

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

Diogo Testa

**REGRA DE TAYLOR: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O
BRASIL (2003 – 2017)**

**Santa Maria, RS
2017**

Diogo Testa

REGRA DE TAYLOR: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL (2003 – 2017)

Monografia de graduação apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Centro de Ciências Sociais e Humanas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) como requisito parcial para obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Orientador: Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin

**Santa Maria, RS
2017**

Diogo Testa

REGRA DE TAYLOR: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL (2003 – 2017)

Monografia de graduação apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Centro de Ciências Sociais e Humanas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS) como requisito parcial para obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Aprovado em 11 de dezembro de 2017

Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin
(Presidente/Orientador)

Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin

Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin

**Santa Maria, RS
2017**

RESUMO

REGRA DE TAYLOR: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL (2003 – 2017)

AUTOR: Diogo Testa

ORIENTADOR: Prof. Dr. Anderson Antônio Denardin

Esta monografia tem por objetivo verificar se houve mudança na condução da política monetária brasileira por parte do Banco Central do Brasil durante o governo de Dilma Rousseff. Para tal, foram estimadas três funções de reação do Banco Central para o período correspondente de janeiro de 2003 a junho de 2017, tendo como base a especificação da Regra de Taylor proposta por Barbosa, Camêlo e João (2016). Para verificar a ocorrência de mudanças nos pesos relativos do hiato dos preços e do hiato do produto sobre a determinação da taxa de juros durante o período de interesse, foram utilizadas variáveis *dummies*. Os dados utilizados nas estimações são disponibilizados pelo Banco Central do Brasil. Os resultados observados sugerem que houve um aumento do peso relativo do hiato do produto e uma diminuição do peso relativo do hiato dos preços, com o Banco Central dando mais ênfase às variações na atividade econômica e ao nível de emprego que às variações nas expectativas para a inflação e ao nível de preços.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - FED <i>funds rate</i> e a regra de Taylor para os EUA	23
---	----

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Séries de interesse utilizadas no estudo	34
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para as séries utilizadas	36
Tabela 2 – Função de reação obtida com a estimação do Modelo I	37
Tabela 3 – Função de reação obtida com a estimação do Modelo II	39
Tabela 4 – Função de reação obtida com a estimação do Modelo III	41

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	REFERENCIAL TEÓRICO	12
2.1	AS TEORIAS DE KEYNES, FRIEDMAN E HAYEK.....	12
2.2	A TEORIA DA POLÍTICA MONETÁRIA NOVO-CLÁSSICA	15
2.3	A TESE DA INDEPENDÊNCIA DO BANCO CENTRAL	17
2.4	O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	19
2.5	A REGRA DE TAYLOR	20
3	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	24
4.1	DESCRIÇÃO DOS DADOS	31
4.2	DESCRIÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO	32
5	ESTIMAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO.....	34
6	CONCLUSÃO.....	42
	REFERÊNCIAS	44
	APÊNDICE A – ESTIMAÇÃO MODELO I.....	46
	APÊNDICE B – ESTIMAÇÃO MODELO II.....	47
	APÊNDICE C – ESTIMAÇÃO MODELO III.....	48
	ANEXO A – PRINCIPAIS RESULTADOS DE SOARES E BARBOSA (2006)	49
	ANEXO B – PRINCIPAIS RESULTADOS DE BARBOSA, CAMÊLO E JOÃO (2016)	50
	ANEXO C – PRINCIPAIS RESULTADOS DE JESUS E LOPES (2017)	51
	ANEXO D – PRINCIPAIS RESULTADOS DE OLIVEIRA E ARAGÓN (2011)	52

1. INTRODUÇÃO

É sabido que o Brasil vivenciou períodos de extremo descontrole inflacionário e conhece, como poucas nações do mundo, o potencial devastador de se conviver com altos índices de inflação.

Ao longo do século XX, foram várias as tentativas de colocar a inflação sob controle, todas com pouco ou nenhum sucesso. Foi somente com a reforma monetária de 1994, ocorrida por meio da implementação do Plano Real que o Brasil foi capaz controlar a inflação.

Depois de sua implementação, em julho de 1994, o Plano Real contou com o regime de câmbio fixo como âncora nominal para assegurar a estabilidade inflacionária. Entretanto, conforme aponta Pastore (2015), após enfrentar uma série de crises cambiais, com intensa fuga de capitais, devido ao efeito contágio causado pelas crises do México, dos países do sudeste asiático e da Rússia, já não havia mais uma resposta positiva dos fluxos de capitais às variações da taxa de juros. Tal cenário tornou explícita a insuficiência das reservas cambiais necessárias para defender a estabilidade da taxa de câmbio.

Diante disso, em janeiro de 1999, optou-se pela substituição do regime de câmbio fixo pelo regime de câmbio flutuante e, posteriormente, em junho do mesmo ano, a exemplo de várias nações desenvolvidas, foi implantado, no Brasil, o regime de metas de inflação, através do qual o Banco Central teria como principal objetivo manter a variação inflacionária dentro de bandas de variação definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Entre 1999 e 2015, o Banco Central demonstrou significativo esforço e manteve-se firme às metas previstas no regime de metas de inflação, com exceção para o curto período de 2001 a 2003, quando teve de enfrentar um cenário bastante adverso. Nesse período, houve uma intensa crise de confiança dos agentes econômicos diante das eleições de 2002.

Entretanto, a partir do ano de 2010, pôde-se perceber uma nítida tendência de o IPCA, índice oficial de acompanhamento inflacionário, manter-se acima do centro da meta, aproximando-se, permanentemente, do seu limite superior e superando-o no ano de 2015. Nesse ano, o IPCA subiu de 6,41% ao ano, observado em 2014, para 10,67% ao ano em 2015. Ou seja, houve um acréscimo de mais de 4 pontos percentuais no índice.

De acordo com Dornbusch, Fischer e Startz (2013), Blanchard (2007), Taylor (1993), dentre outros, a principal e mais eficaz ferramenta de execução de política monetária e, conseqüentemente, de controle inflacionário, é a taxa de juros de curto prazo. Assim sendo, cabe ao Banco Central do Brasil, autoridade e executor das políticas monetárias brasileiras, utilizar-se de tal ferramenta para assegurar a manutenção da estabilidade do poder aquisitivo do real.

Entretanto, como pode ser observado em Pastore (2015), mesmo com a inflação acima do centro da meta e com expectativas de inflação em crescimento, o Banco Central iniciou um período de afrouxamento monetário, em agosto de 2011, interrompendo um ciclo de alta na taxa de juros e dando início a um ciclo de queda, acentuando ainda mais a desencorajem das expectativas.

Pastore (2015) sugere ainda que, diante das circunstâncias observadas à época, o Banco Central, aos olhos do mercado financeiro, poderia ter “sofrido uma redução na sua liberdade de utilizar a taxa de juros no combate à inflação” (PASTORE, 2015, p. 274).

É de grande interesse social analisar mais a fundo a pressão inflacionária sofrida pela economia brasileira nos últimos anos, a fim de entender suas causas de modo a prevenir que desequilíbrios mais agudos não venham a ocorrer, ainda mais levando em consideração nosso passado, não muito distante, assombrado, durante anos, por graves crises inflacionárias e inúmeros problemas econômicos e sociais por elas causados.

Diante dos fatos acima apresentados, fica clara a importância de concentrar a atenção na análise da dinâmica da inflação, bem como no padrão de comportamento da função de reação do Banco Central, a fim de verificar a postura do mesmo diante da recente escalada inflacionária, tendo em vista que compete a ele manter a estabilidade do poder de compra do Real.

Assim sendo, levanta-se a seguinte problemática de pesquisa: *houve significativas mudanças na condução da política monetária brasileira por parte do Banco Central do Brasil durante o governo da Presidente Dilma Rouseff?*

Com base nisso, tem-se como objetivo, estimar a Função de Reação do Banco Central Brasileiro de janeiro de 2003 a junho de 2017 e, com base na função estimada, verificar como se deu a condução da política monetária por parte do Banco Central ao longo dos diferentes governos do período.

Assim sendo, para cumprir esse propósito, a presente pesquisa está estruturada como segue: além dessa breve introdução, na segunda seção, é apresentado o referencial teórico que dá suporte à análise em questão; na terceira seção, faz-se uma revisão da literatura em torno da Regra de Taylor para o Brasil; na quarta, é descrita a metodologia utilizada e a análise estatística das séries de dados; na quinta seção, é apresentada a análise dos principais resultados obtidos e, por fim, na sexta seção, são descritas as principais conclusões obtidas na pesquisa.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Esta seção consiste em uma breve revisão das teorias de alguns dos principais pensadores da teoria monetária do século XX e uma breve análise da política monetária Novo-Clássica, da relação desta com a concepção do regime de metas de inflação e, por fim, a aplicação da Regra de Taylor como regra para condução da política monetária.

2.1. AS TEORIAS DE KEYNES, FRIEDMAN E HAYEK

Segundo Mishkin (2000), Keynes desenvolveu suas principais teorias econômicas, interessado em entender as causas da Grande Depressão e a forma como a política governamental poderia ser utilizada para aumentar o nível de emprego, diante de situações semelhantes.

Segundo Carvalho et al. (2012), para Keynes, a moeda não representa apenas um mero meio de troca, mas uma reserva de valor, devido a sua capacidade de transportar riqueza ao longo do tempo. Sendo assim, a moeda, na visão de Keynes, desempenha um papel duplo na economia, um de meio de pagamentos e outro de forma de riqueza.

Em sua análise do mercado monetário, Keynes propõe a famosa teoria da *preferência pela liquidez*. Keynes (1982, p. 138) sugere que esta é uma “potencialidade ou tendência funcional que fixa a quantidade de moeda que o público reterá quando a taxa de juros for dada”. Para Keynes (1982), a preferência pela liquidez resulta de três motivos principais: transacional, preventivo e especulativo, e varia de acordo com o nível de incerteza dos agentes em relação ao futuro das taxas de juros.

Ao tratar da taxa de juros, Keynes (1982, p. 137) argumenta que essa “não é o preço que equilibra a demanda de recursos para investir e a propensão de abster-se do consumo imediato, mas sim o preço mediante o qual, o desejo de manter a riqueza em forma líquida se concilia à quantidade de moeda disponível”. Em outras palavras, pode-se dizer que a taxa de juros nada mais é que “a recompensa da renúncia à liquidez por um período determinado” (KEYNES, 1982, P. 137). Neste sentido, Keynes (1982) sugere que a preferência pela liquidez, junto à quantidade de moeda, é fator determinante da taxa de juros corrente.

Ao abordar a possibilidade de manipular a quantidade de moeda a fim de estimular a economia, Keynes (1982, p.141) aponta que uma série de dificuldades pode ser observada:

Embora seja de esperar que, *ceteris paribus*, um aumento na quantidade de moeda reduza a taxa de juros, isto não ocorrerá se a preferência do público pela liquidez aumentar mais que a quantidade de moeda; e, conquanto se possa esperar que, *ceteris paribus*, uma baixa na taxa de juros estimule o fluxo de investimento, isso não acontecerá se a escala da eficiência marginal cair mais rapidamente que a taxa de juros; quando, enfim, se possa esperar que, *ceteris paribus*, um aumento no fluxo de investimento faça aumentar o emprego, isso não se produzirá se a propensão a consumir estiver em declínio.

Entretanto, mesmo diante do abordado acima, de acordo com Carvalho et al. (2012), Keynes acreditava que a moeda não era neutra, de modo que a política monetária seria capaz de alterar variáveis reais da economia.

Friedman (1968) demonstra certo ceticismo em relação às teorias amplamente difundidas pelos keynesianos após a grande depressão. Segundo esses, uma política econômica ideal seria alcançada através de níveis de juros constantemente baixos e incentivos ao investimento e à demanda agregada por meio, se necessário, de grandes dispêndios governamentais.

Friedman (1968) argumenta que a política monetária possui sérias limitações. Neste sentido, aponta que essa não é capaz de determinar a taxa de juros e nem a taxa de desemprego além de um curto período de tempo.

Para justificar essas afirmações, em relação à incapacidade de determinar a taxa de juros, o autor afirma que um aumento da quantidade de moeda além do nível esperado pelos agentes acarretaria em um aumento no dispêndio, que por sua vez causaria um aumento na renda, o nível crescente de renda eleva a demanda por empréstimos e também pode elevar os preços, diminuindo a verdadeira quantidade de moeda na economia. Todo esse processo, na visão de Friedman (1968), inverteria a inicial pressão decrescente sobre a taxa de juros, de modo que, em prazos mais longos, essa poderia alcançar níveis mais elevados que os observados antes do aumento inesperado da quantidade de moeda.

Quanto à incapacidade da política monetária de determinar o nível de desemprego, o autor sugere que, assim como na determinação da taxa de juros, há um descolamento entre os impactos de curto e longo prazo de tal política. Friedman (1968) argumenta ainda em favor da existência de uma taxa natural de desemprego,

indeterminável e mutável, de modo que, ao determinar o nível de desemprego a ser alcançado, a autoridade monetária corre grande risco de errar, para cima ou para baixo da taxa natural.

Supondo que a taxa natural de desemprego mantenha-se estável, a autoridade monetária, para alcançar a taxa de desemprego pretendida, teria de, permanentemente e aceleradamente, utilizar-se de políticas inflacionárias, caso esta esteja abaixo da taxa natural ou, caso contrário, utilizar-se de políticas deflacionárias. Ainda assim, tais efeitos poderiam ser mantidos apenas por um curto período de tempo.

Entretanto, Friedman (1968) não isenta a política monetária de grandes responsabilidades, apenas busca apontar os critérios corretos pelos quais deve guiar-se. Para o autor, cabe à política monetária neutralizar ou, ao menos, suavizar distúrbios do sistema econômico e manter estável o comportamento do nível de preços. E para alcançar tais objetivos, tendo em vista a incapacidade de determinar taxas de juros e níveis de desemprego, a autoridade monetária deveria utilizar como principal ferramenta de execução de política monetária a quantidade de moeda em circulação na economia. Esta, segundo o autor, deveria crescer a uma taxa constante e explícita.

Outro autor que se demonstra bastante cético em relação aos ideais pregados pelos keynesianos, fazendo uma crítica mais contundente a esses, é Hayek (2011).

Para Hayek (2011), há um descompasso entre os efeitos da política monetária no curto e no longo prazo. Segundo o autor, uma elevada taxa de emprego só pode ser alcançada, no curto prazo, através de um processo inflacionário contínuo e acelerado. Entretanto, no longo prazo, a inflação causada durante a busca pelo pleno emprego, terá como consequência um nível de desemprego mais elevado que aquele que se pretendeu, inicialmente, evitar. Sem mencionar o fato de que um processo inflacionário constante e acelerado, hora ou outra, desregulará todo o sistema de preços relativos e qualquer ordem efetiva de uma economia de mercado.

Esse descolamento de efeitos de curto e de longo prazos da política econômica, segundo Hayek (2011), dá-se devido ao fato de a inflação alterar os fluxos monetários entre os vários setores e estágios do processo produtivo da economia e criar uma expectativa de aumento ainda maior nos preços. Como consequência disto, há alterações na demanda de diversos bens e serviços que

causam mudanças também nas direções da produção e na alocação dos fatores produtivos, inclusive a mão de obra, de tal modo que certos empregos tornam-se temporariamente atrativos.

No entanto, tal cenário só será mantido no curto prazo e enquanto o processo inflacionário continuar e se acelerar. Tão logo a inflação comece a ceder, esses empregos começarão a desaparecer. Além disso, de acordo com o autor, quanto mais durar o processo inflacionário, maior será o número de trabalhadores desempregados ao final do processo.

2.2. A TEORIA DA POLÍTICA MONETÁRIA NOVO-CLÁSSICA

A Escola Novo-Clássica, ou Escola das Expectativas Racionais, como também é conhecida, surgiu no final da década de 1970, com ideias parcialmente discordantes das de Friedman, principalmente no que tange a formação das expectativas e radicalmente contra qualquer tipo de intervenção macroeconômica, intervenções essas defendidas, na época, pelos keynesianos. Os principais pensadores desta escola são Robert Lucas, Thomas Sargent e Neil Wallace (CARVALHO et al., 2012).

Embora essa corrente de pensamento esteja baseada em hipóteses monetaristas e derivem desta várias das suas hipóteses como a adoção à Lei de Say e à neutralidade da moeda no longo prazo, diferencia-se em aspectos metodológicos e teóricos (FREITAS, 2006).

Conforme observado em Carvalho et al. (2012), enquanto Friedman defende que as expectativas são adaptativas, ou seja, que os agentes baseiam-se e adaptam-se a dados passados para formular suas expectativas, os pensadores da Escola Novo-Clássica postulam que os agentes analisam e otimizam todas as informações disponíveis, de tal modo que não olham unicamente para trás, para o passado, mas também para o futuro, ao formar suas expectativas. A esse processo dá-se o nome de Expectativas Racionais.

A afirmação de que as expectativas são racionais conduz à conclusão de que a política monetária é ineficaz, já que, não havendo barreiras informacionais, assim que anunciadas, quaisquer medidas de política monetária seriam imediatamente incorporadas pelos agentes às suas expectativas, de tal modo que esta seria incapaz de afetar as variáveis reais da economia (CARRARA; CORREA, 2012).

Com o intuito de ilustrar esse fenômeno e facilitar seu entendimento, vale citar Carvalho et al. (2012, p.126):

Ao afirmar que as expectativas são racionais [...], todos sabem que um aumento na oferta monetária provocará inflação, tal como sugere a teoria monetarista. Assim, um aumento da oferta de moeda anunciada pelo governo representa apenas uma mensagem de que os preços e salários irão se elevar; então, a única reação dos agentes deve ser se antecipar elevando os preços e salários da economia. Nada mais que isso ocorre.

Sendo a política monetária, então, ineficaz, restaria às autoridades monetárias, para causar impactos reais nas variáveis macroeconômicas, apenas o “elemento surpresa”, que ocorre ao serem alteradas ou inseridas novas variáveis econômicas de maneira inesperada pelos agentes. Entretanto, o efeito do “elemento surpresa” é passageiro. Seus efeitos perduram apenas durante o tempo necessário para que os agentes ajustem suas expectativas. Conforme Freitas (2006), tudo o que o governo consegue, na prática, é confundir os agentes e provocar distorções no curto prazo, em função dos erros de previsão.

Os teóricos desta escola também argumentam a favor da existência de uma taxa natural de desemprego. Neste sentido, conforme Freitas (2006), Lucas chegou a formular sua própria versão da Curva de Philips, conhecida como Curva de Philips Vertical, segundo a qual a taxa de desemprego corrente é igual à taxa de desemprego natural.

Outra importante hipótese levantada pela Escola Novo-Clássica é a do viés inflacionário, segundo a qual sempre que a política monetária é conduzida de maneira discricionária, há incentivos para que as autoridades monetárias utilizem medidas inflacionárias que busquem reduzir o desemprego no curto prazo. O problema desse tipo de política expansionista é que, no longo prazo, os efeitos sobre o nível de emprego se dissolvem, enquanto os efeitos inflacionários permanecem (MENDONÇA, 2002).

Com base nisso, a Escola Novo-Clássica levanta a argumentação a favor da adoção de regras para a política monetária, que nada mais é que a semente do regime de metas de inflação: “As implicações para nossa análise é que os *policymakers* devem seguir regras definidas ao invés de atuarem discricionariamente” (KYDLAND; PRESCOTT, 1977, p. 487 apud CARRARA; CORREA, 2012, p. 444).

2.3. A TESE DA INDEPENDÊNCIA DO BANCO CENTRAL

É com base nas informações acima expostas que surge a tese da independência do Banco Central. Segundo Carrara e Correa (2012, p. 445), “esta tese pressupõe a existência de um viés inflacionário na condução da política monetária e de uma correlação negativa entre o grau de independência do Banco Central e a inflação”.

Em relação ao viés inflacionário, Mishkin (2000, p. 246) argumenta que, “na visão de muitos observadores, os políticos de uma sociedade democrática são míopes porque são guiados pela necessidade de vencer as eleições seguintes”, de tal modo que é pouco provável que sejam capazes de se comprometerem, verdadeiramente, com objetivos de longo prazo, estando sempre pendidos a promoverem soluções para problemas de curto prazo como, por exemplo, suavizar as elevadas – às visões “míopes” desses políticos – taxas de juros (MISHKIN, 2000).

No que diz respeito à correlação negativa entre o grau de independência do Banco Central e inflação, de acordo com Carvalho, Souza, Sicsú, Paula e Studart (2012), várias evidências podem ser encontradas em diversos estudos empíricos publicados. Dentre eles, encontram-se os publicados por Cukiermn, Webb e Neyapti (1992) e por Alesina e Summers (1993).

Vários são os argumentos utilizados em favor da independência do Banco Central. Dentre eles pode-se citar o chamado ciclo político de comércio que, de acordo com Mishkin (2000), em períodos de pré-eleições, os políticos, para diminuir taxas de juros e de desemprego, optam por políticas expansionistas. Logo que passadas as eleições, esses mesmos políticos demandam por políticas contracionistas, a fim de corrigir eventuais desequilíbrios causados pelas políticas precedentes, esperando que a sociedade as esqueça antes que se realizem novas eleições.

Outro argumento bastante utilizado, segundo Mishkin (2000, p. 247), é o de que “o controle da política monetária é muito importante para ser deixado para os políticos, um grupo que tem mostrado repetidamente uma falta de especialidade em tomar decisões sobre questões de grande importância econômica”.

Seguindo nesta mesma linha de raciocínio, Cukierman, Webb e Neyapti (1992, apud CARVALHO et al, 2012, p. 132) sugerem que:

A independência do Banco Central não significa tão-somente autonomia para realizar políticas monetárias sem interferência do governo central; significa acima de tudo independência para perseguir o objetivo da estabilidade de preços, mesmo que esta busca represente sacrificar outros objetivos que podem ser mais importantes para as autoridades políticas.

Outro “ pilar teórico ” sobre o qual está apoiada a tese da independência do Banco Central é o chamado trinômio credibilidade-reputação-delegação, estabelecido por alguns teóricos da Escola Novo-Clássica.

Para melhor compreensão do referido trinômio, pode-se citar Sicsú (1996, p. 24):

Gestores da política econômica podem circunstancialmente avaliar que resultados imediatos e passageiros sobre o nível de produto são mais valiosos do que a **credibilidade** nas regras de política monetária. Motivados, por exemplo, por interesses eleitorais podem flexibilizar a política monetária com ações discricionárias expansionistas. Neste caso, os gestores implementam um política monetária inconsistente e, conseqüentemente, perdem **reputação** perante os agentes privados. [...] A tese da IBC objetiva **delegar** a política monetária a um agente que mantenha a sua reputação, a credibilidade nas regras monetárias e, conseqüentemente, mantenha a inflação em patamar aceitável e reduza a variabilidade do produto.

Em relação à dinâmica da Independência do Banco Central, Sicsú (1996) cita dois modelos, sendo o primeiro intitulado modelo-Rogoff, através do qual é conferido ao Banco Central independência de objetivos e instrumentos, e o segundo intitulado modelo-Walsh-Persson-Tabellini, o qual confere à autoridade monetária apenas independência de instrumentos.

Em outras palavras, no modelo-Rogoff, o Banco Central define sua meta para inflação e, livremente, faz uso dos instrumentos monetários necessários para atingi-la. Já no modelo-Walsh-Persson-Tabellini, a meta para inflação é definida pelo governo e/ou parlamento, tendo o Banco Central liberdade apenas para utilizar os instrumentos monetários necessários para a manutenção da inflação dentro da meta.

Sicsú (1996) discorre ainda sobre a necessidade de o Banco Central ser presidido e dirigido por agentes mais avessos à inflação que a sociedade. Deste modo, seria possível manter níveis de inflação mais baixos. Neste sentido, cabe a definição em contrato, caso a inflação extrapole os limites estabelecidos, de custos ao presidente e aos dirigentes da autoridade monetária, como perda de cargos e, conseqüentemente, salários e imagem profissional.

Como desdobramento da tese da independência do Banco Central, surge a proposta do regime de metas de inflação, como será visto na seção seguinte.

2.4. O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Conforme Giambiagi, Mathias e Velho (2006), um pequeno grupo de países de economia aberta (Nova Zelândia, Canadá, Inglaterra, Suécia e Austrália), no início da década de 1990, diante de um cenário doméstico com preços nominais rígidos e mercado internacional com liberdade de capitais e taxas de câmbio flutuantes, viu-se diante do desafio de estabilizar seus níveis gerais de preços.

Para tal, optaram por adotar, em suas economias, um regime de metas de inflação, o qual se demonstrou mais eficaz que as demais âncoras de preços, até então adotadas, apresentando ainda elevado grau de transparência e controle do Banco Central (GIAMBIAGI; MATHIAS; VELHO, 2006).

Segundo Giambiagi e Carvalho (2002, p. 28), a adoção de tal sistema “permite que a política monetária se concentre na busca prioritária de um certo nível de inflação; e possibilita uma avaliação clara do desempenho da política monetária”.

Neste sentido, Carrara e Correa (2012) sustentam o regime de metas de inflação, através da condução de uma política monetária, calcada na busca pelo aprimoramento constante da comunicação entre o Banco Central e os agentes econômicos, de maneira que estes possam sempre monitorar e avaliar o desempenho da autoridade monetária, “pode coordenar a formação de expectativas inflacionárias dos agentes e a fixação dos salários e preços, atuando, assim, como uma âncora nominal tanto para a inflação atual como para as expectativas futuras” (CARRARA; CORREA, 2012, p. 445).

O regime de metas de inflação, segundo Carvalho et al. (2012), tem como ponto de partida dois pressupostos. O primeiro relacionado ao fracasso do regime de metas de expansão monetária, devido às dificuldades de se prever a demanda por moeda em um sistema financeiro com elevado nível de inovação, e o segundo, relacionado ao pressuposto teórico, já mencionado, de que a política monetária é incapaz de afetar de forma duradoura as variáveis reais da economia.

Assim sendo, Carvalho et al. (2012, p. 140) segue argumentando que o regime de metas inflacionárias “tem como característica o reconhecimento explícito

de que o objetivo da política monetária é a manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável”.

Blanchard (2007) sustenta que conduzir a política monetária com base em uma meta de inflação, ao invés de uma meta de crescimento da moeda nominal, é um nítido aperfeiçoamento. Argumenta que, considerando o fato de que no médio prazo, o principal objetivo da política monetária é alcançar uma dada taxa de inflação, é melhor ter como meta a própria taxa de inflação, uma vez que o controle do crescimento nominal da moeda nem sempre leva à taxa de inflação desejada.

Quanto à operacionalidade do regime de metas de inflação, conforme Giambiagi e Carvalho (2002, p. 28), “há a definição de uma meta explícita para a variação dos preços por parte das autoridades e na atribuição de uma responsabilidade formal ao Banco Central pelo alcance do resultado desejado”.

Ainda em relação à operacionalidade, mais especificamente, quanto à meta para o índice de preços, Ferreira e Petrassi (2002) argumentam que, diante da constante presença de incertezas e choques exógenos, a adoção de uma meta pontual não ótima, como alternativa, seria mais adequada a utilização de bandas de variação. Desta forma, choques exógenos e incertezas podem ser absorvidos por flutuações do índice, dentro das bandas estabelecidas, sem a perda da credibilidade do regime.

Ainda de acordo com Ferreira e Petrassi (2002), a amplitude ótima da banda de variação pode ser determinada com base na volatilidade das principais variáveis macroeconômicas que exercem influência sobre o nível de preços, tal como a taxa de câmbio.

No regime de metas de inflação, de acordo com Carvalho et al. (2012), a principal ferramenta de política monetária, utilizada para calibrar a taxa de inflação, fazendo-a convergir à meta previamente estabelecida, é a taxa de juros de curto prazo, sendo que tal taxa poderia ser facilmente descrita por regras matemáticas, como a chamada Regra de Taylor, que é o tema da seção seguinte.

2.5. A REGRA DE TAYLOR

Originalmente proposta por Taylor em 1993, a chamada Regra de Taylor, “tem sido usada como um guia operacional que o Banco Central pode seguir no processo decisório de política monetária” (CARVALHO et al., 2012, p. 162).

Taylor (1993), seguindo um viés crítico em relação à política monetária discricionária, argumenta em favor da incorporação de regras para a condução da política monetária. Sustenta que políticas econômicas conduzidas com base em regras apresentam melhor desempenho que as políticas discricionárias.

Buscando propor maneiras de incorporar as regras de condução à política monetária, Taylor (1993), considerando o período de 1987 a 1992, analisa o comportamento das taxas internas de juros dos Estados Unidos e, em seu artigo, sugere que essas teriam obedecido a uma relação linear simples entre a taxa de inflação, uma taxa de juros de equilíbrio e uma soma ponderada do desvio da inflação em relação a uma meta estabelecida e do desvio do produto real em relação ao produto potencial.

A regra original, proposta por Taylor (1993), tem a seguinte especificação:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (1)$$

em que r representa a taxa de juros nominal; p , a taxa de inflação acumulada nos quatro trimestres anteriores e y é o desvio percentual do PIB real do seu alvo.

Apesar de Taylor não ter estimado os valores dos parâmetros, mas sim “calibrados para reproduzir a taxa de juros do mercado interbancário americano” (BARBOSA; CAMÉLO; JOÃO, 2016), os resultados por ele obtidos foram muito próximos da verdadeira taxa de juros observada no período, conforme pode-se verificar no Gráfico 1.

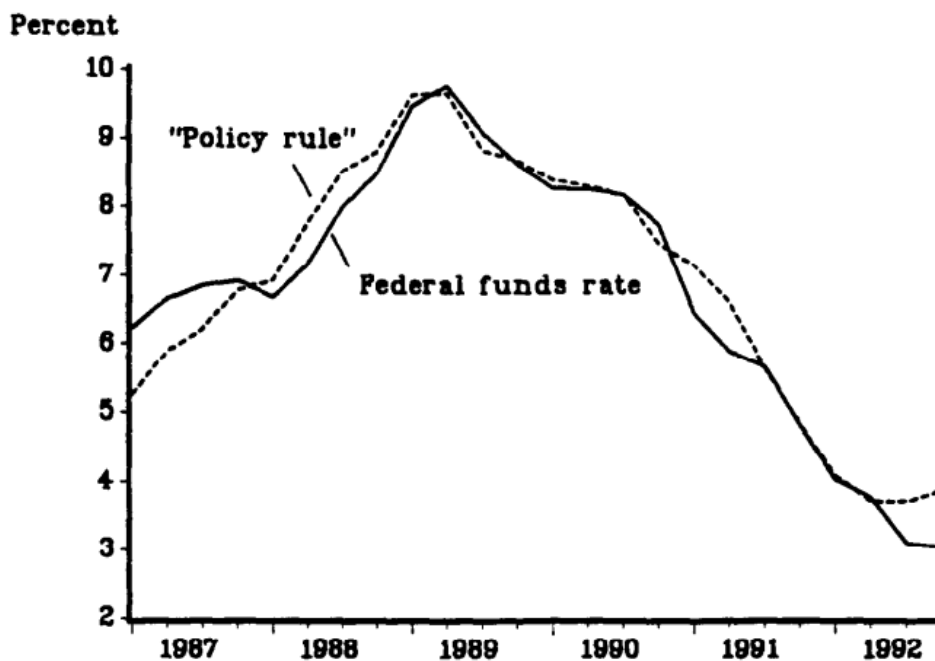
Gráfico 1 –FED *funds rate* e a regra de Taylor para os EUA

Figure 1. Federal funds rate and example policy rule.

Fonte: Discretion Policy Rules in Practice, Jonh Taylor, 1993.

Uma especificação mais genérica da Regra de Taylor pode ser encontrada em Silva Junior (2013), como segue:

$$i_t = r + \pi_t + \alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y_t \quad (2)$$

em que i_t representa a taxa nominal de juros; r , a taxa real de juros de equilíbrio; π_t , a taxa de inflação observada; π^* , a meta estabelecida para a inflação; y , o hiato do produto, ou seja, a diferença do produto corrente para o potencial e α_1 e α_2 são os coeficientes de sensibilidade da taxa de juros em virtude da variação da inflação e do hiato do produto.

Como destacado por Silva Junior (2013), ao analisar a equação (2), observa-se que, caso a inflação ultrapasse a meta estabelecida, a autoridade monetária deve elevar a taxa de juros nominal em $\alpha_1(\pi_t - \pi^*)$. Já, caso o hiato do produto apresente-se negativo, a taxa de juros nominal deve ser reduzida em $\alpha_2 y_t$. Agora, se ambas as situações ocorrem simultaneamente, o sentido da variação na taxa de juros nominal

será definida com base na magnitude dos coeficientes α_1 e α_2 e na grandeza dos desvios em relação às metas estabelecidas para a inflação e para o produto.

Silva Junior (2013) sugere ainda que a autoridade monetária, ao utilizar a taxa de juros nominal como instrumento de controle para combater de maneira efetiva uma tendência de alta na inflação, deve elevar a taxa de juros em magnitude proporcionalmente maior que a elevação da inflação, ou seja, a variação da taxa de juros nominal deve ser superior à variação observada da inflação, de maneira que seja produzido um aumento na taxa de juros real.

Apesar de defensor das regras para a condução da política monetária, Taylor (1993) alerta que essas, na prática, não devem ser utilizadas de forma mecânica. Argumenta que uma boa condução da política monetária, ainda que guiada por regras, requer julgamento e interpretação por parte da autoridade monetária, do comportamento de outras variáveis econômicas relevantes para determinação da taxa de juros, como variações na taxa de câmbio, por exemplo.

Desde a sua publicação, em 1993, a Regra de Taylor passou por uma série de “aprimoramentos”, nos quais outras variáveis foram inseridas para explicar a taxa de juros nominal, tais como: câmbio e dívida pública.

3. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Desde a publicação do célebre artigo de Taylor em 1993, vários autores, nos últimos anos, dedicaram-se a analisar a política monetária de diversos países. Dentre os diversos estudos publicados, como será visto nesta seção, muitos tiveram a política monetária adotada no Brasil, em diversos períodos, como objeto de análise.

Soares e Barbosa (2006), com o objetivo de estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil, para o período de 1999 a 2005, utilizaram modelos econométricos, baseados em uma versão *forward-looking*¹ da regra de Taylor e incluíram aos modelos, como variável explicativa, além do hiato da inflação e do produto, variáveis originalmente propostas por Taylor (1993), a variação da taxa de câmbio real e, diferente de muitos outros estudos, consideraram, tanto a meta de inflação quanto a taxa de juros real de equilíbrio, como variáveis no tempo.

Os modelos utilizados por Soares e Barbosa baseiam-se em especificação apresentada por Clarida, Gali e Gertler (1998), como segue:

$$i_t^* = r^* + \pi_t^* + (\beta - 1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + \lambda(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) \quad (3)$$

Em que r^* é a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo; π é a taxa de inflação; π^* a meta de inflação; x o hiato do produto e xr o logaritmo da taxa de câmbio real. i_t^* representa a taxa básica de juros ótima para o período t .

Dado ao fato de que o Banco Central não ajusta a taxa de juros de forma imediata, mas sim de forma gradual, os autores consideraram a dinâmica de ajustamento proposta por Judd e Rudebusch (1998):

$$\Delta i_t = \phi(i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (4)$$

sendo Δi_t a primeira diferença da taxa de juros; i_{t-1} a taxa de juros efetiva defasada; e Δi_{t-1} a primeira diferença do juros nominal defasado.

Combinadas as equações (3) e (4), tem-se o modelo utilizado pelos autores em suas análises, como segue:

¹ Considera as expectativas de inflação ao invés da inflação corrente.

$$\Delta i_t = \alpha - \phi(i_{t-1} - \pi_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 x_t + \phi\gamma_2 x_{t-1} + \phi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho\Delta i_{t-1} \quad (5)$$

sendo $\alpha = \phi r$.

Considerando a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo (r_t^*) variável no tempo, tem-se:

$$\Delta i_t = -\phi(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 x_t + \phi\gamma_2 x_{t-1} + \phi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho\Delta i_{t-1} \quad (6)$$

Com base nos resultados obtidos, concluem que, em relação ao coeficiente do hiato da inflação, bem acima ao valor de referência igual a um, à época, o “BACEN vinha reagindo agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta, a partir da implementação do sistema de metas de inflação” (SOARES; BARBOSA, 2006, p.18). Em relação ao coeficiente do hiato do produto, não rejeitam a inclusão de seu valor, corrente ou defasado, na função de reação. No entanto, segundo os autores, “todas as tentativas de incluir essas duas variáveis ao mesmo tempo nos modelos geram coeficientes que não são significativos estatisticamente”. (SOARES; BARBOSA, 2006, p.18). Por fim, os resultados obtidos também sugerem que a taxa de câmbio é uma variável explicativa, justificando sua presença nos modelos. Os principais resultados obtidos por Soares e Barbosa (2006) podem ser observados no Anexo A.

Outros autores que utilizaram a Regra de Taylor para analisar a política monetária brasileira foram Barbosa, Camêlo e João (2016). No estudo os autores testam a hipótese de que a função de reação do Banco Central tenha mudado seus parâmetros ao longo do primeiro governo Dilma.

Para realizar tal análise, utilizaram dados da economia brasileira correspondentes ao período de 2003 a 2015 e basearam-se em uma especificação da Regra de Taylor proposta por Judd & Rudebusch (1998) e Soares & Barbosa (2006). As equações apresentadas abaixo, (7) e (8), descrevem a taxa de juros desejada e o mecanismo de ajustamento, respectivamente:

$$\hat{i}_t = \bar{r}_t + \pi_t + \beta_1(\pi_{t+n}^e - \bar{\pi}) + \beta_2\gamma_t + \beta_3\gamma_{t-1} + \beta_4(q_t - q_{t-1}) + \beta_5(\Delta q_t - \Delta q_{t-1}) \quad (7)$$

sendo: \hat{i}_t a taxa de juros desejada; \bar{r}_t a taxa natural de juros; π_t a taxa de inflação observada em t ; π^e a expectativa de inflação; $\bar{\pi}$ a meta de inflação; y o hiato do produto; q a taxa de câmbio real e os β s, coeficientes.

$$\Delta i_t = \lambda(\hat{i}_t - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (8)$$

sendo: Δi_t a primeira diferença da taxa de juros; i_{t-1} a taxa de juros efetiva defasada e, λ e ρ , coeficientes.

Substituindo (7) em (8), têm-se:

$$\begin{aligned} \Delta i_t = a_1(\bar{r}_t + \pi_t - i_{t-1}) + a_2(\pi_t^e - \bar{\pi}) + a_3 y_t + a_4 y_{t-1} + a_5 \Delta q_t + a_6 \Delta \Delta q_t \\ + a_7 \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

onde $a_1 = \lambda$, $a_2 = \beta_1$, $a_3 = \beta_2$, $a_4 = \beta_3$, $a_5 = \beta_4$, $a_6 = \beta_5$ e $a_7 = \rho$.

Vale ressaltar que, diferente de outros autores, baseados no argumento de que, mesmo tendo, a economia brasileira, “um grau de abertura pequeno, medido pela razão do comércio internacional como proporção do PIB, não se justifica o uso do modelo de economia fechada para o cálculo da taxa de juros natural” (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016, p.400). Ou seja, consideram que a taxa de juros doméstica depende da taxa de juros internacional, tendo em vista os diferentes canais de integração dos países com os mercados financeiros internacionais. Assim sendo, neste mesmo trabalho, os autores estimam a taxa de juros natural, representada na equação da regra de política monetária por \bar{r}_t , através de um modelo de economia aberta pequena.

Outro ponto importante a ser ressaltado é que a taxa de juros natural é considerada como variável no tempo e não fixa.

Na aplicação dos modelos econométricos, Barbosa, Camêlo e João (2016), para verificar se houve ou não variação na reação do Banco Central durante o primeiro governo da Presidente Dilma, incluíram uma *dummy* (D_t) relativa ao período, assumindo valor igual a um de janeiro/2011 até dezembro/2014, caso contrário, zero.

A *dummy* incluída afeta diretamente os coeficientes angulares da função, de modo a verificar a variação da “sensibilidade” de reação do Banco Central diante de alterações nas diferentes variáveis explicativas do modelo.

Diante dos resultados obtidos, os autores concluem que o governo passa a dar maior peso ao hiato do produto, em detrimento à inflação. Fato este, que segundo os autores, “pode ser entendido como uma das razões de a inflação ter ficado consistentemente acima da meta desde 2011” (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016, p.416).

Os principais resultados obtidos por Barbosa, Camêlo e João (2016) podem ser observados no Anexo B.

Outro estudo com objetivo de analisar a função de reação do Banco Central do Brasil, através da aplicação da regra de Taylor, foi publicado por Silva e Holland (2003). Nesse trabalho, diferente da grande maioria dos trabalhos publicados, os autores consideraram a hipótese de que o “Banco Central coordena sua regra de taxa de juros também em função do grau de endividamento público do país dado a influência deste fator na economia do país como um todo” (SILVA; HOLLAND, 2003, p.2). Buscando assim analisar a relação da função de reação do Banco Central e a dívida pública do país.

Segundo Silva e Holland (2003), a relação dívida/PIB deve ser inserida ao modelo, devido ao fato de que uma variação na taxa básica de juros, seja essa para cima ou para baixo, afeta diretamente o serviço da dívida e, por conseguinte, a probabilidade de *default*.

Para realizar tal análise, Silva e Holland (2003) utilizaram a metodologia dos Vetores Auto Regressivos (VAR), através da qual analisaram a relação existente entre as seguintes variáveis: taxa básica de juros, a Selic; Produto Interno Bruto (PIB); Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo (IPCA); Taxa de Câmbio Nominal e Dívida Líquida do Setor Público, em % do PIB. Todas as variáveis listadas possuem periodicidade mensal e correspondem ao período de janeiro de 1999 a maio de 2003.

Com base nos resultados obtidos com a aplicação do modelo, Silva e Holland (2003) argumentam que a política monetária, adotada no período em questão, segue a regra de Taylor, entretanto, enfraquecida pela dívida pública. Na palavra dos autores, “a elevação da taxa de juros leva a uma redução na inflação e no crescimento do PIB. Entretanto, esses impactos são amortecidos pelo aumento da

relação dívida/PIB e da probabilidade de *default* do país” (SILVA; HOLLAND, 2003, p.15).

Diante disso, os autores ainda argumentam que “o aumento da probabilidade de *default*, mais do que explicar as altas taxas de juros, deve ser explicado, em grande medida, por elas”, (SILVA; HOLLAND, 2003, p.15), o que justificaria a inserção da variável dívida à regra de Taylor.

Teles e Brundo (2006), outros dois autores que fizeram uso da regra de Taylor para estimar a reação do Banco Central brasileiro, baseados em Friedman e Schwartz (1963) e Romer e Romer (1989, 2004), propõem o uso de medidas de política monetária discretas, de cunho qualitativo, ao invés da taxa SELIC, comumente utilizada nesse tipo de estudo.

Os autores sustentam o uso de tais medidas com base no argumento de que a taxa SELIC pode flutuar por razões não relacionadas à política monetária (TELES; BRUNDO, 2006). Deste modo, segundo os autores, a utilização desse tipo de medidas poderia “isolar os choques de política monetária das possíveis variações da taxa natural de juros” (TELES; BRUNDO, p. 2, 2006), podendo, assim, extrair da aplicação do modelo conclusões mais acuradas a respeito do comportamento da autoridade monetária.

No estudo publicado, com base nas atas das reuniões do COPOM de março de 1998 a maio de 2006, Teles e Brundo (2006) desenvolveram três índices alternativos a serem utilizados no lugar da SELIC, tendo como base os motivos apresentados nas atas para justificar as variações na meta da SELIC, tais como, variações inesperadas na inflação corrente e variações na expectativa de inflação.

Após o mapeamento das atas, aplicam os índices extraídos em diferentes modelos econométricos, observando, com base nos resultados obtidos, um aumento substancial do parâmetro de reação à inflação no período do governo Lula (TELES; BRUNDO, 2006).

Jesus e Lopes (2017), buscando verificar se houve mudanças estatisticamente significantes nos coeficientes do desvio da expectativa de inflação e do hiato do produto durante o período em que Alexandre Tombini presidiu o Banco Central, em um primeiro momento, estimam uma função de reação do Banco Central, baseados na seguinte especificação:

$$i_t = \rho \cdot i_{t-2} + (1 - \rho)[\alpha_1 + \alpha_2(\pi^e - \pi^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4(e_t - \bar{e}_t)] + \varepsilon_t \quad (10)$$

Em que: i_t é a taxa de juros do período t ; π^e é a expectativa da inflação; π^* é a meta para a inflação; h_t é o hiato do produto no período t ; e_t é a taxa de câmbio real; \bar{e}_t é a tendência de longo prazo da taxa de câmbio real e, ε_t , choques exógenos.

Definindo: $\beta_1 = (1 - \rho)\alpha_1$; $\beta_2 = (1 - \rho)\alpha_2$; $\beta_3 = (1 - \rho)\alpha_3$; $\beta_4 = (1 - \rho)\alpha_4$, tem-se:

$$i_t = \rho \cdot i_{t-2} + \beta_1 + \beta_2(\pi^e - \pi^*) + \beta_3 h_t + \beta_4(e_t - \bar{e}_t) + \varepsilon_t \quad (11)$$

De modo que $\beta_i, i = 1, \dots, 4$ são parâmetros de curto prazo e $\alpha_i, i = 1, \dots, 4$ são parâmetros de longo prazo.

E, em um segundo momento, estimam outra função de reação do Banco Central utilizando uma variável *dummy* que interage com as variáveis hiato do produto e o desvio da expectativa da inflação. Esta segunda função de reação segue a seguinte especificação:

$$i_t = \rho \cdot i_{t-2} + (1 - \rho)[\alpha_1 + \alpha_2(\pi^e - \pi^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4(e_t - \bar{e}_t) + \alpha_5 d_1(\pi^e - \pi^*) + \alpha_6 d_1 h_t] + \varepsilon_t \quad (12)$$

Definindo: $\beta_5 = (1 - \rho)\alpha_5$; $\beta_6 = (1 - \rho)\alpha_6$, temos:

$$i_t = \rho \cdot i_{t-2} + \beta_1 + \beta_2(\pi^e - \pi^*) + \beta_3 h_t + \beta_4(e_t - \bar{e}_t) + \beta_5 d_1(\pi^e - \pi^*) + \beta_6 d_1 h_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Após estimadas as duas funções, Jesus e Lopes (2017), com base nos resultados obtidos (Anexo C), sugerem que o Banco Central, durante a gestão de Alexandre Tombini, teria negligenciado os desvios da expectativa de inflação e aumentado a sensibilidade da taxa básica de juros às mudanças no hiato do produto.

Com o objetivo de identificar possíveis mudanças de regimes na dinâmica de definição da taxa básica de juros, por parte da autoridade monetária no período de

2000 a 2009, Oliveira e Aragón (2011) estimaram uma Regra de Taylor para o período em questão e a submeteram a testes para seleção quebras estruturais.

Para tal, utilizaram o teste de Chow, em que a data da quebra estrutural é suposta conhecida, e o teste de Quandt – Andrews, no qual a verificação da possível quebra estrutural pode ser realizada sem a necessidade de supor o prévio conhecimento do ponto de quebra.

Para o teste de Chow, Oliveira e Aragón (2011) elegeram como datas de quebras dezembro de 2002 e dezembro de 2003. O primeiro, devido ao fim da gestão de Armínio Fraga, e o segundo, por acreditarem que a economia brasileira ainda encontrava-se em um cenário de instabilidade econômica decorrente da crise de confiança de 2002. Segundo os autores, com base na aplicação do teste de Chow, houve mudança estrutural na função de reação da autoridade monetária nas datas analisadas.

Entretanto, ao aplicarem o teste de Quandt – Andrews, para testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural contra a ocorrência de pelo menos uma quebra, os resultados obtidos não permitem rejeitar a hipótese nula de constância dos parâmetros nas regressões estimadas.

Os resultados obtidos por Oliveira e Aragón (2011), tanto para a função de reação estimada quanto para os testes de seleção de quebras estruturais, podem ser observados no Anexo D.

Outro estudo que buscou investigar alterações na dinâmica de definição da taxa SELIC através de testes de quebra estrutural na regra de política monetária adotada pelo Banco Central foi o publicado por Oliveira et al. (2013). Para isso os autores com base em dados com frequência mensal estimaram uma função de reação do Banco Central para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2011, e a submeteram ao teste de Bai e Perron (2013), que supõe que a data da quebra é desconhecida.

Ao aplicar o referido teste Oliveira et al. (2013) não pôde rejeitar, a um nível de significância de 10%, a hipótese de constância nos parâmetros da função de reação estimada, assim como não pode rejeitar, também a um nível de significância de 10%, a hipótese da existência uma quebra estrutural versus a hipótese alternativa, da existência de duas quebras estruturais.

Na próxima seção apresentam-se os dados e a metodologia utilizada na presente pesquisa.

4. METODOLOGIA

Nas duas seções seguintes, é apresentada a metodologia utilizada na pesquisa, realizando-se a descrição das fontes e dos dados, assim como a descrição do modelo utilizado.

4.1. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Antes de realizar-se a descrição dos modelos, cabe uma breve descrição dos dados utilizados.

Todos os dados utilizados na pesquisa possuem frequência mensal e cobrem o período correspondente ao mês de janeiro de 2003 até o mês de junho de 2017, somando um total de 174 observações.

Para que sejam realizadas as estimações necessárias, se faz necessária, uma medida para a taxa de juros, outra para o hiato dos preços e para o hiato do produto e, por fim, uma medida para o câmbio.

Como medida para a taxa de juros, é utilizado o logaritmo natural da taxa SELIC acumulada em 12 meses. Para medir o hiato dos preços, ou como é chamado por Barbosa, Camêlo e João (2016), o “susto inflacionário”, tendo como base o índice de preços ao consumidor (IPCA), desconta-se das expectativas inflacionárias as metas para a inflação, estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional. Sendo que, como medida para as expectativas inflacionárias, foi utilizada uma série da mediana suavizada das expectativas para a inflação acumulada nos próximos doze meses.

Já para o hiato do produto, tendo em vista que o PIB é medido com periodicidade trimestral, utiliza-se o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-BR). De modo que, para calcular o hiato do produto, é descontado do logaritmo natural do IBC-BR sua tendência linear de longo prazo, obtida através da utilização do filtro HP no software estatístico *Eviews*⁸. E, por fim, como medida para o câmbio, utilizamos o logaritmo natural do índice da taxa de câmbio real efetiva. Todos os dados descritos são disponibilizados pelo Banco Central.

Um resumo da descrição dessas variáveis pode ser observado no Quadro 1.

Quadro 1 – Séries de interesse utilizadas no estudo

Variável	Referência	Descrição	Fonte
Expectativas de Inflação	IPCA	Expectativa acumulada	BCB
Metas de Inflação	IPCA	Meta estabelecida pelo CMN	BCB
Índice de Atividade Econômica	IBC-BR	IBC-BR (média 2002 = 100)	BCB
Câmbio Real	CÂMBIO	Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPCA) (Junho 1994=100)	BCB
Instrumento de Política Monetária	SELIC	Taxa de juros – Over / Selic – (% a.m.) acumulada nos últimos 12 meses	BCB

Fonte: Elaborado pelo autor

4.2. DESCRIÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO

A investigação empírica em torno da condução da política monetária brasileira, para o período de interesse, realizada nesta pesquisa, deu-se através da estimação de uma função de reação do Banco Central, por meio de variações da especificação da Regra de Taylor proposta por Barbosa, Camêlo e João (2016). Tal especificação pode ser representada pelas equações (14) e (15), com a primeira definida a taxa de juros desejada e a segunda, o mecanismo de ajustamento da taxa.

$$\hat{i}_t = \bar{r}_t + \pi_t + \beta_1(\pi_{t+n}^e - \bar{\pi}) + \beta_2 y_t + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4(q_t - q_{t-1}) + \beta_5(\Delta q_t - \Delta q_{t-1}) \quad (14)$$

sendo que: \hat{i}_t é a taxa de juros desejada; \bar{r}_t é a taxa natural de juros; π_t é a taxa de inflação observada em t ; π^e é a expectativa de inflação; $\bar{\pi}$ é a meta de inflação; y é o hiato do produto; q é a taxa de câmbio real e os β s, são coeficientes.

No total foram estimadas três funções de reação do Banco Central, com base em três modelos diferentes. O Modelo I seguindo, em parte o modelo básico proposto por Taylor (1993), no qual se considera a economia sendo fechada. Neste primeiro modelo, foi inserida ainda uma variável *dummy* (D_{03}) para o ano de 2003, por esse se tratar de um ano atípico, devido à crise de confiança ocorrida no período

imediatamente anterior, com eleição do presidente Lula. Apresenta a seguinte especificação:

$$\hat{i}_t = c + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 i_{t-2} + \beta_3 (\pi_t^e - \bar{\pi}) + \beta_4 (y_t - \bar{y}) + \beta_5 D_{03} + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde: \hat{i}_t é a taxa de juros desejada; i_{t-1} é a taxa Selic defasada uma vez; i_{t-2} é a taxa Selic defasada duas vezes; π_t é a taxa de inflação observada em t ; π^e é a expectativa de inflação; $\bar{\pi}$ é a meta de inflação; y_t é o PIB em t ; \bar{y} é o PIB potencial; D_{03} é uma *dummy* com valor igual a um de janeiro de 2003 a dezembro de 2003; ε_t o erro e os β s, são coeficientes.

No Modelo II, é introduzido um coeficiente para medir a influência da taxa de câmbio sobre a determinação da taxa básica de juros e segue a seguinte especificação:

$$\hat{i}_t = c + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 i_{t-2} + \beta_3 (\pi_t^e - \bar{\pi}) + \beta_4 (y_t - \bar{y}) + \beta_5 e_{t-1} + \beta_6 D_{03} + \varepsilon_t \quad (16)$$

sendo: \hat{i}_t a taxa de juros desejada; i_{t-1} a taxa Selic defasada uma vez; i_{t-2} a taxa Selic defasada duas vezes; π_t a taxa de inflação observada em t ; π^e a expectativa de inflação; $\bar{\pi}$ a meta de inflação; y_t o PIB em t ; \bar{y} o PIB potencial; e_{t-1} a taxa de câmbio real defasada uma vez; D_{03} uma *dummy* com valor igual a um de janeiro de 2003 a dezembro de 2003; ε_t o erro e os β s coeficientes.

E, por fim, o Modelo III, com o qual se buscou verificar a existência de variações nos coeficientes relacionados ao hiato de preços e produto, por meio da inclusão de uma variável *dummy* (D_D) que se relaciona diretamente com os coeficientes de interesse. Apresenta a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \hat{i}_t = c + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 i_{t-2} + \beta_3 (\pi_t^e - \bar{\pi}) + \beta_4 D_D (\pi_t^e - \bar{\pi}) + \beta_5 (y_t - \bar{y}) \\ + \beta_6 D_D (y_t - \bar{y}) + \beta_7 e_{t-1} + \beta_8 D_{03} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

na qual \hat{i}_t representa a taxa de juros desejada; i_{t-1} a taxa Selic defasada uma vez; i_{t-2} a taxa Selic defasada duas vezes; π_t a taxa de inflação observada em t ; π^e a expectativa de inflação; $\bar{\pi}$ a meta de inflação; y_t o PIB em t ; \bar{y} o PIB potencial; e_{t-1} a taxa de câmbio real defasada uma vez; D_{03} uma *dummy* com valor igual a um de

janeiro de 2003 a dezembro de 2003 e igual a zero caso contrário; D_t uma *dummy* com valor igual a um para o período presidido pela presidente Dilma e igual a zero caso contrário; ε_t o erro; e, os β s coeficientes.

5. ESTIMAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO

Antes de seguir à estimação do modelo, cabe a análise das principais estatísticas das séries utilizadas na pesquisa. Tais estatísticas podem ser observadas na tabela abaixo:

Tabela 1 - Estatísticas descritivas para as séries utilizadas

Variáveis	Nº de Obs.	Média	Máximo	Mínimo	DP	Normalidade ¹
EXP. INFLA.	174	0,054589	0,113464	0,028156	0,014888	0,000000
META IPCA	174	0,045345	0,055000	0,040000	0,002924	0,000000
SELIC	174	0,131593	0,263200	0,071100	0,042050	0,000000
IBC-BR	174	128,8180	148,7400	98,94000	14,50431	0,000792
CÂMBIO	174	98,72230	160,1900	71,76000	19,44756	0,000002

Fonte – Elaborado pelo autor com auxílio do software Excel.

Notas: ¹ Normalidade calculada através do teste Jarque-Bera.

Conforme pode ser observado na Tabela 1, a série referente às metas para a inflação apresenta o menor desvio padrão, enquanto a série correspondente ao índice da taxa real de câmbio apresenta o maior. Pode-se observar também que a normalidade das séries é zero ou próximo de zero.

Com isso, inicia-se a estimação dos modelos, com o qual é chamado de Modelo I. Esse segue os padrões aproximados do modelo básico proposto por Taylor (1993), contendo como variáveis explicativas para a taxa Selic, uma constante, a taxa Selic defasada duas vezes, o hiato do produto (IBC-Br menos sua tendência de longo prazo, esta extraída por meio do uso do filtro HP), o hiato dos preços (expectativas de inflação menos a meta para o IPCA) e, por fim, uma *dummy* (D_{03}) para o ano de 2003, por esse se tratar de um ano atípico devido à crise de confiança ocorrida no período imediatamente anterior, com eleição do presidente Lula.

A função estimada segue a especificação apresentada na equação (15) e os resultados obtidos são apresentados na tabela 2.

Tabela 2 – Função de reação obtida com a estimação do Modelo I

Variável dependente: Selic	
Variáveis explicativas	MQO
Constante	0,008650 (0,5053)
Selic (-1)– i_{t-1}	1,694887 (0,0000)
Selic (-2)– i_{t-2}	-0,699902 (0,0000)
Hiato de preços– $(\pi_t^e - \bar{\pi})$	0,400132 (0,0138)
Hiato do produto– $(y_t - \bar{y})$	0,289917 (0,0005)
D ₀₃	-0,022453 (0,0067)
Observações	174
R ²	0,996977

Fonte – Elaborado pelo autor com auxílio do software Eviews 8.

Notas: Entre parênteses encontram-se os p-valores dos respectivos parâmetros estimados.

Pode-se observar que, com exceção da constante, todas as variáveis são significativas ao nível de 1% e que essas determinam quase a totalidade da variável depende, tendo em vista que o modelo apresenta um elevado R² (0,996977).

Com base nos resultados obtidos, tem-se a seguinte função de reação:

$$\hat{i}_t = 0,00865 + 1,694887 i_{t-1} - 0,699902 i_{t-2} + 0,400132(\pi_t^e - \bar{\pi}) + 0,289917(y_t - \bar{y}) - 0,022453D_{03} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Percebe-se que o hiato de preços tem maior relevância que o hiato do produto na determinação da Selic, tendo em vista que seu coeficiente é maior, 0,400132 e 0,289917, respectivamente. Ou seja, a cada 1% de aumento no hiato dos preços, a taxa Selic aumenta em 0,400132%, enquanto cada 1 % de aumento no hiato do produto resulta em 0,289917% na taxa Selic (ver Apêndice A).

Resultados semelhantes podem ser observados em Jesus e Lopes (2017), com coeficientes de hiato de preços e produto de 0,67 e 0,21, respectivamente. Outros estudos, como Soares e Barbosa (2006) e Barbosa, Camêlo e João (2016), apesar de apresentarem maiores divergências em magnitude, também demonstraram coeficientes de hiato de preços maiores que os de hiato do produto.

Seguindo, tem-se a estimação do Modelo II, no qual foram utilizadas as mesmas variáveis que utilizadas na estimação do modelo anterior. Entretanto, diferente do Modelo I, que considera a economia fechada, no Modelo II é levada em consideração a dinâmica da taxa de câmbio, tendo em vista que, segundo Jesus e Lopes (2017), em economias com pequena abertura comercial e com regime de câmbio flutuante, como no caso do Brasil, as autoridades monetárias tendem a reagir a choques cambiais com variações na taxa de câmbio. Assim sendo, foi acrescentado ao modelo um parâmetro para medir o quanto as variações no câmbio real, defasado uma vez, influenciam na determinação da taxa Selic.

A utilização de um parâmetro para o câmbio na estimação de funções de reação do Banco Central é observada em diversos estudos publicados, tais como, Soares e Barbosa (2006), Barbosa, Camêlo e João (2016), Silva e Holland (2003), Jesus e Lopes (2017).

A função estimada com o Modelo II segue a especificação apresentada na equação (16) e os resultados obtidos são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Função de reação obtida com a estimação do Modelo II

Variável dependente: Selic	
Variáveis explicativas	MQO
Constante	-0,053721 (0,1658)
Selic (-1) - i_{t-1}	1,699399 (0,0000)
Selic (-2) - i_{t-2}	-0,712614 (0,0000)
Hiato de preços - $(\pi_t^e - \bar{\pi})$	0,299151 (0,0808)
Hiato do produto - $(y_t - \bar{y})$	0,298218 (0,0004)
Câmbio real (-1) - e_{t-1}	0,018350 (0,0883)
D ₀₃	-0,020657 (0,0127)
Observações	174
R ²	0,997038

Fonte – Elaborado pelo autor com auxílio do software Eviews 8.

Notas: Entre parênteses encontram-se os p-valores dos respectivos parâmetros estimados.

Da mesma forma que na estimação do Modelo I, observa-se que, com exceção da constante, todas as variáveis são estatisticamente significantes ao nível de 10%, e que essas determinam quase a totalidade da variável dependente, tendo em vista um R² igual a 0,997038.

Com o incremento do coeficiente do câmbio, tem-se a seguinte função de reação:

$$\hat{i}_t = -0,053721 + 1,699399 i_{t-1} - 0,712614 i_{t-2} + 0,299151(\pi_t^e - \bar{\pi}) + 0,298218(y_t - \bar{y}) + 0,01835e_{t-1} + 0,020657D_{03} + \varepsilon_t$$

(19)

Diante dos resultados obtidos, é possível perceber que o câmbio real também exerce influência sobre a determinação da taxa de juros, tendo seu coeficiente igual a 0,018350. Além disso, observa-se que a inserção do coeficiente do câmbio praticamente elimina a diferença de magnitude entre os coeficientes do hiato dos preços e do hiato do produto, 0,299161 e 0,289218, respectivamente.

Logo, de acordo com a nova função estimada, cada 1% de aumento no hiato dos preços resulta em um aumento de 0,299161% na taxa Selic; já, a cada 1% de aumento no coeficiente do produto, a taxa Selic aumenta em 0,289218% ver Apêndice B).

Os resultados obtidos na estimação deste segundo modelo são condizentes com resultados obtidos por Soares e Barbosa (2006), Barbosa, Camêlo e João (2016), Silva e Holland (2003) e Jesus e Lopes (2017).

Convergindo com os resultados apresentados nos estudos citados, o parâmetro acrescentado no Modelo II para medir a influência do câmbio defasado sobre a determinação da taxa de juros mostrou-se estatisticamente significativa, com valor de 0,018350.

Por fim, segue-se ao Modelo III, com o qual buscou-se resolver o problema desta pesquisa, ou seja, verificar se houve mudanças significativas na condução da política monetária brasileira por parte do Banco Central do Brasil durante os anos de governo da presidente Dilma. Para tal, foi acrescentado ao Modelo II uma variável *dummy* que se relaciona diretamente com os coeficientes de interesse.

O interesse em verificar a existência de variações nos coeficientes do hiato do preço e do produto durante o governo Dilma, assim como o uso de coeficientes para o câmbio ao estimar a função de reação do Banco Central, não é novidade. Barbosa, Camêlo e João (2016) e Jesus e Lopes (2017) também estimaram funções de reação com variáveis *dummies* (D_D) diretamente relacionadas a esses coeficientes, a fim de investigar se houve variações significativas.

A função estimada com o Modelo III segue a especificação apresentada na equação (17) e os resultados obtidos são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Função de reação obtida com a estimação do Modelo III

Variável dependente: Selic	
Variáveis explicativas	MQO
Constante	-0,051299 (0,1807)
Selic (-1) - i_{t-1}	1,644158 (0,0000)
Selic (-2) - i_{t-2}	-0,662692 (0,0000)
Hiato de preços - $(\pi_t^e - \bar{\pi})$	0,317606 (0,0169)
D _D – Hiato dos preços - $D_D(\pi_t^e - \bar{\pi})$	-0,119922 (0,3597)
Hiato do produto - $(y_t - \bar{y})$	0,311476 (0,0007)
D _D – Hiato do produto - $D_D(y_t - \bar{y})$	0,208576 (0,2452)
Câmbio real (-1) - e_{t-1}	0,020452 (0,0474)
D ₀₃	-0,039788 (0,0031)
Observações	172
R ²	0,997119

Fonte – Elaborado pelo autor com auxílio do software Eviews 8.

Notas: Entre parênteses encontram-se os p-valores dos respectivos parâmetros estimados.

Dos resultados obtidos, tem-se a função de reação a seguir:

$$\begin{aligned} \hat{i}_t = & -0,051299 + 1,644158 i_{t-1} - 0,662692 i_{t-2} + 0,317606(\pi_t^e - \bar{\pi}) \\ & - 0,119922 D_D(\pi_t^e - \bar{\pi}) + 0,311476(y_t - \bar{y}) + 0,20452 D_D(y_t \\ & - \bar{y}) + 0,020452 e_{t-1} - 0,039788 D_{03} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (20)$$

Diferente do observado ao estimar-se os dois modelos anteriores, no Modelo III percebe-se alguns problemas de significância estatística. As variáveis *dummies* incrementais (D_D) são não estatisticamente significantes. Com exceção destas e da constante, as demais variáveis são todas estatisticamente significantes. Além disso, determinam quase a totalidade da variável depende, tendo em vista um R^2 igual a 0,997119.

Mesmo não sendo estatisticamente significantes, se levados em conta os resultados obtidos para as variáveis incrementais, pode-se notar que houve uma diminuição da importância dada pelo Banco Central aos desvios nas expectativas inflacionárias, frente a um aumento da importância dada ao produto. Com o hiato dos preços passando de 0,317606 para 0,197684 (0,317606 - 0,119922) e hiato do produto passando de 0,311476 para 0,520052 (0,311476 + 0,208576).

Desta forma, variações de 1% no hiato do produto passam a resultar em variações de 0,520052% na taxa Selic, enquanto a mesma variação de 1% no hiato dos preços resultaria em apenas 0,197684% de variação na taxa Selic (ver Apêndice C).

Pode-se então afirmar então que, durante o período de governo da presidente Dilma, a política monetária passou a dar mais importância relativa ao nível de produção que às variações nas expectativas inflacionárias. Ou seja, preocupou-se mais com a atividade econômica e com o nível de emprego que com variações das expectativas inflacionárias e o nível de preços.

Tais resultados são semelhantes aos observados por Barbosa, Camêlo e João (2016) e Jesus e Lopes (2017). Jesus e Lopes (2017, p. 13), com base nos resultados obtidos em seus estudos, chegam a afirmar:

As evidências encontradas neste trabalho sugerem que a função de reação do BCB não é desestabilizadora se for considerado 2003-2016. No entanto, encontraram-se evidências de que, durante a gestão de Alexandre Tombini, o BCB negligenciou os desvios da expectativa de inflação em relação à meta e, ao mesmo tempo, ampliou a resposta da taxa básica de juros devido a mudanças no hiato do produto.

Neste sentido, Pastore (2015) afirma que junto à mudança de governo em 2011, houve também uma mudança de concepção de política econômica, que foi tornando-se clara aos poucos. E, com base em estimativas realizadas, Pastore (2015) sugere ainda que o Banco Central teria operado, entre 2011 e 2012, com uma meta implícita para a inflação de 6,3% ao ano a 7,3 % ao ano, respectivamente.

Essa mudança na condução da política econômica, sugerida por Pastore (2015), pode justificar os resultados observados na estimação da função de reação do Banco Central.

6. CONCLUSÃO

Com esta pesquisa, buscou-se solucionar a problemática proposta de verificar se houve mudanças na dinâmica de comportamento do Banco Central durante o governo da presidente Dilma Rouseff. Tendo por objetivo estimar a função de reação do Banco Central para janeiro de 2003 a junho de 2017 e, com base nesta, verificar como se deu a condução da política monetária por parte do Banco Central ao longo do período.

Assim sendo, tendo como base a especificação da Regra de Taylor proposta por Barbosa, Camêlo e João (2016), foram estimadas três funções de reação do Banco Central. Na primeira, considerou-se a economia como sendo fechada, na qual variações na taxa de juros responderiam apenas à própria taxa de juros defasada, às variações no hiato dos preços e às variações no hiato do produto.

Para a estimação da segunda função de reação, foi acrescentado ao modelo um coeficiente para medir a influência da dinâmica da taxa de câmbio sobre a taxa de juros.

Por fim, com a terceira função de reação estimada, buscou-se verificar se houve ou não variações significativas nos coeficientes do hiato dos preços e do hiato do produto durante o governo Dilma. Período esse em que foram observadas elevadas pressões inflacionárias. Para tal, foi inserido ao modelo duas variáveis *dummies* que se relacionaram diretamente com os coeficientes de interesse.

Após estimados os três modelos, pôde-se observar que todos ficaram bem ajustados à dinâmica da política monetária correspondente ao período analisado, com as variáveis inseridas nos modelos, explicando quase a totalidade da determinação da taxa Selic.

Com o primeiro modelo, pôde-se observar que o hiato da inflação exerce maior influência sobre a determinação da taxa de juros que o hiato do produto. Tal fenômeno não é observado na estimação do segundo modelo, que, quando inserido um coeficiente para o câmbio, a diferença dos pesos relativos do hiato dos preços e do hiato do produto, na determinação da taxa de juros, diminui significativamente, com esses coeficientes quase se igualando.

Por fim, ao estimar o terceiro modelo, com as variáveis “*dummies* Dilma” relacionando-se diretamente com os coeficientes do hiato dos preços e do hiato do produto, pôde-se perceber que, mesmo essas variáveis não sendo estatisticamente

significantes, exerceram influência significativa sobre os coeficientes de interesse. De tal modo que o hiato do produto passou a exercer um peso relativo maior na determinação da taxa de juros que o hiato dos preços.

Com base nisso, pôde-se concluir que houve mudança significativa na condução da política monetária por parte do Banco Central durante o período analisado, com a autoridade monetária dando maior importância relativa à atividade econômica e ao nível de emprego que a variações na expectativa inflacionária e no nível de preços.

Desta forma, respondendo a problemática proposta, conclui-se que houve mudança significativa durante o período em que a Dilma foi presidente. Conclusão esta que vai ao encontro dos resultados obtidos por outros autores (Barbosa, Camêlo e João (2016) e Jesus e Lopes (2017)) que realizaram análises semelhantes.

REFERÊNCIAS

Banco Central do Brasil. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/home>. Acesso em: julho de 2017.

BARBOSA F.H.; CAMÊLO F.D.; JOÃO I.C. **A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, v.70, n.4, p. 399-417, out./dez. 2016.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 4 ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. **O Regime de Metas de Inflação no Brasil: Uma Análise Empírica do IPCA**. Revista de Economia Contemporânea. Rio de Janeiro, v.16, n.3, p. 441-462, set./dez. 2012.

CARVALHO, F. J. C. et al. **Economia Monetária e Financeira**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2007.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. 11. ed. Porto Alegre: McGraw-Hill, 2013.

FERREIRA, T. P.; PETRASSI, M. B. S. **Regime de metas para a inflação: resenha sobre a experiência internacional**. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n. 30, nov. 2002.

FREITAS, C. P. **Banco Central Independente e Coordenação das Políticas Macroeconômicas: Lições Para o Brasil**. Economia e Sociedade. Campinas, v.15, n.2, p. 269-293, ago. 2006.

FRIEDMAN, M. **The Role of Monetary Policy**. The American Economic Review, Pittsburgh, V. LVIII, n.1, p. 1-17, Mar 1968.

GIAMBIAGI, F.; CARVALHO, J. C. **As metas de inflação: Sugestões para um regime permanente**. Revista de Economia Política, v.22, n.3. p. 25-45, jul/set. 2002.

GIAMBIAGI, F.; MATHIAS, A.; VELHO, E. **O Aperfeiçoamento do regime de metas de inflação no Brasil**. Economia Aplicada, v.10, n.3, p. 443-475, jul/set. 2006.

HAYEK, F.A. **Desemprego e Política Monetária**. 2 ed. São Paulo: Instituto Ludwig von Mises Brasil, 2011.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: julho de 2017.

JESUS, C. S.; LOPES, T. H. C. R. **Função de Reação da Política Monetária: O Caso Brasileiro**. II Encontro de Economia Aplicada, São Cristóvão, SE, 2017.

KEYNES, J. M.; **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. 1 ed. São Paulo: Atlas, 1982.

MANKIWI, N. G. **Macroeconomia**. 6. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2008.

MENDONÇA, H. F. **A Teoria da Credibilidade da Política Monetária**. Revista de Economia Política, v.22, n.3, p. 46-64, jul./set. 2002.

MISHKIN, F. S. **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

OLIVEIRA, N. S. M. N.; ARAGÓN, E. K. S. B. **Testando Quebra Estrutural na Regra de Taylor: Um Estudo Empírico Para o Brasil (2000-2009)**. V Encontro de Economia Catarinense, Florianópolis, SC, 2011.

OLIVEIRA, N.S.M.N. et al. **Testando Mudanças Estruturais na Regra de Tylor: Um Estudo Para o Brasil (2000-2011)**. Revista de Economia, v.39, n.2, p. 28-50, mai/ago. 2013.

PASTORE, A. C. **Inflação e Crises – O Papel da moeda**. São Paulo: Elsevier, 2015.

SICSÚ, J. **Banco Central e a Estabilidade de Preços: Uma Aplicação do Método-Cukierman à História do FED**. Estudos Econômicos. São Paulo, v. 26, n. 1, p. 21-49, jan./abr. 1996.

SILVA JUNIOR, N. F. **A Regra de Taylor e a Política Monetária Brasileira: Relações de Longo e Curto Prazo**. Vitória: UFES, 2013. Dissertação (mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Teoria Econômica, Universidade Federal do Espírito Santo, Espírito Santo, 2013.

SILVA, C.G.; HOLLAND, M. **Regra de Taylor e Política Monetária em Condições de Endividamento Público no Brasil**. XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Porto Seguro, BA, 2003.

SOARES, J.J.S.; BARBOSA F.H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Salvador, BA, 2006.

TAYLOR, J. **Description Versus Policy Rules in Praticce**. Carnegie-Rochester Conference on Public Policy. Stanford University, v.3, p. 195-214, 1993.

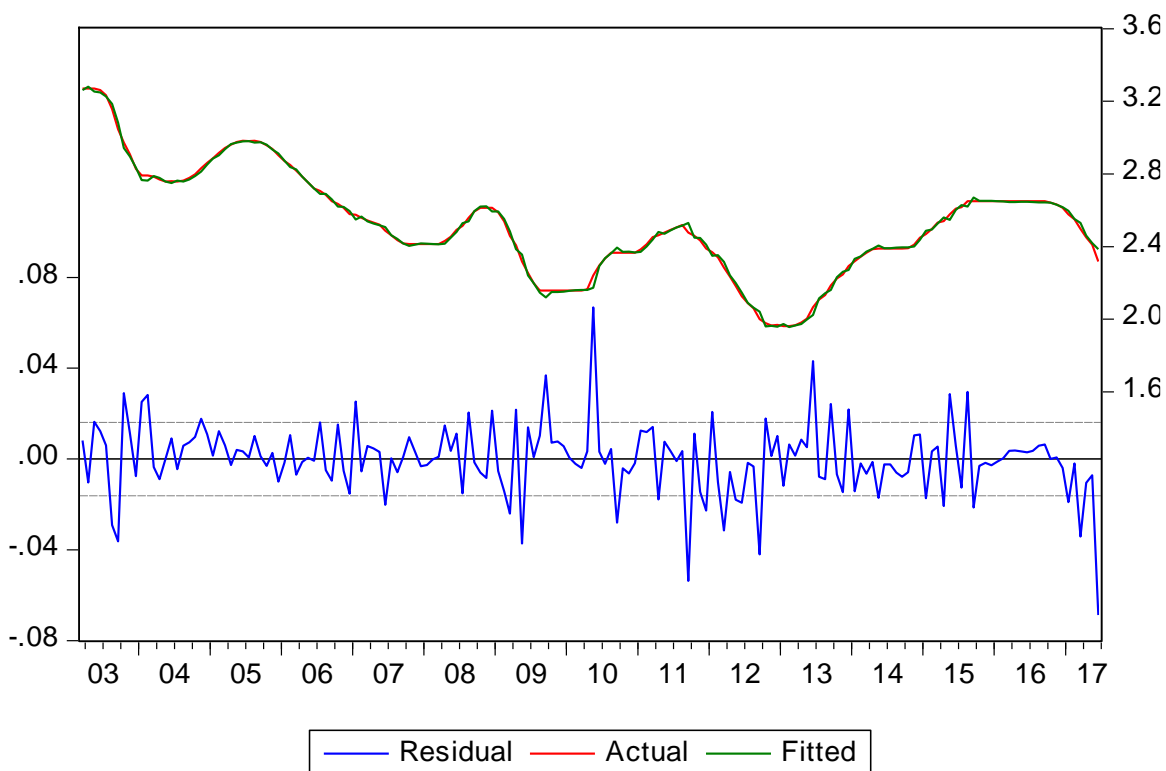
TELES, V.K.; BRUNDO, M. **Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central no Brasil**. XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Salvador, BA, 2006.

APÊNDICE A – ESTIMAÇÃO MODELO I

Dependent Variable: I
 Method: Least Squares
 Date: 11/09/17 Time: 22:58
 Sample (adjusted): 2003M03 2017M06
 Included observations: 172 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008650	0.012958	0.667551	0.5053
I(-1)	1.694887	0.052355	32.37269	0.0000
I(-2)	-0.699902	0.052866	-13.23922	0.0000
HPX	0.400132	0.160722	2.489592	0.0138
HY	0.289917	0.082252	3.524758	0.0005
DL	-0.022453	0.008179	-2.745374	0.0067

R-squared	0.996985	Mean dependent var	2.523190
Adjusted R-squared	0.996894	S.D. dependent var	0.290487
S.E. of regression	0.016189	Akaike info criterion	-5.374676
Sum squared resid	0.043507	Schwarz criterion	-5.264880
Log likelihood	468.2221	Hannan-Quinn criter.	-5.330129
F-statistic	10977.76	Durbin-Watson stat	2.025568
Prob(F-statistic)	0.000000		

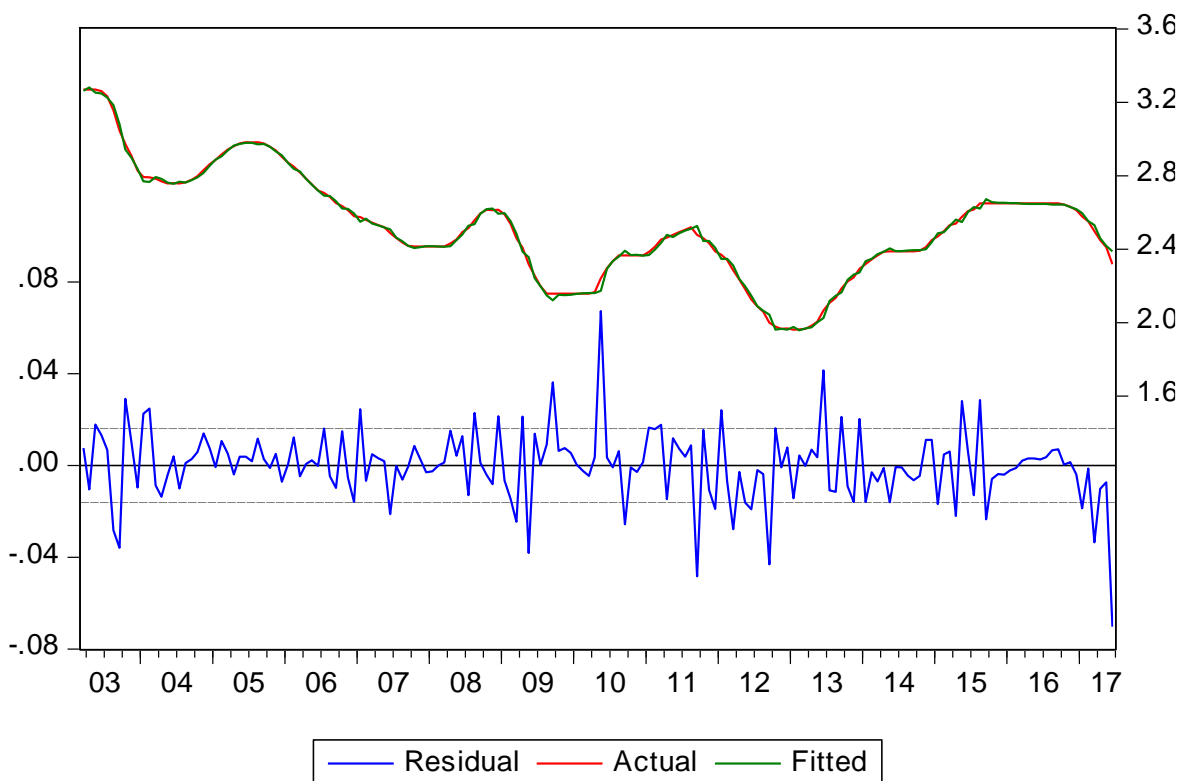


APÊNDICE B – ESTIMAÇÃO MODELO II

Dependent Variable: I
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/17 Time: 19:39
 Sample (adjusted): 2003M03 2017M06
 Included observations: 172 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.053721	0.038591	-1.392074	0.1658
I(-1)	1.699399	0.052119	32.60633	0.0000
I(-2)	-0.712614	0.053080	-13.42530	0.0000
HPX	0.299151	0.170299	1.756617	0.0808
HY	0.298218	0.081918	3.640425	0.0004
E(-1)	0.018350	0.010702	1.714579	0.0883
DL	-0.020657	0.008199	-2.519584	0.0127

R-squared	0.997038	Mean dependent var	2.523190
Adjusted R-squared	0.996930	S.D. dependent var	0.290487
S.E. of regression	0.016095	Akaike info criterion	-5.380708
Sum squared resid	0.042746	Schwarz criterion	-5.252612
Log likelihood	469.7409	Hannan-Quinn criter.	-5.328736
F-statistic	9255.522	Durbin-Watson stat	2.084381
Prob(F-statistic)	0.000000		

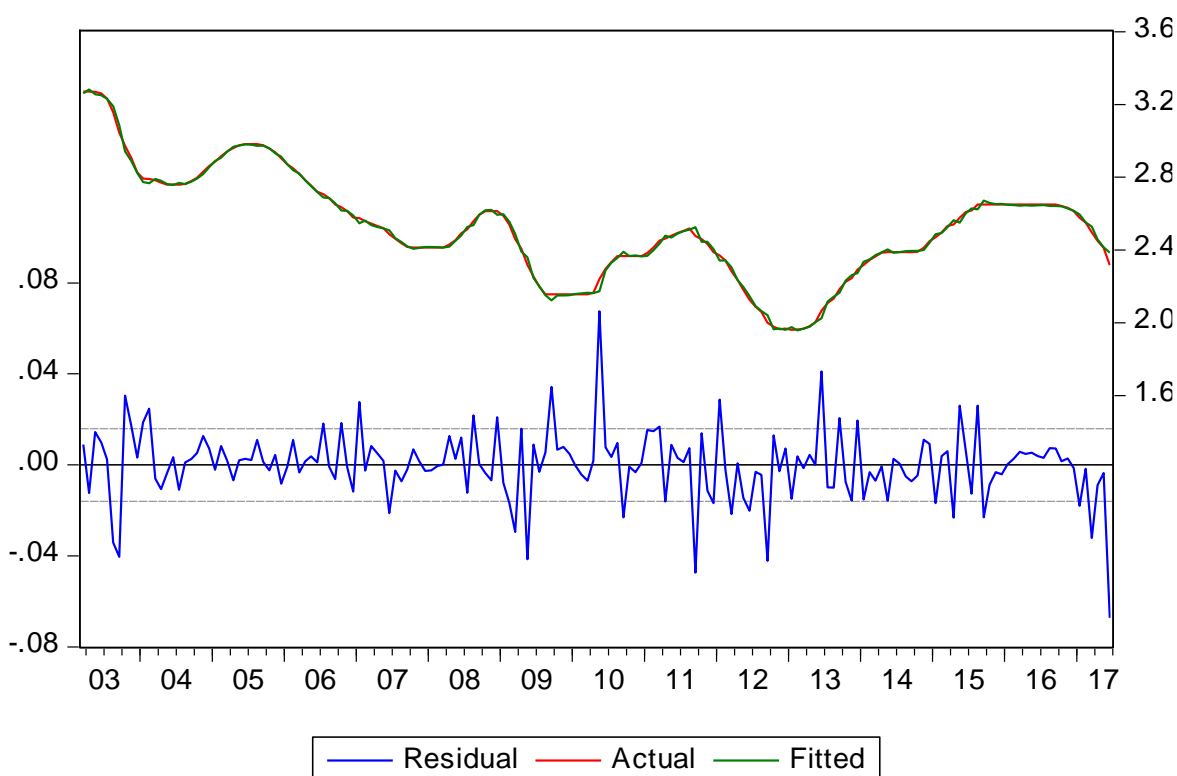


APÊNDICE C – ESTIMAÇÃO MODELO III

Dependent Variable: I
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/17 Time: 19:44
 Sample (adjusted): 2003M03 2017M06
 Included observations: 172 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.051299	0.038163	-1.344208	0.1807
I(-1)	1.644158	0.057721	28.48469	0.0000
I(-2)	-0.662692	0.057318	-11.56168	0.0000
HP	0.317606	0.131601	2.413411	0.0169
DD*HP	-0.119922	0.130552	-0.918578	0.3597
HY	0.311476	0.090510	3.441336	0.0007
DD*HY	0.208576	0.178818	1.166415	0.2452
E(-1)	0.020452	0.010235	1.998125	0.0474
DL	-0.039788	0.013234	-3.006424	0.0031

R-squared	0.997119	Mean dependent var	2.523190
Adjusted R-squared	0.996978	S.D. dependent var	0.290487
S.E. of regression	0.015970	Akaike info criterion	-5.385363
Sum squared resid	0.041569	Schwarz criterion	-5.220669
Log likelihood	472.1412	Hannan-Quinn criter.	-5.318543
F-statistic	7052.174	Durbin-Watson stat	2.041170
Prob(F-statistic)	0.000000		



ANEXO A – PRINCIPAIS RESULTADOS DE SOARES E BARBOSA (2006)

Tabela 1 - Estimativa dos coeficientes de curto prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	\bar{R}^2	DW	Hiato	Desvio
1	0,95 (1,53)	-0,10** (-2,14)	0,28* (3,93)	0,09*** (1,72)	-	0,06* (2,82)	0,44* (3,99)	0,56	1,93	Tendência Linear	Minella
2	0,59 (0,95)	-0,07 (-1,57)	0,27* (3,72)	-	0,13** (2,52)	0,05** (2,27)	0,34* (2,80)	0,56	1,91	Tendência Linear	Minella
3	0,94 (1,50)	-0,09** (-2,08)	0,24* (4,34)	0,10*** (1,64)	-	0,06* (3,38)	0,42* (3,53)	0,67	2,32	Tendência Linear	Clarida
4	0,68 (1,06)	-0,08 (-1,63)	0,24* (4,18)	-	0,14** (2,15)	0,04** (2,25)	0,27*** (1,82)	0,64	2,26	Tendência Linear	Clarida
5	-	-0,04* (-3,32)	0,16* (3,52)	0,11* (3,24)	-	0,06* (3,16)	0,48* (4,63)	0,54	2,00	Tendência Linear	Minella
6	-	-0,04* (-2,63)	0,12* (2,83)	0,11* (2,78)	-	0,07* (3,35)	0,54* (5,11)	0,51	2,03	Filtro HP	Minella
7	-	-0,04* (-3,40)	0,17* (3,72)	-	0,12* (3,85)	0,06* (2,89)	0,40* (3,64)	0,56	1,97	Tendência Linear	Minella
8	-	-0,03** (-2,58)	0,12* (2,83)	-	0,14* (3,37)	0,06* (3,09)	0,45* (4,21)	0,53	2,02	Filtro HP	Minella
9	-	-0,04* (-3,30)	0,17* (4,39)	0,15* (4,02)	-	0,07* (3,68)	0,42* (3,75)	0,66	2,35	Tendência Linear	Clarida
10	-	-0,03** (-2,23)	0,11* (3,07)	0,15* (3,18)	-	0,07* (3,65)	0,51* (4,48)	0,62	2,37	Filtro HP	Clarida
11	-	-0,04* (-3,50)	0,18* (4,51)	-	0,18* (4,10)	0,06* (3,08)	0,27** (2,03)	0,64	2,24	Tendência Linear	Clarida
12	-	-0,03** (-2,36)	0,12* (3,08)	-	0,17* (3,11)	0,07* (3,23)	0,39* (2,98)	0,60	2,27	Filtro HP	Clarida

Notas: Os números entre parênteses são os valores da estatística t de cada parâmetro; a última coluna da direita informa os métodos para o cálculo do hiato do produto e do desvio da inflação.

*Significativo a 1%, **significativo a 5% e ***significativo a 10%.

Tabela 2 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	α	ϕ	β	γ_1	γ_2	λ	ρ	r^*
1	0,95	0,10	1,82	0,92	-	0,55	0,44	9,46
2	0,59	0,07	2,65	-	1,77	0,62	0,34	7,97
3	0,94	0,09	1,57	1,03	-	0,61	0,42	9,92
4	0,68	0,08	2,22	-	1,91	0,59	0,27	8,99
5	-	0,04	2,79	2,49	-	1,47	0,48	-
6	-	0,04	2,57	3,23	-	1,97	0,54	-
7	-	0,04	2,88	-	2,88	1,28	0,40	-
8	-	0,03	2,59	-	3,97	1,76	0,45	-
9	-	0,04	3,54	4,16	-	1,76	0,42	-
10	-	0,03	3,07	5,50	-	2,46	0,51	-
11	-	0,04	3,57	-	4,48	1,45	0,27	-
12	-	0,03	2,97	-	5,83	2,17	0,39	-

ANEXO B – PRINCIPAIS RESULTADOS DE BARBOSA, CAMÊLO E JOÃO (2016)

Tabela 1. Regra de Taylor (GMM): 2003–2015 (Taxa de Juros Natural – Fed Funds).

Variáveis	(1) Equação (10)	(2) Equação (11a)	(3) Equação (11b)	(4) Equação (12)
Hiato de Juros	0,079*** (0,014)	0,066*** (0,014)	0,069*** (0,014)	0,070*** (0,015)
Surpresa Inflacionária	0,170*** (0,036)	0,334*** (0,059)	0,342*** (0,057)	0,363*** (0,054)
Hiato de Produto	0,097*** (0,025)	0,115*** (0,026)	0,112*** (0,026)	0,119*** (0,024)
Variação Mensal do Câmbio Real	0,053* (0,028)	0,053* (0,031)	0,051** (0,026)	0,048* (0,026)
Surpresa Inflacionária – Dilma		–0,315*** (0,070)	–0,307*** (0,067)	–0,336*** (0,058)
Hiato de Produto – Dilma		0,164** (0,065)	0,146** (0,061)	0,167*** (0,057)
Variação Mensal do Câmbio Real – Dilma		(0,038) (0,044)		
Variação Selic em $t - 1$	0,232*** (0,075)	0,071 (0,091)	0,074 (0,093)	
Dummy – 2003	–1,830*** (0,267)	–2,324*** (0,303)	–2,378*** (0,293)	–2,466*** (0,314)
Observações	150	150	150	150
Estatística J de Hansen	4.631	5.748	3.547	3.806
R^2	0,538	0,547	0,546	0,540

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

ANEXO C – PRINCIPAIS RESULTADOS DE JESUS E LOPES (2017)

Tabela 2: Regra de Taylor
Variável dependente: Selic

Variáveis explicativas				
Constante	-0.06 (0.22)	-0.10 (0.25)	-0.05 (0.23)	0.25 (0.26)
Selic (-2)	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.94*** (0.02)
Expectativa – Meta	0.36*** (0.03)	0.39*** (0.04)	0.32*** (0.05)	0.47*** (0.06)
Choque Cambial	0.02** (0.008)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)	-0.01 (0.01)
Hiato do IBC-Br (HP)	0.29*** (0.03)			
Hiato do IBC-Br (Trend)				0.01 (0.01)
Hiato da Prod. Industrial		0.16*** (0.02)		
Hiato do NUCI			0.48*** (0.06)	
OBS	166	166	166	166
R ²	0.97	0.97	0.97	0.96
Kleibergen-Paap rk LM statistic	62.2***	50.4***	48.2***	49.2***
Hansen J (p-valor)	0.31	0.21	0.26	0.78

Tabela 3: Regra de Taylor ampliada

Variável dependente: Selic

Variáveis explicativas	GMM	GMM	GMM	GMM
Constante	0.21 (0.25)	0.19 (0.28)	0.21 (0.25)	0.70 (0.27)
Selic (-2)	0.95*** (0.02)	0.95*** (0.02)	0.95*** (0.02)	0.91*** (0.02)
Expectativa – Meta	0.67*** (0.09)	0.69*** (0.11)	0.60*** (0.11)	0.88*** (0.13)
Choque Cambial	0.014** (0.007)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)	-0.01 (0.01)
Hiato do IBC-Br (HP)	0.21*** (0.03)			
Hiato do IBC-Br (Trend)				0.02 (0.02)
Hiato da Produção Ind		0.11*** (0.02)		
Hiato do NUCI			0.35*** (0.05)	
d1*(Expectativa - Meta)	-0.44*** (0.11)	-0.40*** (0.12)	-0.38*** (0.12)	-0.65*** (0.12)
d1*(Hiato da Produção Ind)		0.13*** (0.03)		
d1*[Hiato do IBC-Br (HP)]	0.11** (0.05)			
d1*(Hiato do NUCI)			0.22 (0.14)	
d1*[Hiato do IBC-Br (Trend)]				-0.02 (0.02)
OBS	166	166	166	166
R ²	0.97	0.97	0.97	0.97
Kleibergen-Paap rk LM statistic	34.6***	25.8***	18.8***	36.5***
Hansen J (p-valor)	0.11	0.36	0.13	0.32

*, **, *** Estatisticamente significativa a 10, 5, 1%, respectivamente.

ANEXO D – PRINCIPAIS RESULTADOS DE OLIVEIRA E ARAGÓN (2011)

Tabela 5
Estimações das Funções de Reação para o BACEN:
2000:01 – 2009:12

Parâmetros	Coeficientes		
	HP	TL	TQ
β_0	0,5499* (0,15)	0,6007* (0,15)	0,5787* (0,15)
β_1	0,1809* (0,05)	0,2246* (0,05)	0,2238* (0,05)
β_2	0,0320* (0,01)	0,0268* (0,01)	0,0265* (0,01)
β_3	0,0023 ^{n,s} (0,01)	0,0037 ^{n,s} (0,01)	0,0033 ^{n,s} (0,01)
ρ_1	1,5857* (0,07)	1,5586* (0,07)	1,5607* (0,07)
ρ_2	-0,6285* (0,06)	-0,6065* (0,06)	-0,6072* (0,06)
γ_0	12,848* (0,15)	14,035* (0,15)	13,520* (0,15)
γ_1	4,2266* (0,05)	5,2476* (0,05)	5,2289* (0,05)
γ_2	0,7476* (0,01)	0,6262* (0,01)	0,6191* (0,01)
γ_3	0,0537 ^{n,s} (0,01)	0,0864 ^{n,s} (0,01)	0,0771 ^{n,s} (0,01)
R ² - ajustado	0,994	0,994	0,994
<i>Testes de especificação (p-values)</i>			
LM(8)	0,4608	0,3825	0,3408
White	0,1718	0,2161	0,2157

Fonte: Calculado através do programa econométrico E-views 7.0.

Notas: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

^{n,s} Não significativo. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão.