0,027076)		0,054276* (0,016354)			1,346600* (0,133660)			0,1014	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992873
13	0,002675** (0,001335)	0,054059*** (0,027432)		0,066362* (0,024766)			1,339791* (0,131654)			0,1366	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992841
14	0,001983** (0,001016)	0,014836 (0,036572)		0,030845 (0,025430)			1,400297* (0,141145)			0,0048	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992633
15	0,001987** (0,001000)	0,013970 (0,036267)		0,051043* (0,015006)			1,403530* (0,146646)			0,0011	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992603
16	0,002110** (0,001000)	0,012137 (0,036184)		0,067483* (0,024460)			1,394344* (0,144474)			0,0028	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992600
17	0,001773** (0,000893)	0,028593 (0,038535)		0,048950*** (0,029233)			1,416741* (0,125867)			0,0015	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992613
18	0,001763** (0,000876)	0,048656* (0,038592)		0,030093 (0,020545)			1,419199* (0,130190)			0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992585
19	0,001906** (0,000885)	0,000462 (0,037915)		0,065483* (0,024487)			1,408321* (0,128441)			0,0010	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992587

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 14 - Estimações Modelos Mensais com a Variável D1

2003:M1 a 2019:M2														
	D1			Gap_ibc			Selic			Teste LM			R2 ajust.	
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-2	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags		
1	0,001961 (0,001380)	0,018693 (0,032061)		0,135195* (0,021923)	0,974310* (0,012169)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,990904	
2	0,002574*** (0,001452)	0,008705 (0,031464)		0,127607* (0,021026)	0,970343* (0,012754)		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,990620	
3	0,002069** (0,000955)	0,005189 (0,019285)		0,074484* (0,017972)	1,408589* (0,117202)		0,0061	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992629	
4	0,002291** (0,000970)	0,002920 (0,018717)		0,066607* (0,019821)	1,413026* (0,120046)		0,0038	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992467	
5	0,001758*** (0,000921)	0,003831 (0,018536)		0,070022* (0,016312)	1,445241* (0,105987)		0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992572	
6	0,001593*** (0,000903)	0,009253* (0,018768)		0,069253* (0,016677)	1,447579* (0,099170)		0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992568	
7	0,001929** (0,000951)	0,001505 (0,018700)		0,074278* (0,0182527)	1,412246* (0,110370)		0,0056	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992623	
8	0,001776*** (0,000936)	0,002174 (0,019092)		0,073697* (0,018652)	1,413657* (0,104585)		0,0056	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992624	
9	0,002148** (0,000961)	-0,000665 (0,018152)		0,066497* (0,020201)	1,415638* (0,113865)		0,0037	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992465	
10	0,001970** (0,000944)	0,004820 (0,018647)		0,065918* (0,020634)	1,416245* (0,108039)		0,0040	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992471	
11	0,001966** (0,000970)	0,006322 (0,019491)		0,029944 (0,025025)	1,413298* (0,118892)		0,0023	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992622	
12	0,001985** (0,000961)	0,006174 (0,019290)		0,050049* (0,014827)	1,414800* (0,126255)		0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992594	
13	0,002089** (0,000956)	0,004968 (0,019206)		0,066391* (0,024619)	1,404630* (0,123492)		0,0015	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992593	
14	0,001839*** (0,000961)	0,002818 (0,018900)		0,029199 (0,025094)	1,417059* (0,111856)		0,0022	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992615	
15	0,001868*** (0,000953)	0,002896 (0,018686)		0,049355* (0,014802)	1,418123* (0,119899)		0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992587	
16	0,001953** (0,000952)	0,001354 (0,018672)		0,065661* (0,024651)	1,407912* (0,117185)		0,0015	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992587	
17	0,001691*** (0,000943)	0,028054 (0,019278)		0,049118*** (0,029436)	1,418659* (0,105812)		0,0023	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992613	
18	0,001715*** (0,000935)	0,048282* (0,019098)		0,030265 (0,022140)	1,419663* (0,113798)		0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992585	
19	0,001801*** (0,000939)	-0,002317 (0,019090)		0,064783* (0,024508)	1,409127* (0,111514)		0,0017	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992588	

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 15 - Estimações Modelos Mensais com a Variável D2

2003:M1 a 2019:M2														
	D2			Gap_ibc			Selic			Teste LM			R2 ajust.	
	Constante	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-2	2 lags	3 lags		4 lags
1	0,002468*** (0,001466)	0,032047 (0,027969)			0,134332* (0,021963)			0,968444* (0,012764)			0,0000	0,0000	0,0000	0,991050
2	0,003046** (0,001541)	0,021485 (0,028178)			0,126640* (0,021157)			0,964857* (0,013376)			0,0000	0,0000	0,0000	0,990707
3	0,002337** (0,001002)	0,012531 (0,019313)			0,075128* (0,017810)			1,398871* (0,124622)			0,0117	0,0000	0,0000	0,992658
4	0,002559** (0,001014)	0,010071 (0,018781)			0,066852* (0,019777)			1,404694* (0,127460)			0,0068	0,0000	0,0000	0,992488
5	0,001923** (0,000927)	0,008149 (0,019444)			0,070852* (0,016372)			1,440414* (0,112538)			0,0002	0,0000	0,0000	0,992583
6	0,001674*** (0,000871)	0,001743 (0,020773)			0,069735* (0,016932)			1,446652* (0,104143)			0,0002	0,0000	0,0000	0,992569
7	0,002093** (0,000957)	0,005617 (0,019611)			0,074816* (0,018264)			1,408345* (0,116786)			0,0071	0,0000	0,0000	0,992630
8	0,001852** (0,000908)	0,000357 (0,021031)			0,074028* (0,018824)			1,413269* (0,109366)			0,0055	0,0000	0,0000	0,992623
9	0,002312** (0,000968)	0,003322 (0,019068)			0,066834* (0,020258)			1,412688* (0,120256)			0,0044	0,0000	0,0000	0,992467
10	0,002030** (0,000916)	-0,003460 (0,020596)			0,066100* (0,020752)			1,416770* (0,112379)			0,0037	0,0000	0,0000	0,992468
11	0,002227** (0,001019)	0,013706 (0,019539)			0,031482 (0,025149)			1,403521* (0,126513)			0,0046	0,0000	0,0000	0,992655
12	0,002241** (0,0272)	0,013513 (0,019376)			0,051602* (0,014939)			1,405517* (0,133873)			0,0009	0,0000	0,0000	0,992626
13	0,002356** (0,001001)	0,012331 (0,019231)			0,067852* (0,024509)			1,395367* (0,130944)			0,0031	0,0000	0,0000	0,992621
14	0,002003** (0,000969)	0,007109 (0,019804)			0,030507 (0,025088)			1,412883* (0,118434)			0,0029	0,0000	0,0000	0,992624
15	0,002033** (0,000962)	0,007244 (0,019609)			0,050498* (0,014790)			1,413951* (0,126528)			0,0006	0,0000	0,0000	0,992597
16	0,002117** (0,000958)	0,005482 (0,019599)			0,066473* (0,024635)			1,404180* (0,123631)			0,0019	0,0000	0,0000	0,992594
17	0,001771*** (0,000915)	0,001076 (0,021279)			0,049012*** (0,029396)			1,418006* (0,110651)			0,0022	0,0000	0,0000	0,992613
18	0,001790*** (0,000908)	0,000914 (0,021119)			0,048855* (0,014856)			1,419134* (0,118393)			0,0005	0,0000	0,0000	0,992585
19	0,001876** (0,000912)	-0,000536 (0,021021)			0,065235* (0,024448)			1,408856* (0,116077)			0,0016	0,0000	0,0000	0,992587

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 16 - Estimacões Modelos Mensais com a Variável *Dm* restringindo a amostra

2004:M1 a 2019:M2																
	Constante			Dm			Gap_ibc			Selic			Teste LM			R2 ajust.
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	
1	-0,001288 (0,001150)	0,189290* (0,025829)		0,101751* (0,014481)			0,995509* (0,009436)			0,0355	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992293	
2	-0,001052 (0,001032)	0,170873* (0,033962)		0,093407* (0,015595)			1,089796* (0,092274)			0,0752	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992328	
3	-0,000979 (0,001140)	0,176101* (0,024870)		0,104035* (0,013822)			0,993804* (0,009265)			0,0379	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992434	
4	-0,000859 (0,001077)	0,166856* (0,034058)		0,098836* (0,017383)			1,044983* (0,102798)			0,0997	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992413	
5	-0,000519 (0,001145)	0,168635* (0,025261)					0,990516* (0,015035)			0,0193	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992090	
6	-0,000389 (0,001060)	0,157255* (0,034572)					0,090490* (0,019517)			0,0783	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992082	

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2004:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 17 - Estimacões Modelos Mensais com Variável *De* restringindo a amostra

2004:M1 a 2019:M2																
	Constante			De			Gap_ibc			Selic			Teste LM			R2 ajust.
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	
1	-0,001205 (0,001135)	0,166306* (0,022392)		0,100218* (0,014090)			0,995794* (0,009444)			0,0362	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992392	
2	-0,000960 (0,001010)	0,150241* (0,028212)		0,091405* (0,015362)			1,096258* (0,088967)			0,0519	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992441	
3	-0,000901 (0,001130)	0,154206* (0,021629)		0,102011* (0,013277)			0,994090* (0,009333)			0,0430	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992496	
4	-0,000759 (0,001051)	0,145089* (0,027974)		0,095716* (0,016919)			1,056497* (0,098883)			0,1024	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992487	
5	-0,000457 (0,001131)	0,150109* (0,022641)					0,096477* (0,014638)			0,0230	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992220	
6	-0,000324 (0,001041)	0,140387* (0,029248)					0,089139* (0,019334)			0,0806	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,992216	

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2004:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 18 - Estimações Modelos Mensais com Variável Dummy 1 (inclui 1 par de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2														
Constante	Dm		Gap_abc		Selic			Dummy 1			Teste LM			R2 ajust.
	t	t	t-1	t	t-2	t-1	t-2	t-2	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	
0,001988 (0,001695)	0,130669* (0,028294)	0,121427* (0,018058)				0,967753* (0,015957)			0,013911* (0,003662)		0,0000	0,0000	0,0000	0,992665
0,001743 (0,001071)	0,068633** (0,030083)	0,081026* (0,017302)				1,355364* (0,104408)			0,012077* (0,001716)		0,1011	0,0000	0,0000	0,993627
0,002195 (0,001667)	0,121810* (0,028318)		0,126852* (0,020417)			0,966732* (0,015434)			0,014061* (0,003033)		0,0000	0,0000	0,0000	0,992904
0,001983*** (0,001105)	0,063036** (0,030096)		0,085809* (0,020956)			1,322167* (0,109851)			0,012308* (0,001390)		0,1941	0,0000	0,0000	0,993676
0,002725*** (0,001645)	0,102958* (0,031041)					0,124570* (0,023071)			0,014458* (0,003725)		0,0000	0,0000	0,0000	0,992491
0,002285** (0,001094)	0,059865** (0,029701)					0,080920* (0,021885)			0,012599* (0,001879)		0,1451	0,0000	0,0000	0,993532

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 19 - Estimções Modelos Mensais com Variável Dummy 2 (inclui 2 pares de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2														
	Constante		Dm		Gap_ibc		Selic		Dummy 2		Teste LM			R2 ajust.
	t		t		t	t-1	t-2	t-1	t-2	Dummy 2	2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,001407 (0,001435)	0,128363* (0,029462)	0,134678* (0,020955)				0,972547* (0,013168)			0,013643* (0,002924)	0,0000	0,0000	0,0000	0,993590
2	0,001695*** (0,001023)	0,062033** (0,028469)	0,074595* (0,013764)				1,396951* (0,095277)			0,010451* (0,001306)	0,0207	0,0000	0,0000	0,994088
3	0,002154 (0,001427)	0,124357* (0,027234)	0,120215* (0,018329)				0,966873* (0,012723)			0,012392* (0,002335)	0,0000	0,0000	0,0000	0,993545
4	0,001922*** (0,001048)	0,056798* (0,028516)	0,078714* (0,015410)				1,367206* (0,098896)			0,010533* (0,001224)	0,1192	0,0000	0,0000	0,994128
5	0,002712*** (0,001408)	0,107399* (0,029910)	0,116265* (0,020218)				0,963332* (0,012308)			0,012495* (0,002430)	0,0000	0,0000	0,0000	0,993144
6	0,002221** (0,001043)	0,054147*** (0,028129)	0,070845* (0,015199)				1,372039* (0,098102)			0,010524* (0,001509)	0,1807	0,0000	0,0000	0,993950

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 20 - Estimacões Modelos Mensais com Variável Dummy 3 (inclui 3 pares de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2														
	Constante		Dm		Gap_ibc		Selic		Dummy 3		Teste LM			R2 ajust.
	t		t		t-1	t-2	t-1	t-2	t-2		2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,001596 (0,001297)	0,129113* (0,026744)	0,127637* (0,019231)					0,970978* (0,011324)		0,011859* (0,002155)	0,0000	0,0000	0,0000	0,993936
2	0,001711*** (0,001004)	0,056017** (0,027058)	0,071602* (0,013842)					1,405184* (0,094810)		0,009615* (0,000956)	0,0773	0,0000	0,0000	0,994456
3	0,001984*** (0,001175)	0,129484* (0,026987)	0,117148* (0,017554)					0,967868* (0,010331)		0,011431* (0,002172)	0,0013	0,0000	0,0000	0,994011
4	0,001642*** (0,000877)	0,061130** (0,028344)	0,079606* (0,015034)					1,377290* (0,100934)		0,010004* (0,000989)	0,0026	0,0000	0,0000	0,994572
5	0,002766** (0,001331)	0,106944* (0,028443)	0,113734* (0,019674)					0,962924* (0,011123)		0,011397* (0,002031)	0,0000	0,0000	0,0000	0,993629
6	0,002468** (0,001019)	0,050624*** (0,026013)	0,069425* (0,015436)					1,395397* (0,098328)		0,009757* (0,001083)	0,0347	0,0000	0,0000	0,994349

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 21 - Estimacões Modelos Mensais com Variável Dummy 4 (inclui 4 pares de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2												
Constante	Dm		Gap_abc		Selic		Dummy 4		Teste LM			R2 ajust.
	t	t	t-1	t	t-2	t-1	t-2	Dummy 4	2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,001471 (0,001089)	0,134408* (0,026534)	0,121096* (0,017677)			0,971599* (0,009288)		0,011001* (0,001926)	0,0004	0,0000	0,0000	0,994293
2	0,001866** (0,000977)	0,050765** (0,024362)	0,068995* (0,013755)			1,431539* (0,091464)	-0,454282* (0,090746)	0,009144* (0,000845)	0,0085	0,0000	0,0000	0,994802
3	0,002043*** (0,001098)	0,129259* (0,025308)	0,114022* (0,017207)			0,967404* (0,009165)		0,010794* (0,001959)	0,0014	0,0000	0,0000	0,994446
4	0,001657*** (0,000845)	0,055191** (0,026694)	0,075846* (0,014958)			1,387371* (0,099784)	-0,409118* (0,097748)	0,009426* (0,000858)	0,0071	0,0000	0,0000	0,994927
5	0,002530** (0,001105)	0,111709* (0,028240)				0,109612* (0,018821)	0,964485* (0,009031)	0,010721* (0,001892)	0,0007	0,0000	0,0000	0,994026
6	0,001927** (0,000835)	0,052328** (0,025994)				0,066228* (0,015749)	-0,419758* (0,099046)	0,009352* (0,000952)	0,0128	0,0000	0,0000	0,994716

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 22 - Estimacões Modelos Mensais com Variável Dummy 5 (inclui 5 pares de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2															
	Constante		Dm		Gap_abc		Selic			Dummy 5		Teste LM			R2 ajust.
	t		t		t		t-2	t-1	t-2			2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,001847 (0,001123)	0,133204* (0,023958)	0,118274* (0,017329)					0,968695* (0,009743)			0,010159* (0,001774)	0,0017	0,0000	0,0000	0,994531
2	0,001916** (0,000968)	0,046382** (0,023361)	0,062650* (0,014193)					1,442462* (0,088545)			0,008837* (0,000751)	0,4011	0,0000	0,0000	0,995137
3	0,002038*** (0,001105)	0,125448* (0,024758)	0,122093* (0,019173)					0,967720* (0,009393)			0,010100* (0,001621)	0,0003	0,0000	0,0000	0,994708
4	0,001719** (0,000834)	0,050966** (0,024871)	0,068177* (0,015039)					1,402313* (0,096185)			0,008980* (0,000798)	0,3839	0,0000	0,0000	0,995226
5	0,002892** (0,001129)	0,110503* (0,025877)	0,107406* (0,018513)					0,961669* (0,009559)			0,010026* (0,001710)	0,0008	0,0000	0,0000	0,994328
6	0,002129** (0,000841)	0,050490** (0,024260)	0,065268* (0,015491)					1,410853* (0,096301)			0,008954* (0,000839)	0,0389	0,0000	0,0000	0,995041

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 23 - Estimções Modelos Mensais com Variável Dummy 6 (inclui 6 pares de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2												
	Dm		Gap_ibc		Selic		Dummy 6		Teste LM			R2 ajust.
	t	t	t-1	t	t-1	t-2	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,002162*** (0,001154)	0,132002* (0,022821)	0,115544* (0,017145)		0,966270* (0,010168)		0,009617* (0,001586)		0,0008	0,0000	0,0001	0,994786
2	0,001754** (0,000834)	0,053773** (0,023508)	0,060259* (0,014296)		1,446229* (0,088437)		0,008615* (0,000705)		0,2193	0,0000	0,0000	0,995463
3	0,002312** (0,001115)	0,103536* (0,026133)	0,121799* (0,019669)		0,967030* (0,009444)		0,009594* (0,001396)		0,0000	0,0000	0,0000	0,994969
4	0,001928** (0,000835)	0,049422* (0,023922)	0,064958* (0,014575)		1,420158* (0,090676)		0,008657* (0,000736)		0,4796	0,0000	0,0000	0,995513
5	0,002791** (0,001143)	0,104188* (0,025022)	0,116378* (0,020550)		0,962915* (0,009607)		0,009545* (0,001471)		0,0003	0,0000	0,0000	0,994596
6	0,002144** (0,000827)	0,046738** (0,023400)	0,057728* (0,016188)		1,426631* (0,092832)		0,008708* (0,000760)		0,7093	0,0000	0,0000	0,995371

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 24 - Estimções Modelos Mensais com Variável Dummy 7 (inclui 7 pares de valores (1, -1))

2003:M1 a 2019:M2														
	Constante		Dm		Gap_abc		Selic		Dummy 7		Teste LM			R2 ajust.
	t		t		t		t-1	t-2	t-1	t-2	2 lags	3 lags	4 lags	
1	0,002126*** (0,001158)	0,129687* (0,022252)	0,106915* (0,014499)				0,966701* (0,010353)			0,009290* (0,001413)	0,0006	0,0000	0,0000	0,995066
2	0,001459*** (0,000821)	0,051440** (0,024631)	0,058390* (0,014457)				1,435338* (0,085664)			0,008411* (0,000661)	0,6890	0,0000	0,0001	0,995750
3	0,002189*** (0,001115)	0,099087* (0,025154)		0,120181* (0,019629)			0,968307* (0,009527)			0,009228* (0,001270)	0,0001	0,0000	0,0000	0,995208
4	0,001755** (0,000831)	0,045932*** (0,024730)		0,071432* (0,013193)			1,393797* (0,088317)			0,008123* (0,000818)	0,5265	0,0000	0,0001	0,995599
5	0,002915** (0,001164)	0,100488* (0,024132)					0,114353* (0,020359)			0,009109* (0,001346)	0,0001	0,0000	0,0000	0,994820
6	0,001858** (0,000818)	0,045027*** (0,024447)					0,056365* (0,016002)			0,008515* (0,000707)	0,8659	0,0000	0,0000	0,995680

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:M1 a 2019:M2. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Resultados dos Modelos Trimestrais

Tabela 25 - Teste de raiz unitária (ADF) das variáveis usadas no modelo trimestral

	Com Intercepto	Com Intercepto e Tendência	Sem Intercepto e Sem Tendência
	Prob	Prob	Prob
De	0,0143	0,0322	0,0030
Dm	0,1795	0,2838	0,0470
Selic	0,5422	0,2931	0,1159
Gap_ibc	0,0187	0,0818	0,0012
Gap_pib	0,0013	0,0100	0,0000
Em primeira diferença			
D_De	0,0000	0,0000	0,0000
D_Dm	0,0000	0,0000	0,0000
D_Selic	0,0000	0,0000	0,0000
D_Gap_ibc	0,0000	0,0000	0,0000
D_Gap_pib	0,0000	0,0002	0,0000

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 26 - Estimações Modelos Trimestrais com a Variável D_Dm

2003:Q1 a 2019:Q1												
	D_Dm			D_Gap_ibc			D_Gap_plib			D_Selic		R^2 ajust.
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	
1	1,432500*			-0,131579**								0,478092
	(0,157934)			(0,052683)								
2	1,221057*			-0,009948						0,495604*		0,706204
	(0,159734)			(0,047092)						(0,131984)		
3	1,170802*				0,087978					0,508910*		0,725193
	(0,223660)				(0,072164)					(0,148482)		
4	0,800504*					0,052074				0,505598*		0,612718
	(0,293782)					(0,038991)				(0,114929)		
5		0,955420**		0,013622						0,284958		0,446889
		(0,392999)		(0,049288)						(0,258492)		
6		0,765413**			0,196694*					0,393264***		0,536039
		(0,309178)			(0,059340)					(0,214209)		
7		0,334879				0,052744				0,468044*		0,550761
		(0,226524)				(0,042391)				(0,099343)		
8			-0,357315*	0,025593						0,763202*		0,370195
			(0,103963)	(0,047585)						(0,054293)		
9			-0,471191		0,243033*					0,824633*		0,491630
			(0,297890)		(0,076081)					(0,087986)		
10			-0,268535			0,065068***				0,668546*		0,547718
			(0,217355)			(0,033571)				(0,060426)		
11	1,459462*						-0,186049					0,476773
	(0,153714)						(0,126414)					
12	1,225880*						0,028955			0,399472*		0,676674
	(0,171064)						(0,113289)			(0,118588)		
13	1,137918*							0,139445		0,401629*		0,689185
	(0,184752)							(0,106745)		(0,103314)		
14	1,214983*								0,097328	0,371858*		0,682900
	(0,156437)								(0,080148)	(0,106281)		
15		0,321028					0,163924			0,371562		0,331867
		(0,397772)					(0,102390)			(0,237871)		
16		0,195153						0,373268*		0,398200**		0,418318
		(0,344309)						(0,114183)		(0,183326)		
17		0,341329							0,171090	0,283843		0,334591
		(0,370933)							(0,122788)	(0,231238)		
18			-0,169142				0,169758***			0,574939*		0,323989
			(0,133349)				(0,098635)			(0,123656)		
19			-0,121360					0,381464*		0,526514*		0,417325
			(0,120817)					(0,126938)		(0,124953)		
20			-0,208559***						0,188726	0,503055*		0,330442
			(0,113908)						(0,134502)	(0,125833)		

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q1. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 27 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais com a Variável *D_tD_m*

	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0001	0,0004	0,0001	0,590768	0,6259	0,2483
2	0,0579	0,0226	0,0169	0,773205	0,0145	0,0157
3	0,0609	0,0301	0,0404	0,365997	0,0000	0,0094
4	0,0060	0,0028	0,0033	0,613584	0,1208	0,3229
5	0,0076	0,0090	0,0216	0,000000	0,0000	0,0006
6	0,1685	0,1791	0,2993	0,000000	0,0000	0,0002
7	0,0000	0,0000	0,0001	0,013959	0,2767	0,6226
8	0,3588	0,5136	0,4434	0,000000	0,9998	0,9497
9	0,3699	0,4087	0,4567	0,000000	0,4210	0,5784
10	0,0005	0,0010	0,0013	0,045767	0,8537	0,9856
11	0,0000	0,0000	0,0000	0,637398	0,2121	0,1518
12	0,3028	0,3383	0,2515	0,784001	0,0009	0,0687
13	0,4573	0,3826	0,3346	0,801239	0,0000	0,0383
14	0,2265	0,2315	0,2203	0,789788	0,0037	0,0764
15	0,0002	0,0006	0,0016	0,000000	0,0000	0,3343
16	0,0004	0,0008	0,0020	0,000000	0,0000	0,3098
17	0,0000	0,0001	0,0002	0,000000	0,0000	0,2601
18	0,0147	0,0309	0,0333	0,000000	0,9871	0,9856
19	0,0080	0,0121	0,0184	0,000000	0,5270	0,6526
20	0,0060	0,0155	0,0241	0,000000	0,8401	0,8250

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 28 - Estimações Modelos Trimestrais com a Variável *D_De*

2003:Q1 a 2019:Q1												
	D_De			D_Gap_ibc			D_Gap_pib			D_Selic		R2 ajust.
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	
1	0,657301* (0,172631)			-0,070004 (0,049895)								0,281427
2	0,632050* (0,157484)			0,071200** (0,032507)								0,650218
3	0,554920* (0,170662)			0,136864*** (0,074966)								0,685856
4	0,272186** (0,130790)			0,065613 (0,041069)								0,564623
5	0,163325** (0,070172)			0,031706 (0,045015)								0,336117
6	0,182596** (0,068591)			0,241326* (0,077448)								0,477034
7	0,142741** (0,065360)			0,059241 (0,035544)								0,548370
8	-0,281711** (0,121517)			0,001793 (0,067023)								0,390533
9	-0,365358** (0,149872)			0,279439* (0,081152)								0,544283
10	-0,130963 (0,103336)			0,060084*** (0,031853)								0,547900
11	0,678950* (0,161868)			-0,110798 (0,127888)								0,300924
12	0,584467* (0,173411)			0,122456 (0,102560)								0,581872
13	0,526284* (0,173527)			0,238204** (0,101163)								0,612705
14	0,584139* (0,163014)			0,111761 (0,090330)								0,580351
15	0,066405 (0,104959)			0,188961*** (0,095058)								0,314959
16	0,031743 (0,105713)			0,393533* (0,135093)								0,411888
17	0,074286 (0,102295)			0,186543 (0,132762)								0,315273
18	-0,160232 (0,109958)			0,181076*** (0,096913)								0,338614
19	-0,120639 (0,102875)			0,375763* (0,121638)								0,425874
20	-0,167008*** (0,097922)			0,185798 (0,129723)								0,340693

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q1. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 29 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais com a Variável *D_De*

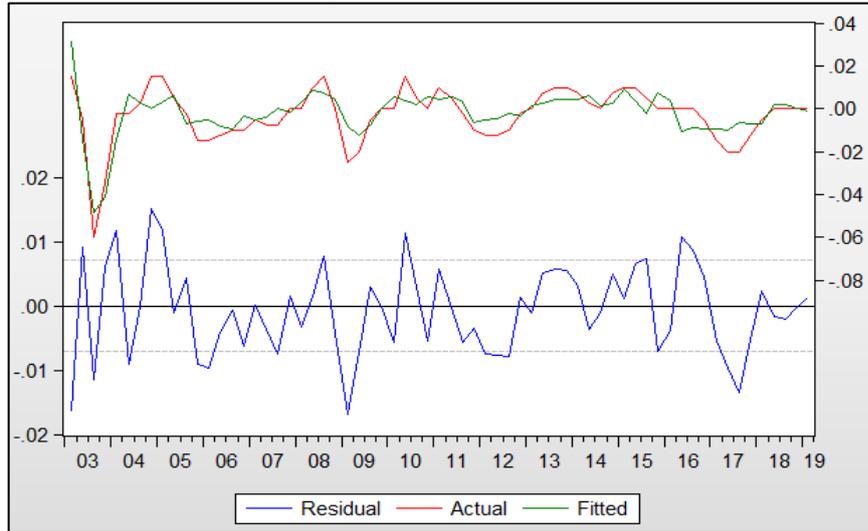
	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0001	0,0003	0,0005	0,283488	0,5494	0,2379
2	0,0515	0,1026	0,1358	0,322727	0,0039	0,0510
3	0,2761	0,4584	0,6273	0,065080	0,0002	0,0147
4	0,0250	0,0290	0,0344	0,060989	0,4412	0,7557
5	0,0037	0,0002	0,0006	0,000000	0,9876	0,9540
6	0,1404	0,2348	0,3308	0,000000	0,4282	0,3121
7	0,0001	0,0001	0,0003	0,013108	0,8723	0,8931
8	0,3192	0,4823	0,5976	0,000000	0,9223	0,7688
9	0,6883	0,7937	0,8410	0,000000	0,0000	0,1803
10	0,0002	0,0006	0,0006	0,002727	0,9137	0,5777
11	0,0002	0,0006	0,0009	0,313802	0,2396	0,2525
12	0,1838	0,2172	0,2010	0,601431	0,0000	0,0020
13	0,1026	0,0511	0,0450	0,220451	0,0000	0,0025
14	0,0851	0,1001	0,1052	0,590390	0,0000	0,0078
15	0,0020	0,0050	0,0083	0,000000	0,9901	0,9959
16	0,0018	0,0034	0,0068	0,000000	0,7519	0,6782
17	0,0002	0,0006	0,0013	0,000000	0,9713	0,8595
18	0,0069	0,0187	0,0240	0,000000	0,7251	0,9000
19	0,0039	0,0092	0,0153	0,000000	0,2448	0,5983
20	0,0022	0,0070	0,0131	0,000000	0,1103	0,7146

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Estimações dos Modelos Trimestrais

Modelo Trimestral 1

Gráfico 5 - Ajuste do Modelo Trimestral 1



Fonte: Eviews

Figura 1 - Correlograma do Modelo Trimestral 1

Date: 11/02/20 Time: 10:38
 Sample: 2003Q1 2019Q1
 Included observations: 65
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.160	0.160	1.7524	0.186	
2	-0.083	-0.112	2.2329	0.327	
3	0.063	0.100	2.5127	0.473	
4	-0.153	-0.202	4.1931	0.380	
5	-0.169	-0.091	6.2654	0.281	
6	0.082	0.092	6.7602	0.344	
7	-0.001	-0.038	6.7602	0.454	
8	-0.260	-0.262	11.931	0.154	
9	-0.084	-0.059	12.482	0.187	
10	-0.016	-0.034	12.501	0.253	
11	0.015	0.080	12.520	0.326	
12	0.131	0.030	13.936	0.305	
13	0.162	0.058	16.121	0.243	
14	-0.040	-0.066	16.255	0.298	
15	-0.042	0.004	16.409	0.355	
16	-0.191	-0.276	19.664	0.236	
17	-0.246	-0.195	25.169	0.091	
18	-0.012	-0.015	25.183	0.120	
19	0.010	-0.015	25.191	0.154	
20	0.023	0.040	25.243	0.192	
21	0.104	0.062	26.313	0.195	
22	0.132	0.118	28.086	0.173	
23	0.059	0.079	28.447	0.199	
24	0.039	-0.120	28.610	0.235	
25	0.102	-0.053	29.736	0.234	
26	-0.008	-0.074	29.744	0.278	
27	-0.096	-0.066	30.789	0.280	
28	0.004	0.068	30.790	0.326	

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Fonte: Eviews

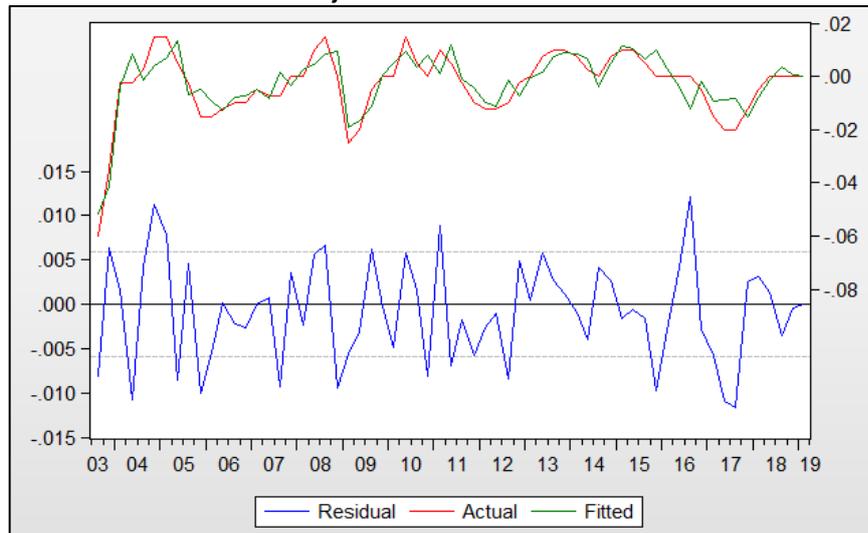
Tabela 30 - Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral 1

Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
2 lags	3 lags	4 lags			
0,2589	0,3031	0,2149	0,793680	0,0002	0,0385

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

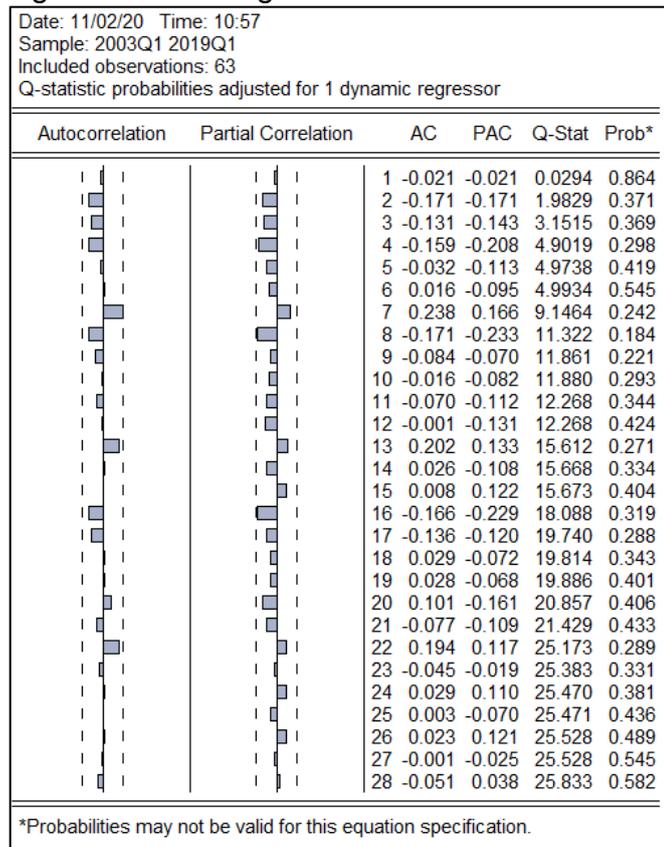
Modelo Trimestral 2

Gráfico 6 - Ajuste do Modelo Trimestral 2



Fonte: Eviews

Figura 2 - Correlograma do Modelo Trimestral 2



Fonte: Eviews

Tabela 31 - Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral 2

Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
2 lags	3 lags	4 lags			
0,4679	0,4693	0,3458	0,600149	0,1266	0,5784

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Resultados dos Modelos Trimestrais Alternativos

Tabela 32 - Teste de raiz unitária (ADF) das variáveis usadas no modelo trimestral alternativo

	Com Intercepto	Com Intercepto e Tendência	Sem Intercepto e Sem Tendência
	Prob	Prob	Prob
Gap_pib	0,0013	0,0100	0,0000
Hiato de Inflação e Regressando descontando a Meta Interpolada			
H12	0,3544	0,6828	0,0800
Hex	0,0171	0,0438	0,0030
Htri	0,0027	0,0161	0,0006
Hs	0,0234	0,0535	0,0046
Hiato de Inflação e Regressando descontando a Média do IPCA			
H12	0,3607	0,6866	0,0840
Hex	0,0171	0,0335	0,0080
Htri	0,0045	0,0259	0,0004
Hs	0,0985	0,1726	0,0102

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 33 - Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável H12

2003:Q1 a 2019:Q4											
	H12			Gap_pib			Hs			D03Q03	R2 ajust.
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-1		
1	0,168114** (0,067198)			0,099902 (0,069233)			1,206224* (0,069344)	-0,381956* (0,068857)	-0,047525* (0,004781)		0,959360
2	0,173262** (0,066854)			0,065582 (0,053133)			1,180800* (0,081806)	-0,384761* (0,074356)	-0,046271* (0,004650)		0,957629
3	0,179914** (0,068720)						1,211315* (0,052956)	-0,439664* (0,077806)	-0,046125* (0,004309)		0,956332
4	0,168023** (0,068100)			0,126492 (0,090693)	-0,033132 (0,060160)		1,218685* (0,077523)	-0,392104* (0,072323)	-0,047839* (0,004998)		0,958838
5	0,170440** (0,074403)			0,151968** (0,073301)			1,247249* (0,066935)	-0,412754* (0,087722)	-0,047834* (0,004936)		0,960852
6	0,176274** (0,076361)						0,209043** (0,095882)	-0,170172*** (0,097578)	-0,390791* (0,080950)	-0,045719* (0,004954)	0,960953
7	0,191449* (0,059188)			0,094204 (0,071649)			1,390206* (0,062804)	-0,596916* (0,065423)	-0,048989* (0,004463)		0,958060
8	0,193679* (0,055051)			0,037425 (0,049126)			1,382276* (0,069575)	-0,620888* (0,063331)	-0,047630* (0,004035)		0,955290
9	0,203923* (0,053942)						-0,051240 (0,053866)	-0,701714* (0,059061)	-0,047632* (0,003664)		0,955827
10	0,198559* (0,058895)			0,175225*** (0,096240)	-0,102925 (0,06670)		1,436649* (0,062156)	-0,641017* (0,052948)	-0,050285* (0,004520)		0,958817
11	0,200588* (0,060916)			0,171767* (0,063612)			1,483240* (0,061831)	-0,675996* (0,051344)	-0,049871* (0,004348)		0,963013
12	0,194154* (0,059944)						0,203191** (0,080228)	-0,202714** (0,085398)	-0,653523* (0,056532)	-0,047068* (0,004145)	0,961051
13				0,164733* (0,032543)	0,102875 (0,072041)		1,524889* (0,059869)	-0,690489* (0,076679)	-0,049274* (0,002328)		0,946788
14				0,168301* (0,032306)	0,058445 (0,047322)		1,505322* (0,065981)	-0,703050* (0,066789)	-0,047795* (0,002280)		0,943547
15				0,167451* (0,036296)			-0,030569 (0,061808)	-0,780410* (0,056308)	-0,047437* (0,002191)		0,942473
16				0,163064* (0,033897)	0,153551 (0,121717)		1,556109* (0,057198)	-0,715178* (0,053026)	-0,049897* (0,002639)		0,946588
17				0,158479* (0,037256)	0,169244** (0,075649)		-0,118139 (0,080733)	-0,749912* (0,051056)	-0,049632* (0,002200)		0,950829
18				0,161614* (0,037789)			0,216155* (0,078244)	-0,192614** (0,095160)	-0,728641* (0,060564)	-0,047112* (0,002287)	0,949738

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 34 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos
Descontando a Média do IPCA e usando a Variável *H12*

	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0037	0,0007	0,0019	0,760991	0,0019	0,3232
2	0,0013	0,0004	0,0012	0,366257	0,2558	0,5864
3	0,0008	0,0001	0,0004	0,162816	0,1764	0,2839
4	0,0068	0,0012	0,0032	0,790271	0,0023	0,3828
5	0,0080	0,0005	0,0012	0,816278	0,0004	0,1049
6	0,0043	0,0002	0,0005	0,968570	0,0001	0,0936
7	0,0408	0,0805	0,1297	0,222322	0,0212	0,2713
8	0,0236	0,0525	0,0911	0,003195	0,9655	0,7309
9	0,0159	0,0249	0,0430	0,012134	0,9805	0,2995
10	0,1446	0,1998	0,2743	0,390465	0,1485	0,3445
11	0,1581	0,1398	0,1840	0,522036	0,3937	0,1662
12	0,1474	0,1565	0,2332	0,763874	0,3686	0,1360
13	0,0660	0,0948	0,1159	0,176683	0,0241	0,6709
14	0,0232	0,0397	0,0427	0,000942	0,6623	0,8853
15	0,0323	0,0302	0,0497	0,000921	0,6785	0,6066
16	0,1538	0,1828	0,2274	0,309777	0,1686	0,8604
17	0,2053	0,1344	0,2007	0,830068	0,6175	0,9791
18	0,1095	0,0969	0,1211	0,955750	0,6995	0,8439

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 35 - Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável *Hex*

2003:Q1 a 2019:Q4												
	Hex			Gap_pib			Hs			D03Q03	R2 ajust.	
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-2			
1	0,198461* (0,059321)	0,080592 (0,064909)		1,306842* (0,074361)	-0,426449* (0,069745)	-0,038862* (0,002423)					0,959894	
2	0,209993* (0,061617)	0,051941 (0,053058)		1,285778* (0,081342)	-0,428433* (0,076298)	-0,037541* (0,002587)					0,958792	
3	0,222612* (0,063634)			1,314557* (0,087870)	-0,477089* (0,086358)	-0,037006* (0,002575)					0,958098	
4	0,197816* (0,059463)	0,101903 (0,086067)		1,317018* (0,083308)	-0,434628* (0,077020)	-0,039126* (0,002463)					0,959332	
5	0,196771* (0,060364)	0,129039*** (0,068309)		1,348043* (0,094234)	-0,456185* (0,082698)	-0,039111* (0,002445)					0,961071	
6	0,205884* (0,058644)	0,184827** (0,080742)	0,156853*** (0,088422)	1,312819* (0,087051)	-0,436113* (0,079598)	-0,037007* (0,002601)					0,961532	
7	0,169223** (0,072498)	0,095932 (0,067947)		1,280558* (0,082952)	-0,408161* (0,075032)	-0,038418* (0,002781)					0,957149	
8	0,180303** (0,074063)	0,065094 (0,055281)		1,252749* (0,092805)	-0,407659* (0,082631)	-0,036824* (0,002923)					0,955671	
9	0,188248** (0,075250)			1,280080* (0,095805)	-0,456673* (0,089646)	-0,036359* (0,002867)					0,954329	
10	0,168253** (0,072794)	0,116149 (0,090564)	-0,025127 (0,069102)	1,290646* (0,090552)	-0,416140* (0,081102)	-0,038682* (0,002848)					0,956534	
11	0,161738** (0,076468)	0,140713*** (0,076290)		1,322965* (0,100865)	-0,437475* (0,085320)	-0,038794* (0,002906)					0,957971	
12	0,167862** (0,075059)	0,190066*** (0,096139)	-0,147118 (0,103386)	1,285325* (0,093378)	-0,418319* (0,083512)	-0,036537* (0,003026)					0,957927	
13		0,192261* (0,060075)	0,096157 (0,070747)	1,334934* (0,059155)	-0,479694* (0,060811)	-0,041803* (0,002791)					0,958974	
14		0,196290* (0,059952)	0,052735 (0,053544)	1,319655* (0,063843)	-0,492825* (0,065159)	-0,040392* (0,002808)					0,956983	
15		0,215096* (0,065488)		1,353471* (0,069659)	-0,552622* (0,075243)	-0,039947* (0,002676)					0,956437	
16		0,197598* (0,062330)	0,143853 (0,090640)	1,355356* (0,064707)	-0,498463* (0,064271)	-0,042362* (0,002803)					0,958746	
17		0,20878* (0,065158)	0,157129** (0,067979)	-0,107806*** (0,064130)	1,381191* (0,073696)	-0,042038* (0,002755)					0,961336	
18		0,207737* (0,063589)	0,204466** (0,085810)	-0,181384** (0,090105)	1,345014* (0,067232)	-0,039679* (0,002930)					0,960822	

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 36 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos
Descontando a Média do IPCA e usando a Variável *Hex*

	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0071	0,0047	0,0053	0,682206	0,4813	0,6337
2	0,0032	0,0025	0,0026	0,436347	0,5125	0,8229
3	0,0053	0,0034	0,0038	0,273658	0,3296	0,7169
4	0,0114	0,0071	0,0084	0,700189	0,4876	0,7418
5	0,0211	0,0080	0,0082	0,743319	0,2005	0,5164
6	0,0137	0,0050	0,0046	0,797988	0,1946	0,5565
7	0,0012	0,0007	0,0013	0,904794	0,0640	0,0903
8	0,0005	0,0004	0,0007	0,507132	0,3284	0,2539
9	0,0008	0,006	0,0010	0,135022	0,0964	0,1773
10	0,0018	0,0011	0,0020	0,907730	0,1049	0,1229
11	0,0026	0,0010	0,0015	0,914556	0,0062	0,0370
12	0,0016	0,0006	0,0008	0,987571	0,0058	0,0558
13	0,0008	0,0013	0,0036	0,739702	0,2712	0,4693
14	0,0005	0,0008	0,0022	0,267029	0,6557	0,7701
15	0,0003	0,0003	0,0008	0,250810	0,4252	0,5926
16	0,0020	0,0024	0,0064	0,777414	0,4798	0,6440
17	0,0008	0,0005	0,0015	0,687896	0,5749	0,6666
18	0,0009	0,0009	0,0024	0,753943	0,4131	0,6129

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 37 - Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Média do IPCA e usando a Variável *Htri*

2003:Q1 a 2019:Q4												
	Htri			Gap_pib			Hs			D03Q03	R2 ajust.	
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-1			t-2
1	0,051712*** (0,027040)	0,100509 (0,072171)		0,070817 (0,052714)	1,341012* (0,069040)	-0,420257* (0,074931)	1,341012* (0,069040)	-0,420257* (0,074931)	-0,040648* (0,002224)	0,955351		
2	0,056981** (0,026493)			0,070817 (0,052714)	1,312640* (0,080359)	-0,417124* (0,081244)	1,312640* (0,080359)	-0,417124* (0,081244)	-0,039084* (0,002286)	0,953846		
3	0,059137** (0,029184)				1,346712* (0,059846)	-0,472393* (0,092286)	1,346712* (0,059846)	-0,472393* (0,092286)	-0,038695* (0,002127)	0,952257		
4	0,051109*** (0,027628)			-0,019962 (0,073992)	1,349212* (0,082717)	-0,426847* (0,079795)	1,349212* (0,082717)	-0,426847* (0,079795)	-0,040859* (0,002597)	0,954679		
5	0,049693 (0,030259)	0,147853*** (0,084104)		0,147853*** (0,084104)	1,382783* (0,093927)	-0,450544* (0,085524)	1,382783* (0,093927)	-0,450544* (0,085524)	-0,040929* (0,002255)	0,956352		
6	0,055914*** (0,029477)			0,207270** (0,102161)	1,339844* (0,085647)	-0,425187* (0,083122)	1,339844* (0,085647)	-0,425187* (0,083122)	-0,038501* (0,002349)	0,956713		
7	0,086476* (0,030739)	0,095382 (0,065403)		0,095382 (0,065403)	1,362606* (0,083095)	-0,473171* (0,083976)	1,362606* (0,083095)	-0,473171* (0,083976)	-0,038160* (0,002862)	0,955755		
8	0,088236* (0,032447)			0,046109 (0,048783)	1,347958* (0,099470)	-0,488116* (0,095667)	1,347958* (0,099470)	-0,488116* (0,095667)	-0,036634* (0,002897)	0,953173		
9	0,090595* (0,032264)				1,404098* (0,104697)	-0,560572* (0,103825)	1,404098* (0,104697)	-0,560572* (0,103825)	-0,038956* (0,002846)	0,952985		
10	0,087344* (0,030540)	0,159320** (0,079653)		-0,080932 (0,055267)	1,400801* (0,093103)	-0,505526* (0,090523)	1,400801* (0,093103)	-0,505526* (0,090523)	-0,038956* (0,002917)	0,955932		
11	0,085347* (0,030489)	0,164294* (0,060463)			-0,123020** (0,060309)	-0,541320* (0,089453)	1,450506* (0,095496)	-0,541320* (0,089453)	-0,038750* (0,002817)	0,959423		
12	0,084206* (0,031533)			0,200969** (0,085803)	-0,188694** (0,090076)	-0,521313* (0,088134)	1,407691* (0,088134)	-0,521313* (0,088134)	-0,036318* (0,002798)	0,958013		
13	0,056047 (0,038369)	0,117609 (0,070703)			1,432425* (0,110272)	-0,497735* (0,101676)	1,432425* (0,110272)	-0,497735* (0,101676)	-0,050028* (0,004421)	0,939199		
14	0,047731 (0,037508)			0,061900 (0,050391)	1,424032* (0,121404)	-0,519225* (0,107623)	1,424032* (0,121404)	-0,519225* (0,107623)	-0,047320* (0,003974)	0,934764		
15	0,045512 (0,038903)				-0,034351 (0,059999)	-0,605359* (0,116260)	1,492379* (0,126086)	-0,605359* (0,116260)	-0,046729* (0,003919)	0,933628		
16	0,059253 (0,039590)	0,185862*** (0,098616)		-0,085519 (0,076052)	1,469928* (0,112686)	-0,529938* (0,101327)	1,469928* (0,112686)	-0,529938* (0,101327)	-0,051278* (0,004604)	0,939407		
17	0,061976*** (0,035869)	0,193811* (0,058016)			-0,134200** (0,066671)	-0,566346* (0,113419)	1,519376* (0,113419)	-0,566346* (0,113419)	-0,051300* (0,003565)	0,944534		
18	0,052134 (0,034467)			0,233335* (0,073710)	-0,209046** (0,087362)	-0,549644* (0,106724)	1,479314* (0,106724)	-0,549644* (0,106724)	-0,047276* (0,003474)	0,942081		

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 38 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos
Descontando a Média do IPCA e usando a Variável *Htri*

	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0126	0,0096	0,0048	0,786570	0,0167	0,4012
2	0,0045	0,0040	0,0016	0,402642	0,2610	0,5695
3	0,0081	0,0069	0,0037	0,115504	0,1958	0,4924
4	0,0170	0,0123	0,0069	0,801428	0,0268	0,5083
5	0,0319	0,0158	0,0082	0,890583	0,0018	0,2671
6	0,0211	0,0103	0,0045	0,988320	0,0002	0,2752
7	0,0190	0,0473	0,0415	0,304203	0,1888	0,6574
8	0,0060	0,0159	0,0155	0,042048	0,9590	0,9136
9	0,0068	0,0128	0,0080	0,013195	0,6250	0,4329
10	0,0729	0,1462	0,1066	0,300355	0,2736	0,7063
11	0,1143	0,1856	0,0997	0,176463	0,2753	0,4318
12	0,0421	0,0712	0,0561	0,263956	0,2534	0,5684
13	0,0155	0,0089	0,0148	0,192612	0,2804	0,8957
14	0,0035	0,0022	0,0040	0,078812	0,4891	0,9730
15	0,0038	0,0007	0,0020	0,041586	0,6481	0,5113
16	0,0601	0,0239	0,0436	0,143513	0,4477	0,9033
17	0,0923	0,0126	0,0267	0,078499	0,4135	0,7965
18	0,0333	0,0072	0,0160	0,314415	0,2676	0,8747

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 39 - Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável H12

2003:Q1 a 2019:Q4												
	H12			Gap_pib			Hs			D03Q03	R2 ajust.	
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-2			
1	0,167741* (0,052616)			0,085205 (0,068771)			1,192680* (0,063870)	-0,389507* (0,055285)	-0,056995* (0,003716)		0,960302	
2	0,177904* (0,052700)			0,060125 (0,054635)			1,165344* (0,072932)	-0,384425* (0,059323)	-0,056078* (0,003823)		0,959033	
3	0,191542* (0,056085)						1,184527* (0,073414)	-0,426107* (0,064602)	-0,056260* (0,003781)		0,957962	
4	0,167438* (0,053589)			0,105572 (0,087256)			1,201619* (0,069536)	-0,396798* (0,059164)	-0,057255* (0,003866)		0,959741	
5	0,167164* (0,058699)			0,132802*** (0,076518)			1,231535* (0,080011)	-0,419739* (0,065086)	-0,057220* (0,008896)		0,961640	
6	0,173984* (0,057885)			0,199609* (0,094436)			1,195600* (0,072508)	-0,398180* (0,063162)	-0,055253* (0,003993)		0,962313	
7	0,209007* (0,051206)			0,088093 (0,067166)			1,330966* (0,058624)	-0,566953* (0,053173)	-0,061928* (0,004149)		0,957093	
8	0,216388* (0,049873)			0,044796 (0,050509)			1,316487* (0,063863)	-0,577388* (0,054743)	-0,061008* (0,004106)		0,954600	
9	0,232648* (0,050779)						1,361699* (0,061225)	-0,644607* (0,057787)	-0,061650* (0,003971)		0,954531	
10	0,214465* (0,052129)			0,152630*** (0,088674)			1,363350* (0,059237)	-0,598232* (0,051363)	-0,063091* (0,004083)		0,957351	
11	0,216019* (0,054436)			0,155159** (0,068291)			1,405524* (0,067666)	-0,631420* (0,053696)	-0,062926* (0,004102)		0,961129	
12	0,213353* (0,052920)			0,203790** (0,080930)			1,370172* (0,058806)	-0,608992* (0,052695)	-0,060448* (0,004113)		0,960128	
13	0,183793* (0,042764)			0,095987 (0,069169)			1,475249* (0,056151)	-0,676329* (0,065929)	-0,061977* (0,003096)		0,943268	
14	0,191907* (0,040532)			0,064927 (0,048755)			1,454898* (0,060686)	-0,681120* (0,057935)	-0,060866* (0,003234)		0,940438	
15	0,198920* (0,039817)			0,198920* (0,039817)			1,505145* (0,048963)	-0,747905* (0,042989)	-0,061272* (0,003298)		0,938497	
16	0,182884* (0,043503)			0,130945 (0,116441)			1,494201* (0,048899)	-0,691109* (0,046476)	-0,062502* (0,002957)		0,942673	
17	0,178386* (0,045959)			0,153076*** (0,080910)			1,540850* (0,080661)	-0,722693* (0,045859)	-0,062568* (0,003252)		0,946449	
18	0,182830* (0,044627)			0,215202** (0,082750)			1,504759* (0,050578)	-0,703765* (0,052562)	-0,060267* (0,003355)		0,946486	

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 40 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos
Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável *H12*

	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0035	0,0005	0,0015	0,366487	0,1287	0,6345
2	0,0016	0,0005	0,0013	0,232580	0,6968	0,8302
3	0,0010	0,0002	0,0005	0,167737	0,7050	0,5198
4	0,0055	0,0008	0,0022	0,376868	0,1297	0,7048
5	0,0057	0,0003	0,0007	0,364311	0,2986	0,6584
6	0,0038	0,0002	0,0004	0,508119	0,1007	0,5589
7	0,0165	0,0259	0,0455	0,077540	0,1933	0,3673
8	0,0118	0,0246	0,0483	0,005865	0,9130	0,7041
9	0,0065	0,0103	0,0219	0,007528	0,8934	0,3182
10	0,0417	0,0455	0,0711	0,079692	0,4002	0,4463
11	0,0381	0,0201	0,0296	0,040381	0,8774	0,4133
12	0,0581	0,0479	0,0851	0,193095	0,6833	0,2839
13	0,0598	0,0481	0,0733	0,131238	0,0570	0,6813
14	0,0275	0,0340	0,0378	0,002603	0,8907	0,8923
15	0,0321	0,0250	0,0348	0,001011	0,7529	0,5817
16	0,1014	0,0681	0,1088	0,198308	0,2985	0,7635
17	0,1236	0,0312	0,0625	0,563623	0,4668	0,9179
18	0,1040	0,0490	0,0737	0,795920	0,8201	0,7803

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 41 - Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável *Hex*

2003:Q1 a 2019:Q4												
	Hex			Gap_pib			Hs			D03C03	R2 ajust.	
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-2			
1	0,348520* (0,100048)			0,038353 (0,069661)			1,214879* (0,077135)	-0,389238* (0,069066)	-0,049054* (0,002318)	0,961050		
2	0,369008* (0,097876)			0,022460 (0,048587)			1,199152* (0,083621)	-0,386284* (0,074149)	-0,048293* (0,002527)	0,960789		
3	0,401322* (0,105904)						1,212088* (0,088310)	-0,414548* (0,080779)	-0,047708* (0,002588)	0,961194		
4	0,347406* (0,101211)			0,051599 (0,097450)	-0,016468 (0,062166)		1,220930* (0,085769)	-0,394023* (0,074649)	-0,049241* (0,002540)	0,960454		
5	0,339917* (0,106952)			0,082962 (0,084234)			1,253480* (0,093274)	-0,417649* (0,079822)	-0,049405* (0,002613)	0,962010		
6	0,346102* (0,098056)			0,146773 (0,093477)			1,231950* (0,082636)	-0,400676* (0,076737)	-0,047942* (0,002530)	0,963073		
7	0,201482 (0,126833)			0,085030 (0,071464)			1,246269* (0,075735)	-0,394319* (0,063898)	-0,052015* (0,002750)	0,956147		
8	0,227855*** (0,126849)			0,058814 (0,055872)			1,212265* (0,080187)	-0,385437* (0,067020)	-0,050632* (0,002944)	0,954944		
9	0,256395*** (0,135412)						1,222317* (0,079315)	-0,418103* (0,071639)	-0,050294* (0,002879)	0,953879		
10	0,200448 (0,128970)			0,104086 (0,093917)	-0,023940 (0,064414)		1,254990* (0,076460)	-0,401278* (0,065596)	-0,052275* (0,002899)	0,955508		
11	0,187482 (0,136104)			0,129229 (0,085241)			1,289932* (0,085031)	-0,424529* (0,069721)	-0,052414* (0,003016)	0,956958		
12	0,196792 (0,129237)						1,256347* (0,070528)	-0,404560* (0,065935)	-0,050319* (0,003074)	0,957235		
13	0,231288** (0,108410)			0,087413 (0,072486)			1,313630* (0,050259)	-0,482107* (0,064331)	-0,056274* (0,003868)	0,957530		
14	0,247718** (0,114797)			0,046659 (0,054046)			1,298966* (0,054663)	-0,492141* (0,066547)	-0,055315* (0,004119)	0,955656		
15	0,298561** (0,128762)						1,323509* (0,056074)	-0,550540* (0,074254)	-0,055584* (0,004286)	0,955607		
16	0,245145** (0,113803)			0,139758 (0,093271)	-0,068775 (0,060902)		1,331943* (0,054195)	-0,503325* (0,068292)	-0,057067* (0,004106)	0,957392		
17	0,266365** (0,117599)			0,146285*** (0,075877)			1,353151* (0,058789)	-0,527501* (0,070427)	-0,056808* (0,004288)	0,960289		
18	0,263922** (0,117366)						1,323750* (0,093649)	-0,509335* (0,068143)	-0,054578* (0,004405)	0,959999		

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 42 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos
Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável *Hex*

	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,0202	0,0124	0,0105	0,365799	0,0390	0,6997
2	0,0163	0,0120	0,0087	0,339722	0,0685	0,8676
3	0,0304	0,0252	0,0137	0,422354	0,0480	0,7358
4	0,0261	0,0159	0,0138	0,370812	0,0560	0,8031
5	0,0496	0,0221	0,0170	0,385230	0,0364	0,7240
6	0,0460	0,0178	0,0134	0,435550	0,0053	0,6766
7	0,0010	0,0003	0,0006	0,626354	0,1192	0,1950
8	0,0006	0,0003	0,0005	0,420897	0,3129	0,3387
9	0,0008	0,0004	0,0006	0,142055	0,1709	0,2159
10	0,0015	0,0005	0,0009	0,627193	0,1032	0,2747
11	0,0019	0,0004	0,0006	0,596649	0,1056	0,2040
12	0,0014	0,0003	0,0004	0,736031	0,0158	0,2023
13	0,0015	0,0026	0,0068	0,312279	0,0773	0,2956
14	0,0012	0,0027	0,0068	0,121009	0,4815	0,5098
15	0,0008	0,0013	0,0035	0,127922	0,2814	0,2520
16	0,0033	0,0045	0,0114	0,329527	0,0481	0,3910
17	0,0012	0,0009	0,0025	0,320361	0,2825	0,3200
18	0,0021	0,0025	0,0062	0,548387	0,1036	0,2576

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 43 - Estimações Modelos Trimestrais Alternativos Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável *Htri*

2003:Q1 a 2019:Q4												
	Htri			Gap_pib			Hs			D03Q03	R2 ajust.	
	t	t-1	t-2	t	t-1	t-2	t-1	t-2	t-2			
1	0,051926*** (0,027039)	0,096662 (0,069494)		0,073177 (0,052715)	1,326324* (0,064690)	-0,415014* (0,070499)	-0,0522231* (0,002454)				0,955708	
2	0,059020** (0,025933)			0,073177 (0,052715)	1,297866* (0,071296)	-0,4053367* (0,072948)	-0,050694* (0,002587)				0,954342	
3	0,064539** (0,028603)			-0,006875 (0,057914)	1,326194* (0,079410)	-0,449841* (0,085439)	-0,050474* (0,002484)				0,952573	
4	0,051466*** (0,027836)			0,108704 (0,100568)	1,331899* (0,073465)	-0,419500* (0,074405)	-0,052408* (0,002767)				0,955020	
5	0,049266 (0,029835)			0,142018*** (0,083611)	1,365159* (0,077637)	-0,444680* (0,080143)	-0,052580* (0,002797)				0,956700	
6	0,055574*** (0,027934)			0,211519** (0,099928)	1,327481* (0,071967)	-0,419970* (0,074425)	-0,050090* (0,002809)				0,957457	
7	0,088718* (0,026685)			0,096428 (0,061828)	1,312059* (0,087632)	-0,434243* (0,084503)	-0,050219* (0,003231)				0,953250	
8	0,092240* (0,028666)			0,059802 (0,050325)	1,289472* (0,098221)	-0,433026* (0,091086)	-0,048716* (0,003432)				0,950716	
9	0,097499* (0,028760)			-0,023797 (0,049006)	1,331270* (0,104805)	-0,488750* (0,103308)	-0,048584* (0,003361)				0,949526	
10	0,089325* (0,026717)			0,143549*** (0,074076)	1,336694* (0,097073)	-0,455028* (0,093898)	-0,050907* (0,003291)				0,952991	
11	0,087344* (0,026672)			0,155778** (0,065538)	1,381939* (0,102643)	-0,488730* (0,097404)	-0,050994* (0,003451)				0,956061	
12	0,087001* (0,027278)			0,209660** (0,086827)	1,345678* (0,091688)	-0,466811* (0,089802)	-0,048594* (0,003392)				0,955398	
13	0,055538 (0,034074)			0,117734*** (0,064896)	1,384024* (0,104642)	-0,463731* (0,091498)	-0,062232* (0,004059)				0,932277	
14	0,052125 (0,034057)			0,076434 (0,050218)	1,363848* (0,110667)	-0,464162* (0,093518)	-0,060218* (0,003794)				0,927644	
15	0,056071 (0,036187)			0,056071 (0,036187)	1,414591* (0,118878)	-0,530152* (0,105928)	-0,060843* (0,003389)				0,924853	
16	0,058425 (0,035122)			0,170900*** (0,092716)	1,409594* (0,108197)	-0,486174* (0,095354)	-0,063371* (0,004083)				0,931955	
17	0,061041*** (0,033336)			0,183819* (0,067687)	-0,123138*** (0,098951)	-0,521478* (0,115131)	-0,063677* (0,003866)				0,936783	
18	0,054410*** (0,032190)			0,243220* (0,078698)	-0,209148*** (0,103120)	-0,498604* (0,090530)	-0,06102* (0,003763)				0,935255	

Nota: Todas as regressões foram realizadas de 2003:Q1 a 2019:Q4. O valor entre parênteses é o erro padrão ajustado pela Matriz HAC de Newey West.

* Significativo a 1,0%; ** Significativo a 5,0%, *** Significativo a 10,0%

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Tabela 44 - Resultados dos Testes com os Modelos Trimestrais Alternativos
Descontando a Meta Interpolada e usando a Variável *Htri*

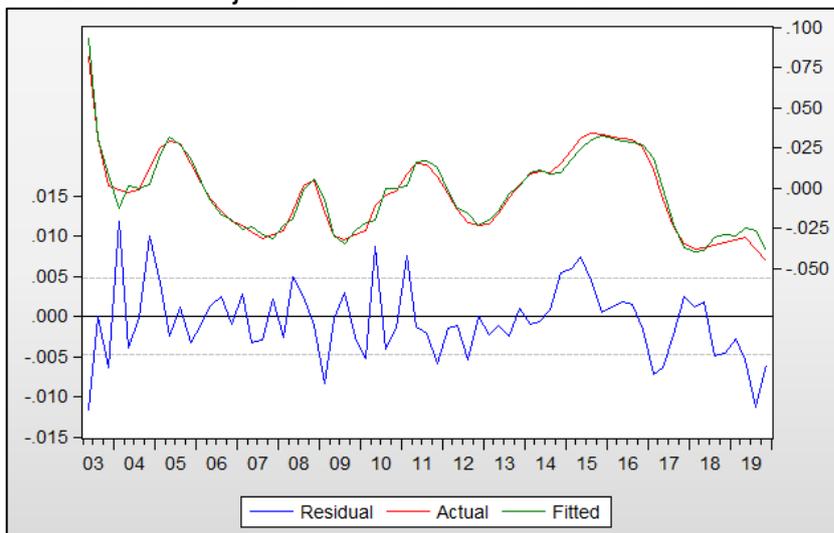
	Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
	2 lags	3 lags	4 lags			
1	0,1117	0,0064	0,0025	0,531781	0,2070	0,6077
2	0,0049	0,0033	0,0010	0,368830	0,4717	0,8168
3	0,0081	0,0054	0,0018	0,162252	0,6561	0,8006
4	0,0146	0,0078	0,0034	0,541518	0,2361	0,7314
5	0,0253	0,0088	0,0035	0,602427	0,2966	0,7287
6	0,0208	0,0077	0,0027	0,723042	0,0671	0,7597
7	0,0076	0,0175	0,0209	0,050945	0,5524	0,7099
8	0,0027	0,0070	0,0100	0,032330	0,9100	0,9134
9	0,0026	0,0050	0,0054	0,064960	0,7357	0,5645
10	0,0189	0,0364	0,0372	0,036868	0,5587	0,7621
11	0,0294	0,0403	0,0329	0,006622	0,6591	0,6218
12	0,0162	0,0246	0,0307	0,026691	0,5361	0,6912
13	0,0074	0,0023	0,0044	0,036778	0,5544	0,8234
14	0,0020	0,0009	0,0017	0,059282	0,6711	0,9488
15	0,0016	0,0002	0,0006	0,025278	0,7865	0,5423
16	0,0200	0,0041	0,0089	0,020333	0,6305	0,8183
17	0,0283	0,0016	0,0039	0,003642	0,7437	0,7432
18	0,0158	0,0020	0,0049	0,061840	0,5274	0,7967

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Estimações dos Modelos Trimestrais Alternativos

Modelo Trimestral Alternativo 1

Gráfico 7 - Ajuste do Modelo Trimestral Alternativo 1



Fonte: Eviews

Figura 3 - Correlograma do Modelo Trimestral Alternativo 1

Date: 03/28/21 Time: 20:21
Sample: 2003Q1 2019Q4
Included observations: 67
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.138	0.138	1.3248	0.250
		2	0.091	0.073	1.9121	0.384
		3	0.093	0.073	2.5395	0.468
		4	0.038	0.011	2.6462	0.619
		5	-0.086	-0.108	3.2021	0.669
		6	-0.042	-0.030	3.3378	0.765
		7	-0.031	-0.012	3.4125	0.844
		8	-0.054	-0.028	3.6370	0.888
		9	-0.079	-0.056	4.1356	0.902
		10	0.077	0.100	4.6178	0.915
		11	0.006	-0.004	4.6206	0.948
		12	-0.063	-0.072	4.9504	0.960
		13	-0.121	-0.132	6.1970	0.939
		14	-0.094	-0.082	6.9634	0.936
		15	-0.050	0.010	7.1885	0.952
		16	-0.114	-0.072	8.3612	0.937
		17	-0.086	-0.056	9.0430	0.939
		18	-0.038	-0.025	9.1772	0.955
		19	-0.035	-0.016	9.2984	0.968
		20	-0.153	-0.171	11.590	0.929
		21	0.011	0.010	11.602	0.950
		22	0.123	0.130	13.167	0.928
		23	-0.016	-0.024	13.195	0.948
		24	-0.074	-0.106	13.784	0.951
		25	0.107	0.055	15.041	0.940
		26	-0.048	-0.090	15.299	0.952
		27	0.071	0.094	15.887	0.955
		28	0.040	-0.003	16.078	0.965

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Fonte: Eviews

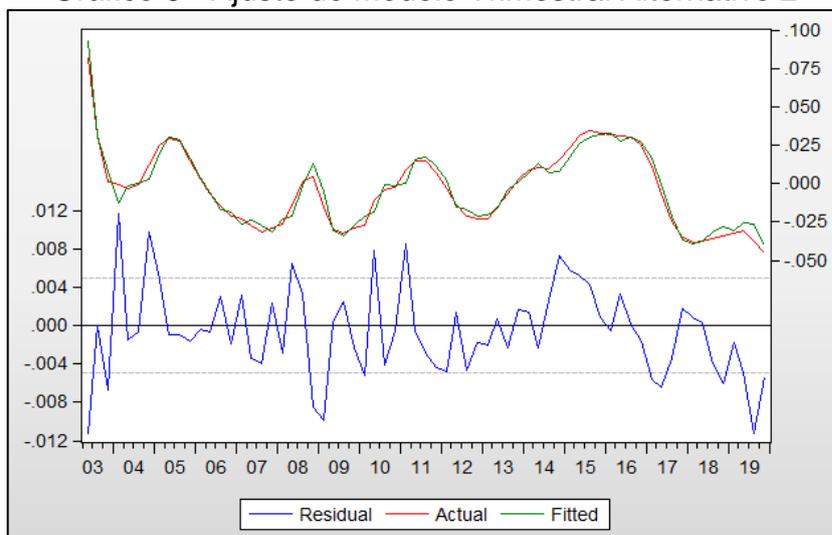
Tabela 45 - Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral Alternativo 1

Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
2 lags	3 lags	4 lags			
0,1581	0,1398	0,1840	0,522036	0,3937	0,1662

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

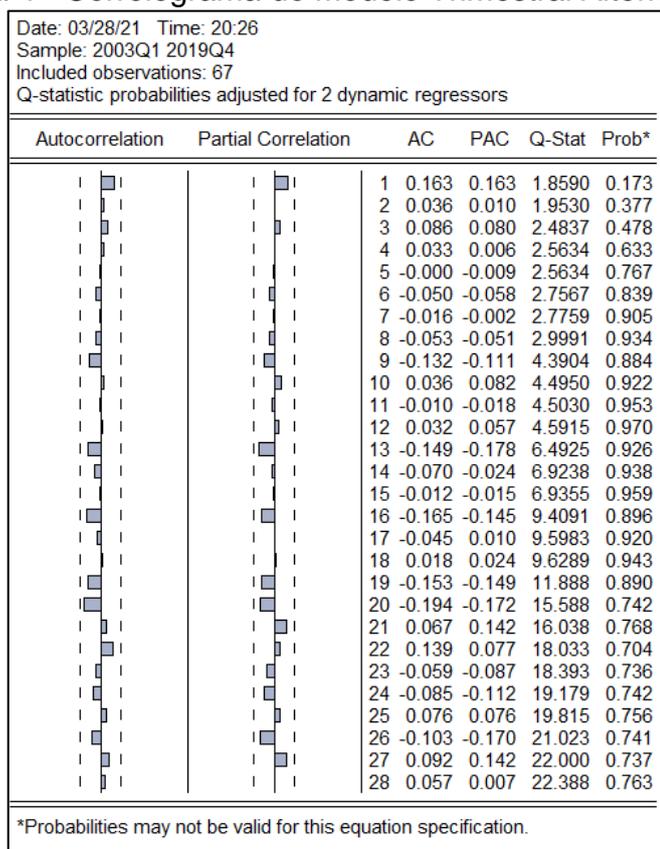
Modelo Trimestral Alternativo 2

Gráfico 8 - Ajuste do Modelo Trimestral Alternativo 2



Fonte: Eviews

Figura 4 - Correlograma do Modelo Trimestral Alternativo 2



Fonte: Eviews

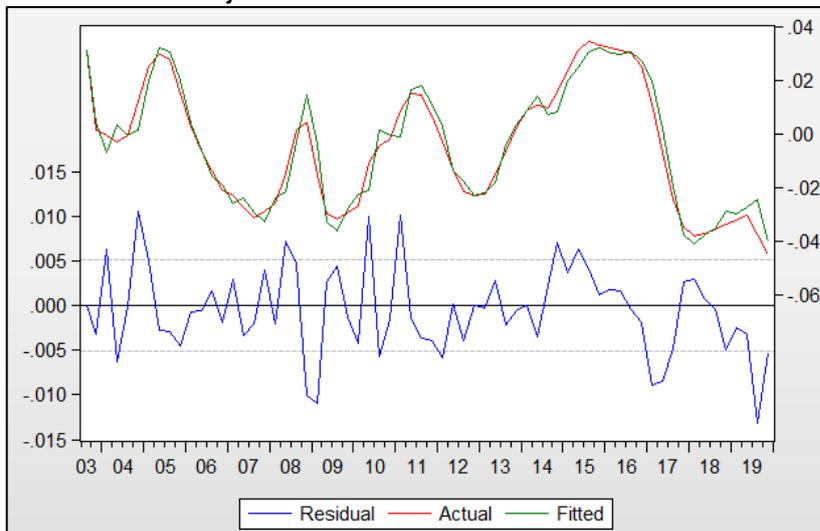
Tabela 46 - Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral Alternativo 2

Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
2 lags	3 lags	4 lags			
0,1474	0,1565	0,2332	0,763874	0,3686	0,1360

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews

Modelo Trimestral Alternativo 3

Gráfico 9 - Ajuste do Modelo Trimestral Alternativo 3



Fonte: Eviews

Figura 5 - Correlograma do Modelo Trimestral Alternativo 3

Date: 03/28/21 Time: 20:30
 Sample: 2003Q1 2019Q4
 Included observations: 66
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.187	0.187	2.4222	0.120
		2	-0.121	-0.162	3.4560	0.178
		3	0.071	0.136	3.8138	0.282
		4	-0.088	-0.166	4.3693	0.358
		5	-0.122	-0.035	5.4709	0.361
		6	-0.013	-0.028	5.4832	0.483
		7	0.022	0.030	5.5197	0.597
		8	-0.033	-0.048	5.6019	0.692
		9	-0.101	-0.102	6.4125	0.698
		10	0.076	0.111	6.8793	0.737
		11	0.017	-0.062	6.9037	0.807
		12	0.090	0.174	7.5767	0.817
		13	0.009	-0.135	7.5834	0.870
		14	-0.040	0.054	7.7211	0.903
		15	-0.004	-0.051	7.7222	0.934
		16	-0.280	-0.283	14.765	0.542
		17	-0.189	-0.032	18.022	0.387
		18	0.087	0.012	18.725	0.409
		19	-0.031	-0.014	18.815	0.469
		20	-0.031	-0.057	18.908	0.528
		21	0.125	0.109	20.456	0.493
		22	0.115	0.023	21.803	0.472
		23	-0.083	-0.082	22.519	0.489
		24	-0.119	-0.126	24.045	0.459
		25	0.089	0.063	24.915	0.467
		26	-0.100	-0.127	26.027	0.462
		27	-0.018	0.123	26.066	0.515
		28	0.100	0.009	27.251	0.505

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Fonte: Eviews

Tabela 47 - Resultados dos Testes com o Modelo Trimestral Alternativo 3

Teste LM			Teste de Jarque-Bera	Teste de White	Teste de Breusch-Pagan-Godfrey
2 lags	3 lags	4 lags			
0,1095	0,0969	0,1211	0,955750	0,6995	0,8439

Fonte: Elaboração própria do autor a partir dos resultados do programa Eviews