



TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

**A política monetária brasileira de 2005 a 2019:
modificações na Regra de Taylor e preferências
do Banco Central do Brasil**

João Paulo Lima Gomes

Graduação em Ciências Econômicas

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E GESTÃO DE
POLÍTICAS PÚBLICAS

TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

**A política monetária brasileira de 2005 a 2019:
modificações na Regra de Taylor e preferências
do Banco Central do Brasil**

João Paulo Lima Gomes

*Trabalho de Conclusão de Curso submetida ao Departamento de Economia
como requisito parcial para obtenção
do grau de Bacharel em Ciências Econômicas*

Banca Examinadora

Prof. Manoel Carlos de Castro Pires, Ph.D, FA- _____
CE/UnB
Orientador

Prof. Nelson Henrique Barbosa Filho, Ph.D, FA- _____
CE/UnB
Examinador Interno

FICHA CATALOGRÁFICA

GOMES, JOÃO PAULO LIMA

A política monetária brasileira de 2005 a 2019: modificações na Regra de Taylor e preferências do Banco Central do Brasil [Distrito Federal] 2021.

xvi, 23 p., 210 x 297 mm (ECO/FACE/UnB, Bacharel, Ciências Econômicas, 2021).

Trabalho de Conclusão de Curso - Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas.

Departamento de Economia

- | | |
|-------------------------|--------------------------|
| 1. Política monetária | 2. Regra de Taylor |
| 3. Mudanças estruturais | 4. Taxa de juros natural |
| I. ECO/FACE/UnB | II. Título (série) |

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

GOMES, J.P.L. (2021). *A política monetária brasileira de 2005 a 2019: modificações na Regra de Taylor e preferências do Banco Central do Brasil*. Trabalho de Conclusão de Curso, Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 23 p.

CESSÃO DE DIREITOS

AUTOR: João Paulo Lima Gomes

TÍTULO: A política monetária brasileira de 2005 a 2019: modificações na Regra de Taylor e preferências do Banco Central do Brasil.

GRAU: Bacharel em Ciências Econômicas ANO: 2021

É concedida à Universidade de Brasília permissão para reproduzir cópias deste Trabalho de Conclusão de Curso e para emprestar ou vender tais cópias somente para propósitos acadêmicos e científicos. Do mesmo modo, a Universidade de Brasília tem permissão para divulgar este documento em biblioteca virtual, em formato que permita o acesso via redes de comunicação e a reprodução de cópias, desde que protegida a integridade do conteúdo dessas cópias e proibido o acesso a partes isoladas desse conteúdo. O autor reserva outros direitos de publicação e nenhuma parte deste documento pode ser reproduzida sem a autorização por escrito do autor.

João Paulo Lima Gomes

Depto. de Economia (ECO) - FACE

Universidade de Brasília (UnB)

Campus Darcy Ribeiro

CEP 70910-900 - Brasília - DF - Brasil

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho, em primeiro lugar, à minha mãe, que esteve ao meu lado desde o início, quando me matriculei no curso de Economia da UnB. Em segundo lugar, dedico este trabalho ao meu pai, por todo o suporte e apoio dados ao longo da minha graduação.

Dedico esta monografia também aos meus queridos amigos. Laura (minha parceira de profissão), Karen, Dayane, Ferrari e Luciana, que sempre me incentivaram. Tenho um carinho enorme por vocês.

Agradeço também aos meus amigos Mário, Priscila, Délio, Ana Cláudia e Ana Luiza; aos meus primos Elen, Priscilla, Luiz Victor e Tiago; e às minhas irmãs Ana Carolina e Júlia. Pessoas que foram muito importantes para mim neste contexto difícil de pandemia.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço ao meu orientador Manoel Pires por toda a sua ajuda em realizar este trabalho, bem como por todo o aprendizado que obtive em macroeconomia nas três disciplinas ministradas por ele que cursei na Universidade de Brasília, entre 2019 e 2020. O professor Manoel certamente influenciará minha trajetória na pós-graduação através das escolhas que realizarei no futuro.

Agradeço também à professora Andrea Cabello, que, apesar de não ter sido minha professora em uma disciplina (não tive tal oportunidade), foi minha tutora no Programa de Educação Tutorial da Economia - UnB (PET Economia - UnB), projeto que participei de abril de 2018 a julho de 2021 e que foi fundamental no meu aprendizado relacionado à pesquisa, ainda na graduação. Este trabalho com certeza é totalmente definido pelo meu contato com a pesquisa que obtive no PET. Agradeço à professora Andrea também por todo o apoio emocional recebido ao longo desses anos, de sempre me fazer acreditar no meu potencial como futuro economista. É algo que sempre me lembrarei com muito carinho.

Finalmente, agradeço também aos meus colegas petianos, com os quais tanto aprendi ao longo desses anos. Agradeço também ao meu amigo Márcio, econometrista e que tanto me ajudou em decisões neste trabalho.

RESUMO

Este trabalho investiga mudanças na condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil no período 2005 a 2019, bem como avalia as diferentes posturas da autoridade monetária após tais mudanças. A Regra de Taylor proposta considera a taxa de juros natural a partir da metodologia de economia aberta e pequena para o Brasil. Foram utilizados testes de Bai-Perron para estimação de datas de quebras estruturais, e os parâmetros da função de reação do Banco Central foram estimados pelo Método de Momentos Generalizado (GMM). Os resultados apontam três períodos de condução da política monetária brasileira. O primeiro coincide com a gestão de Henrique Meirelles e o início da gestão de Alexandre Tombini, caracterizado por agressivo controle inflacionário. O segundo corresponde à gestão de Tombini entre o segundo semestre de 2011 e o primeiro semestre de 2015, momento em que o Banco Central reduziu sua reação à inflação. Finalmente, o terceiro período de meados de 2015 ao final de 2019, que corresponde à atual recessão, é marcado por um aumento inicial dos juros e, depois, por uma forte redução dos juros, com a autoridade monetária aumentando sua reação ao hiato do produto.

ABSTRACT

This paper investigates changes in the conduct of monetary policy by the Central Bank of Brazil in the period 2005 to 2019, as well as assesses the different postures of the monetary authority after such changes. The proposed Taylor Rule considers the natural interest rate based on the open and small economy methodology for Brazil. Bai-Perron tests were used to estimate dates of structural breaks, and the parameters of the Central Bank reaction function were estimated by the Generalized Method of Moments (GMM). The results point to three periods of conduct of the Brazilian monetary policy. The first coincides with the administration of Henrique Meirelles and the beginning of the administration of Alexandre Tombini, characterized by aggressive inflationary control. The second corresponds to Tombini's administration between the second half of 2011 and the first half of 2015, when the Central Bank reduced its reaction to inflation. Finally, the third period from mid-2015 to the end of 2019, which corresponds to the current recession, is marked by an initial increase in interest rates and then by a sharp reduction in interest rates, with the monetary authority increasing its reaction to the output gap.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1	A REGRA MONETÁRIA DE TAYLOR	3
2.2	REGRA DE TAYLOR NA ECONOMIA BRASILEIRA	5
3	METODOLOGIA	10
3.1	MODELO EMPÍRICO	10
3.2	DADOS	11
3.3	TESTE DE BAI-PERRON	13
3.3.1	DATAÇÃO DE QUEBRAS ESTRUTURAIS	13
3.3.2	NÚMERO DE QUEBRAS: <i>Bai-Perron L + 1 breaks vs global L</i>	14
4	RESULTADOS	15
5	CONCLUSÃO	19
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	20
	APÊNDICES	22
I.1	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	22
I.2	VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO PERÍODO 2005 - 2019	22
I.3	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS E TESTE DE NORMALIDADE	23

LISTA DE FIGURAS

1.1	Inflação e meta no período 2005 a 2019	2
3.1	Juros reais e taxa natural de juros para 2005-2019	12
3.2	Juros reais e taxa natural de juros (NTN-B 2045) para 2005-2019.....	13
1	Taxa Selic e desvio das expectativas de inflação em relação às metas.....	22
2	Hiato do produto e taxa de câmbio real	23
3	Distribuição dos resíduos	23

LISTA DE TABELAS

4.1	Teste Bai-Perron $L + 1$ vs L quebras sequenciais.....	15
4.2	Estimações dos parâmetros da Regra de Taylor para diferentes períodos	16
4.3	Estimativas dos parâmetros de reação do Banco Central do Brasil em seus respectivos períodos.....	17
1	Testes de raiz unitária	22
2	Testes de Shapiro-Wilk.....	23

1 INTRODUÇÃO

Em seu artigo seminal, Taylor (1993) propõe que a política monetária conduzida pelo FED obedece a uma regra algébrica simples, consistindo em uma combinação linear da taxa de inflação, da taxa natural de juros¹, do desvio da inflação em relação a uma meta e do desvio do produto em relação ao produto potencial. Apesar da simplicidade, a relação proposta por Taylor explicou muito bem o comportamento da taxa de juros americana no período 1987 a 1992, de modo que a regra passou a ser conhecida como Regra de Taylor. Estudos posteriores, como Clarida, Galí e Gertler (1998) e Judd e Rudebusch (1998), refinaram o modelo de Taylor, ao permitirem a inclusão de variáveis de expectativas e a análise de mudanças da regra monetária a partir de mudanças na presidência do FED, respectivamente.

Em 1999, com a adoção do câmbio flutuante e a definição do Regime de Metas de Inflação, o objetivo primário da política monetária no Brasil passou a ser o controle inflacionário. E, com os estudos seminais já publicados, diversas pesquisas² nas últimas duas décadas buscaram avaliar o comportamento da política monetária a partir de estimativas de Regras de Taylor. Formulações de modelos distintos, bem como adoção de variáveis diferentes, conduziram a controvérsias entre alguns resultados desses trabalhos; por outro lado, há aparente concordância em relação a outras conclusões.

Com relação às controvérsias, alguns trabalhos³ apontam que o Banco Central do Brasil não considerava a taxa de câmbio na adoção da taxa básica de juros (Selic). Outros estudos⁴, no entanto, indicam que a autoridade monetária considerava choques cambiais na definição dos juros de curto prazo. Entretanto, os estudos⁵ que analisavam a postura da política monetária nas gestões de Henrique Meirelles (2003-2010) e de Alexandre Tombini (2011-2016) convergem na conclusão de que, além de existirem mudanças na regra monetária entre as duas gestões, o Banco Central do Brasil na presidência de Tombini passou a ser menos reativo à inflação.

De fato, na Figura 1 é possível verificar que todas as taxas de inflação anuais para o período 2011-2014 permaneceram bastante próximas ao limite máximo aceito para a inflação, definido a partir de um intervalo de 2% acima da meta estabelecida anualmente. Trata-se de uma possível indicação de que a autoridade monetária não buscou de fato o centro da meta, exercendo uma política monetária menos firme no combate à inflação. Isso sugere uma mudança na condução da política monetária em relação ao período anterior, 2005-2010, no qual as taxas de inflação anual terminaram próximas às respectivas metas. Ainda, o pico inflacionário do ano de 2015 também sugere outra mudança de postura da autoridade monetária, a qual aparentemente empreendeu relevante busca ao centro da meta a partir de 2016.

Este estudo, portanto, tem como objetivo avaliar a existência de mudanças na condução da política

¹É a taxa de juros real consistente com a equalização do produto com seu nível potencial e com a estabilização da inflação. Taylor (1993) assume juros natural constante e igual a 2%.

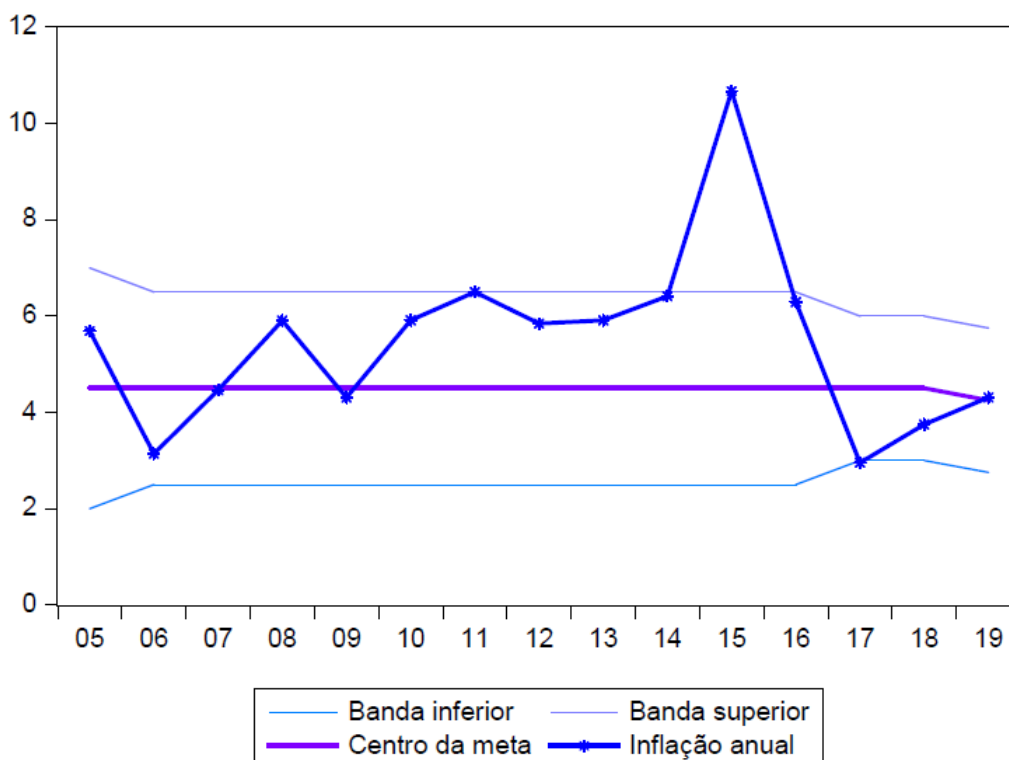
²Como sugestões de trabalhos, Minella et al (2003), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Neto e Portugal (2007), De Oliveira et al (2013), Barbosa, Camêlo e João (2016), Medeiros, Portugal e Aragón (2016).

³Minella et al (2003), De Oliveira et al (2013).

⁴Soares e Barbosa (2006), Neto e Portugal (2007), Lima et al (2007) (1), Barbosa, Camêlo e João (2016), Medeiros, Portugal e Aragón (2016) (2), Palma (2017) (3).

⁵Barbosa, Camêlo e João (2016), De Jesus e Lopes (2017).

Figura 1.1: Inflação e meta no período 2005 a 2019



Fonte: IBGE e Banco Central do Brasil

monetária pelo Banco Central do Brasil no período 2005 - 2019, bem como avaliar o perfil da política monetária após cada modificação.

A amostra consiste em séries temporais de variáveis relevantes nas especificações recentes da Regra de Taylor, como a taxa de juros de curto prazo (Selic), a taxa natural de juros, a taxa de inflação, a taxa de inflação esperada para os próximos 12 meses, o hiato do produto e a taxa de câmbio real. As séries utilizadas apresentam periodicidade mensal.

Inicialmente, será realizado um teste de quebras estruturais proposto por Bai e Perron (1998, 2003), a partir de uma formulação da Regra de Taylor. O teste de Bai-Perron possibilita a estimação das datas de mudanças dos parâmetros da Regra de Taylor. Serão incluídas variáveis *dummy* de inclinação de acordo com as datas obtidas, e a Regra de Taylor será estimada a partir do Método dos Momentos Generalizados (GMM). Finalmente, serão analisadas as estimativas obtidas, de modo a avaliar as mudanças de comportamento da autoridade monetária ao longo do tempo.

Este trabalho está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2, é realizada uma revisão de literatura com trabalhos aplicados para outros países e para o Brasil, o foco deste trabalho. A metodologia é explicada na seção 3, sendo definida a Regra de Taylor adotada como modelo empírico, além de uma breve descrição dos dados, do teste de quebra proposto e da técnica utilizada na análise das estimativas. Na seção 4, os resultados são apresentados e, finalmente, na seção 5 são sumarizadas as conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 A REGRA MONETÁRIA DE TAYLOR

Em meio à discussão regra *versus* discricionabilidade na condução da política monetária, Taylor (1993) (4) propõe uma regra de política monetária que relaciona a taxa de juros do FED à inflação defasada¹, ao hiato do produto² e ao desvio da inflação em relação a uma meta. A meta de inflação adotada no estudo é de 2% e o produto potencial é definido como uma tendência de crescimento real do PIB americano de 2,2% ao ano. A regra é expressa por:

$$i_t = \pi_{t-1} + 0,5y_t + 0,5(\pi_t - 2) + 2$$

onde i_t é a taxa de juros do FED, π_{t-1} é a taxa de inflação defasada e y_t é o hiato do produto.

Na expressão adotada, considera-se a taxa de juros natural igual a 2%, na qual a inflação se iguala à sua meta e o hiato do produto é nulo. Ainda, assume-se que os coeficientes do desvio da inflação em relação à meta e do hiato do produto são iguais.

É importante ressaltar que tais valores de variáveis e de parâmetros não foram obtidos a partir de uma estimação. No entanto, ainda assim a regra adotada se ajusta muito bem ao desempenho da política monetária americana no período 1987 a 1992. Esse resultado surpreendente fez com que a relação proposta ficasse conhecida como Regra de Taylor.

Indo além da proposta inicial, a qual era puramente empírica, Svensson (1997) (5) propõe uma base teórica para a Regra de Taylor. O autor indica que a regra constitui uma solução de um problema de otimização com restrição, no qual o banco central minimiza uma função quadrática de perda. As restrições representam a estrutura geral da economia e os mecanismos de transmissão da política monetária, sendo expressas por uma Curva IS, uma Curva de Phillips e uma equação de paridade descoberta de juros. A solução desse problema de otimização, então, consiste na Regra de Taylor ou função de reação da autoridade monetária.

Clarida, Gali e Gertler (1998) (6) realizam um estudo empírico, estimando uma versão modificada da Regra de Taylor original para seis economias avançadas (Alemanha, Japão, EUA, Reino Unido, França e Itália) classificadas em dois grupos. A Regra de Taylor utilizada tem abordagem *forward-looking*:

$$i_t^* = \bar{i} + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[Y_t|\Omega_t] - Y_t^*)$$

onde i_t^* é a meta do banco central para a taxa de juros nominal de curto prazo, \bar{i} é a taxa de juros nominal de equilíbrio de longo prazo, π_{t+n} é a taxa de inflação entre os períodos t e $t+n$, Y_t é o produto real, e π^* e Y_t^* são a meta de inflação e o produto potencial, respectivamente. Ainda, E trata-se do operador de esperança e Ω_t representa o conjunto de informações disponível ao banco central no período em que o mesmo define a taxa de juros.

¹Utilizada por Taylor (1993) como *proxy* para inflação esperada.

²Desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial.

Os autores destacam que, se $\beta > 1$, o incremento da taxa nominal de juros leva a aumento da taxa real, de modo que a mesma estabiliza a inflação. Caso contrário, se $\beta < 1$, a taxa nominal de juros se acomoda à inflação. A condição $\beta > 1$ constitui no Princípio de Taylor, necessária para que a política monetária seja combativa à inflação.

Considerando que o banco central ajusta os juros de forma gradual, os autores adotam a seguinte dinâmica de ajustamento:

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + \nu_t$$

onde o parâmetro $\rho \in [0,1]$ determina o grau de suavização no ajuste de juros.

Ainda, definindo $\alpha \equiv \bar{i} - \beta \pi^*$ e $y_t \equiv Y_t - Y_t^*$, a equação da meta de taxa de juros nominal fica:

$$i_t^* = \alpha + \beta E[\pi_{t+n} | \Omega_t] + \gamma E[y_t | \Omega_t]$$

Combinando-se a equação da meta da taxa de juros com a da dinâmica de ajustamento, e substituindo as variáveis não observáveis de previsão por variáveis observadas, obtém-se o modelo estimado pelos autores:

$$i_t^* = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma y_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Para a estimação dos parâmetros β , γ , ρ e α , foi utilizado o Método dos Momentos Generalizados (GMM), com os dados apresentando periodicidade mensal. O estudo conclui que o Banco Central da Alemanha, o Banco do Japão e o FED apresentam postura *forward looking*, todos apresentando uma postura agressiva em relação ao combate à inflação (principalmente o Banco do Japão, definido pelos autores como adotando um "sistema de metas de inflação puro"). Para Reino Unido, França e Itália, no entanto, os autores suspeitam de erro de especificação devido às elevadas estimações das taxas de juros reais de equilíbrio de longo prazo para esses países.

O trabalho de Judd e Rudebusch (1998) (7) testa a hipótese de mudança de postura da política monetária americana a partir de mudança dos mandatos de presidentes do FED. A amostra do estudo é então dividida em três períodos: 1970 a 1978, correspondente à gestão de Arthur Burns; 1979 a 1987, correspondente à gestão de Paul Volcker; e 1987 a 1997, correspondente à gestão de Alan Greenspan. Ou seja, as três subamostras são definidas *a priori*, apresentando tamanhos semelhantes.

A partir da definição das três subamostras, os autores estimam uma Regra de Taylor para cada uma delas, de modo a avaliar a postura de cada presidente do FED. Utilizando uma versão modificada da Regra de Taylor original, o trabalho define a meta de juros de curto prazo do FED como

$$i_t^* = \pi_t + \bar{r} + \lambda_1(\pi_t - \pi^*) + \lambda_2 y_t + \lambda_3 y_{t-1}$$

onde i_t^* é a meta de juros de curto prazo do FED, π_t é a taxa de inflação no período t, \bar{r} é a taxa de juros real de equilíbrio, π^* é a meta de inflação, e y_t e y_{t-1} são os hiatos do produto no período t e t-1, respectivamente.

Assim como Clarida, Galí e Gertler (1998), os autores propõem uma dinâmica de ajustamento de juros, expressa por

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

Aplicando a equação da meta de juros do FED na dinâmica de ajustamento proposta, os autores determinam a equação de reação da autoridade monetária a ser estimada:

$$\Delta i_t = \gamma\alpha - \gamma i_{t-1} + \gamma(1 + \lambda_1)\pi_t + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \rho\Delta i_{t-1}$$

onde $\alpha \equiv \bar{r} - \lambda_1\pi^*$. Como a taxa de juros real de equilíbrio (\bar{r}) e a meta de inflação (π^*) estão combinados em uma constante (α), eles não podem ser determinados separadamente. Dessa forma, os autores elaboram os resultados das estimações da função de reação a partir de uma variedade de valores assumidos por essas duas variáveis. A estimação é realizada com Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com dados de periodicidade trimestral.

O estudo conclui que, de fato, a política monetária se comportou de formas diferentes para cada mandato do FED. No período Greenspan, a Regra de Taylor proposta se ajusta bem ao comportamento da taxa de juros do FED. No período Volcker, o coeficiente de suavização de juros não é estatisticamente significativo, indicando uma agressiva reação à inflação. Finalmente, no período Burns os autores concluem que a política monetária é de total acomodação à inflação.

2.2 REGRA DE TAYLOR NA ECONOMIA BRASILEIRA

Como primeiro trabalho empírico brasileiro relevante, Minella et al (2003) (8) estima uma Regra de Taylor na abordagem *forward looking*. A função de reação proposta relaciona a taxa de juros de curto prazo a desvios das expectativas de inflação em relação à meta, ao hiato do produto e a movimentos da taxa de câmbio nominal, além de permitir alguma suavização nas mudanças das taxas de juros:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2 D_j + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1})$$

onde i_t é a taxa Selic decidida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal defasada, e D_j representa uma média ponderada dos desvios das expectativas de inflação em relação às respectivas metas³. Para as expectativas de inflação, os autores utilizaram duas medidas: a estimada pelo Banco Central do Brasil (divulgada em seus relatórios trimestrais) e as expectativas de inflação do mercado (instituições financeiras e firmas de consultoria).

A amostra é formada por dados mensais de julho de 1999 a dezembro de 2002. Para o cálculo do hiato do produto⁴, determinou-se o produto potencial da economia brasileira através de um Filtro HP.

Os autores concluem que o Banco Central do Brasil adotou no período considerado uma postura *forward looking*, reagindo agressivamente aos desvios de inflação e realizando ajustes da taxa básica de juros de modo bastante gradual. Outra conclusão importante é que a taxa de câmbio nominal mostrou-se não significativa quando incluída como variável explicativa.

³Os autores consideram os desvios da inflação esperada para o ano corrente e para o ano seguinte, com os pesos da média ponderada sendo inversamente proporcionais ao número de meses restantes no ano corrente. A formulação proposta para o desvio é $D_j = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, onde j indexa o mês e t indexa o ano corrente.

⁴Como *proxy* do produto atual, o estudo utilizou a produção industrial mensal medida pelo IBGE.

Holland (2005) (9) se baseia na função de reação proposta por Clarida, Galí e Gertler (1998) para testar a hipótese de existência de *fear of floating*⁵ por parte do Banco Central do Brasil. Dessa forma, o autor acrescenta a taxa de câmbio real ao modelo utilizado, a fim de verificar se o Banco Central utiliza seu instrumento de política monetária para responder a choques cambiais. Trata-se simplesmente de uma extensão do modelo de Clarida, Galí e Gertler (1998):

$$i_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta E[\pi_{t+n} | \Omega_t]) + \gamma E[y_t | \Omega_t] + \xi E[q_t | \Omega_t] + \rho i_{t-1} + \nu_t$$

onde q_t é a taxa de câmbio real no período t .

Para a mensuração do produto, utiliza-se o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e, na obtenção do produto potencial, suaviza-se o logaritmo natural da produção industrial utilizando tanto a tendência linear quanto o Filtro HP. O autor, então, realiza a estimação de Regras de Taylor distintas, ora com o hiato do produto determinado por tendência linear, ora com o hiato determinado por Filtro HP. O estimador aplicado é o GMM. Os dados apresentam periodicidade mensal, de julho de 1999 a janeiro de 2005.

O estudo conclui que, no período analisado, o Banco Central do Brasil reagiu mais fortemente à inflação⁶ comparativamente a outros bancos centrais, sugerindo que a autoridade monetária buscava construir sua credibilidade⁷. Conclui-se também que o Banco Central não respondeu a choques cambiais reais, de modo que não sofreu de *fear of floating*. Entretanto, os resultados mostram que a autoridade monetária reagiu a depreciações nominais, indicando que o Banco Central se preocupava mais com a instabilidade financeira do que com desalinhamentos na taxa de câmbio real de longo prazo.

O trabalho de Soares e Barbosa (2006) (10) estima uma Regra de Taylor para o Brasil no período 1999 a 2005, com a abordagem inédita de considerar a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo⁸ e a meta de inflação como variáveis no tempo. A partir da determinação da economia brasileira como uma economia aberta e pequena, a *proxy* para a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, variando no tempo, é obtida a partir da soma do juros real do FED com o risco-país⁹. A meta de inflação, também variando no tempo, é a meta anunciada pelo Banco Central.

A formulação da meta da taxa de juros do Banco Central é a utilizada por Clarida, Galí e Gertler (1998) com a inclusão da taxa de câmbio real, e a dinâmica de ajustamento é a utilizada por Judd e Rudebusch (1998). Combinando-se as duas equações, os autores obtêm uma Regra de Taylor para uma taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo constante:

$$\Delta i_t = \alpha - \phi(i_{t-1} - \pi_t^*) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 y_t + \phi\gamma_2 y_{t-1} + \phi\lambda(\Delta q_t - \Delta q_{t-1}) + \rho\Delta i_{t-1}$$

Considerando-se a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo (\bar{r}) como variando no tempo, a Regra

⁵Países que apresentam *fear of floating* utilizam intensivamente a taxa de juros e as reservas internacionais para limitar a volatilidade da taxa de câmbio.

⁶O coeficiente do desvio da inflação é bem superior à unidade e significativo estatisticamente, obedecendo ao Princípio de Taylor.

⁷Holland (2005) aponta que, no período 1995 a 2005, as variâncias das taxas de inflação são extraordinariamente altas. Além disso, as metas de inflação não foram cumpridas nos anos de 2001, 2002 e 2003. Esses dois fatores, para o autor, afetaram a construção de credibilidade do Banco Central.

⁸Taxa natural de juros.

⁹A *proxy* utilizada para o risco-país é a taxa de risco do C-Bond.

de Taylor proposta é:

$$\Delta i_t = -\phi(i_{t-1} - \pi_t^* - \bar{r}_t) + \phi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \phi\gamma_1 y_t + \phi\gamma_2 y_{t-1} + \phi\lambda(\Delta q_t - \Delta q_{t-1}) + \rho\Delta i_{t-1}$$

Os autores, então, estimam os parâmetros de curto prazo para cada Regra de Taylor e, a partir deles, obtêm os respectivos parâmetros de longo prazo. A metodologia de estimação dos parâmetros são os Mínimos Quadrados de Dois Estágios.

Nos resultados, o estudo aponta que o Banco Central reagiu agressivamente ao desvio das expectativas de inflação em relação à meta, com as estimativas dos parâmetros do desvio ($1,57 < \beta < 3,54$) inseridas nos limites dos valores obtidos em outros trabalhos. A variável transformada da taxa de câmbio real é significativa em todas as regressões, diferindo de outros estudos¹⁰ que não encontraram significância estatística para o coeficiente de variação da taxa de câmbio real. Ainda, o trabalho não rejeita a hipótese de que a taxa de juros natural varia ao longo do tempo, o que é condizente com uma economia aberta e pequena.

Sendo um dos primeiros estudos a buscar evidências de mudanças de condução de política monetária definida por uma Regra de Taylor, Neto e Portugal (2007) (11) analisam o período 1999 a 2006, correspondente à gestão de Armínio Fraga (1999 - 2002) e à de Henrique Meirelles (2003 - 2006). Para tal, os autores utilizam variável *dummy* igual a um para o período correspondente à presidência de Meirelles e igual a zero para o restante da amostra. Os autores não utilizam uma medida para a taxa de juros natural, e sim a taxa básica de juros defasada em dois períodos. O estudo conclui que houve continuidade da política monetária entre as duas gestões, já que as estimativas de coeficientes das variáveis que capturavam mudanças na condução da política foram rejeitadas estatisticamente.

De modo análogo, o trabalho de De Oliveira et al (2013) (12) investiga a presença de mudanças na condução da política monetária no período 2000 a 2011. A proposta dos autores é buscar evidências de que houve modificações na dinâmica de definição da taxa Selic pelo Banco Central, pressupondo que tal definição segue uma Regra de Taylor linear. A função de reação do Banco Central que o estudo procura estimar é:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 D_{j,t} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 \Delta e_{t-1} + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t$$

onde i_t é a Selic mensal no período t , $D_{j,t}$ é o desvio da inflação em relação à meta definido em Minella et al (2003), y_{t-2} consiste no hiato do produto defasado em dois períodos e Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal no período $t-1$.

Como os juros de curto prazo determinam efeitos futuros, os autores definem os coeficientes da política monetária de longo prazo como $\gamma_i = \frac{\beta_i}{1-\rho_1-\rho_2}$, para $i=0,1,2,3$. Assim, é necessário que $\gamma_1 > 1$ para que o Princípio de Taylor seja satisfeito.

No entanto, ao invés de verificar mudanças na regra monetária através da adoção de *dummies* ou da separação temporal *a priori* em subamostras, De Oliveira et al (2013) utiliza a metodologia de Bai e Perron (1998) (13), a qual estima datas desconhecidas de quebras estruturais definidas por mudanças nos

¹⁰Minella et al (2003), Holland (2005).

coeficientes da Regra de Taylor. No trabalho, o teste de Bai-Perron estima duas datas de quebra: fevereiro de 2004 e outubro de 2007.

A partir das duas datas estimadas, a amostra é dividida em três subamostras e, então, estima-se a Regra de Taylor para cada uma delas, através do GMM com a matriz HAC (Newey-West)¹¹. Os autores concluem que a postura da autoridade monetária para o controle inflacionário foi forte no período, com o hiato do produto apresentando pouco impacto na determinação da taxa de juros. Outro resultado importante é que os coeficientes da variação da taxa de câmbio nominal não se mostram estatisticamente significativos.

Barbosa, Camêlo e João (2016) (14) estimam uma Regra de Taylor para a economia brasileira no período 2003 a 2015, utilizando uma série estimada da taxa de juros natural. Ainda, os autores testam a hipótese de mudança nos parâmetros da função de reação do Banco Central durante o primeiro mandato da presidente Dilma Rousseff (2011 - 2014)¹².

Os autores estimam a taxa de juros natural para o Brasil, variável no tempo, através da metodologia de uma economia pequena e aberta¹³. Portanto, a taxa de juros natural brasileira depende da taxa de juros internacional¹⁴. O trabalho elabora algumas séries candidatas a taxa de juros natural, destacando que, em uma economia aberta e pequena, a taxa de juros natural é dada pela taxa de juros internacional acrescida de uma medida de risco soberano e de uma mensuração do risco cambial¹⁵.

A pesquisa, então, acrescenta duas importantes modificações à Regra de Taylor. Primeiro, a taxa de juros natural varia no tempo e depende da taxa de juros internacional. Segundo, os autores consideram que a taxa de câmbio é uma variável importante nas decisões de política monetária, de modo que alguma transformação do câmbio tenha que ser incluída na função de reação do Banco Central. Os autores apontam que esse fator de choque cambial deve ter média zero no longo prazo, de modo que a taxa de juros nominal, no equilíbrio de longo prazo, se iguale ao juros natural mais a inflação. Desse modo, a taxa de câmbio a ser incluída na regra monetária é a real. A inclusão de uma transformação do câmbio nominal na Regra de Taylor, para os autores, consiste em um erro de especificação.

A especificação da meta de juros do Banco Central é baseada em Soares e Barbosa (2006) e a dinâmica de ajustamento de juros é a definida por Judd e Rudebusch (1998):

$$i_t^* = \bar{r}_t + \pi_t + \beta_1(\pi_{t+n}^e - \pi^*) + \beta_2 y_t + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 \Delta q_t$$

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

Combinando-se as duas equações, e renomeando os parâmetros, é obtida a equação a ser estimada:

¹¹A aplicação da matriz HAC visa corrigir problemas de autocorrelação e de heteroscedasticidade nos resíduos do modelo.

¹²Os autores indicam que a iniciativa para testar a hipótese é a constatação de que, no período 2011 a 2014, as taxas anuais de inflação permaneceram próximas ao limite máximo permitido pelas respectivas metas.

¹³Os autores apontam que o fato da economia brasileira ser considerada fechada não justifica a metodologia de uma economia fechada para a estimação da taxa de juros natural para o Brasil.

¹⁴De acordo com a metodologia de uma economia aberta e pequena, os títulos públicos brasileiros devem, por arbitragem, pagar os mesmos juros dos títulos em dólares acrescidos de um risco cambial.

¹⁵Os autores apontam que a taxa efetiva do FED acrescida dos pontos-base do EMBI BR e do cupom cambial de um ano é uma boa métrica para a taxa natural brasileira. A Libor acrescida dos pontos-base do EMBI BR e do cupom cambial de um ano também é indicada como uma boa medida para a taxa de juros natural brasileira. Os autores utilizam um Filtro HP para eliminar flutuações voláteis dessas séries.

$$\Delta i_t = \alpha_1(\bar{r}_t + \pi_t - i_{t-1}) + \alpha_2(\pi_t^e - \pi^*) + \alpha_3 y_t + \alpha_4 y_{t-1} + \alpha_5 \Delta q_t + \alpha_6 \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde $\beta_1 \equiv \frac{\alpha_2}{\alpha_1}$ consiste no coeficiente do desvio da inflação, e $\beta_2 \equiv \frac{\alpha_3}{\alpha_1}$ trata-se do coeficiente do hiato do produto.

Os autores, para detectar mudanças na função de reação durante o primeiro mandato de Dilma Rousseff, acrescentam uma variável *dummy* relativa ao período janeiro de 2011 a dezembro de 2014. O estimador adotado é o GMM. Para a taxa de juros natural, a métrica adotada na estimação é a definida pela taxa real do FED acrescida dos prêmios do risco-país e risco cambial.

O estudo conclui que, de fato, a função de reação do Banco Central foi modificada no primeiro governo Dilma. O coeficiente do desvio da inflação (β_1) muda de 5,2 no Governo Lula para somente 0,4 no Governo Dilma. O coeficiente do hiato do produto (β_2), por sua vez, aumenta de 1,7 para 4,0 no Governo Dilma. É possível concluir, portanto, que no período 2011 a 2014 a autoridade monetária era menos avessa à inflação, além de privilegiar variáveis reais como o produto e o emprego. Tal conclusão é compatível com o fato das taxas de inflação do mesmo período se situarem muito próximas ao limite máximo definido pelas metas anuais.

Ainda, o estudo conclui que a taxa de câmbio real é considerada pela autoridade monetária na sua escolha de juros, dado que o coeficiente da variação mensal da taxa de câmbio real mostra-se significativa. Finalmente, os autores ressaltam a importância da metodologia adotada, de forma que a taxa de juros natural variando no tempo e a hipótese de economia aberta e pequena não podem ser ignoradas em trabalhos sobre política monetária no Brasil.

3 METODOLOGIA

3.1 MODELO EMPÍRICO

A função de reação da autoridade monetária a ser estimada por este trabalho é obtida a partir da especificação de Soares e Barbosa (2006) para a meta de juros do Banco Central e da dinâmica de suavização de juros de Clarida, Galí e Gertler (1998). A meta para a taxa de juros do Banco Central (i_t^*) é então expressa por:

$$i_t^* = \bar{r}_t + \pi_t + \beta(\pi_t^e - \pi_t^*) + \gamma y_t + \delta \Delta q_t$$

onde \bar{r}_t é a taxa natural de juros, π_t é a taxa de inflação no período t , $\pi_t^e - \pi_t^*$ é o desvio no período t da expectativa de inflação em relação à meta, y_t é o hiato do produto e Δq_t é a variação centesimal da taxa de câmbio real na forma logarítmica.

A dinâmica de suavização, baseada em Minella (2002) (15), é definida por:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + (1 - \rho_1 - \rho_2) i_t^* + \nu_t$$

onde ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de suavização¹ da taxa de juros do Banco Central, com $\rho_1 + \rho_2 < 1$.

Substituindo a equação da meta de juros na dinâmica de suavização, obtém-se a função de reação da autoridade monetária a ser estimada:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (\bar{r}_t + \pi_t) + \alpha_4 (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_5 y_t + \alpha_6 \Delta q_t + \nu_t$$

A partir das estimativas da função de reação, é possível obter os coeficientes do Banco Central relacionados ao desvio da inflação, ao hiato do produto e ao choque cambial, expressos por $\beta = \frac{\alpha_4}{1 - \alpha_1 - \alpha_2}$, $\gamma = \frac{\alpha_5}{1 - \alpha_1 - \alpha_2}$ e $\delta = \frac{\alpha_6}{1 - \alpha_1 - \alpha_2}$, respectivamente. Esses coeficientes, portanto, indicarão a postura da autoridade monetária em relação às variáveis consideradas na determinação de sua taxa de juros.

A taxa natural de juros é definida de acordo com Barbosa, Camêlo e João (2016), seguindo a metodologia de economia pequena e aberta para a economia brasileira:

$$\bar{r}_t = r_t^{FED} + \mu_t + \tau_t$$

onde r_t^{FED} é a taxa real (efetiva) do Federal Reserve, μ_t é a variável de risco-país e τ_t é a variável de risco cambial.

Ainda, este trabalho apontará as datas de mudanças dos parâmetros da Regra de Taylor através da metodologia de Bai e Perron (1998, 2003) (16). As datas estimadas serão acrescentadas ao modelo por meio de variáveis *dummy* correspondentes aos períodos definidos pelas datas:

¹As estimações que utilizam uma defasagem para a taxa de juros geralmente apresentam correlação serial dos resíduos; esse problema, de acordo com Minella (2002), é resolvido com a utilização de duas defasagens.

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + D_j \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + D_j \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (\bar{r}_t + \pi_t) + D_j \alpha_3 (\bar{r}_t + \pi_t) + \alpha_4 (\pi_t^e - \pi_t^*) + D_j \alpha_4 (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_5 y_t + D_j \alpha_5 y_t + \alpha_6 \Delta q_t + D_j \alpha_6 \Delta q_t + \varepsilon_t$$

com $D_j = 1$ se a observação corresponder ao período j , e $D_j = 0$ caso contrário; com $j = 2, \dots, k + 1$ indicando a ordem do período na amostra, do mais antigo ao mais recente, para k datas de quebra estimadas.

De maneira análoga ao definido para a função de reação da autoridade monetária, os coeficientes do Banco Central relacionados ao desvio da inflação, ao hiato do produto e ao choque cambial são expressos, respectivamente, por $\beta = \frac{\alpha_4 + D_j \alpha_4}{1 - (\alpha_1 + D_j \alpha_1) - (\alpha_2 + D_j \alpha_2)}$, $\gamma = \frac{\alpha_5 + D_j \alpha_5}{1 - (\alpha_1 + D_j \alpha_1) - (\alpha_2 + D_j \alpha_2)}$ e $\delta = \frac{\alpha_6 + D_j \alpha_6}{1 - (\alpha_1 + D_j \alpha_1) - (\alpha_2 + D_j \alpha_2)}$, para cada período j .

3.2 DADOS

Os dados utilizados apresentam periodicidade mensal. Para a taxa de juros nominal, utilizou-se a média de valores da Selic anual definida pelo Copom. Quanto aos valores esperados de inflação, para cada mês foi utilizada a mediana das expectativas suavizadas de inflação acumuladas para os próximos 12 meses². A meta de inflação é a meta definida anualmente pelo CMN. E, para a taxa de câmbio, é utilizado o índice da taxa de câmbio real efetiva, baseado no IPCA. Esses dados foram coletados no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB.

A taxa de inflação utilizada é a variação percentual de 12 meses do IPCA, obtida na base de dados do IBGE. O hiato do produto utilizado é determinado pela IFI (Instituição Fiscal Independente), baseado na abordagem de Função de Produção com incorporação de Ferramenta de Plausibilidade³. A escolha de tal métrica é devido a críticas recentemente realizadas ao Filtro HP na mensuração do hiato do produto⁴. Os dados do hiato do produto estão disponíveis nas estatísticas do portal da IFI.

A série da taxa natural de juros é calculada de acordo com Barbosa, Camêlo e João (2016), a partir da taxa de juros efetiva do FED acrescida dos pontos-base do EMBI+ (medida de risco-país) e do cupom cambial limpo de um ano (medida de risco cambial), com a extração da tendência de longo prazo através do Filtro HP com parâmetro de suavização mensal ($\lambda = 14400$). Os juros efetivos (reais) do FED foram obtidos nos dados do Federal Reserve Bank de St. Louis, a série do EMBI+ foi obtida no Ipeadata e o cupom cambial limpo está disponível no banco de dados da B3.

A Figura 3.1 ilustra a evolução da taxa de juros real de curto prazo adotada pelo Banco Central⁵ no período da amostra, juntamente com a taxa de juros natural. É também mostrada a taxa de juros real

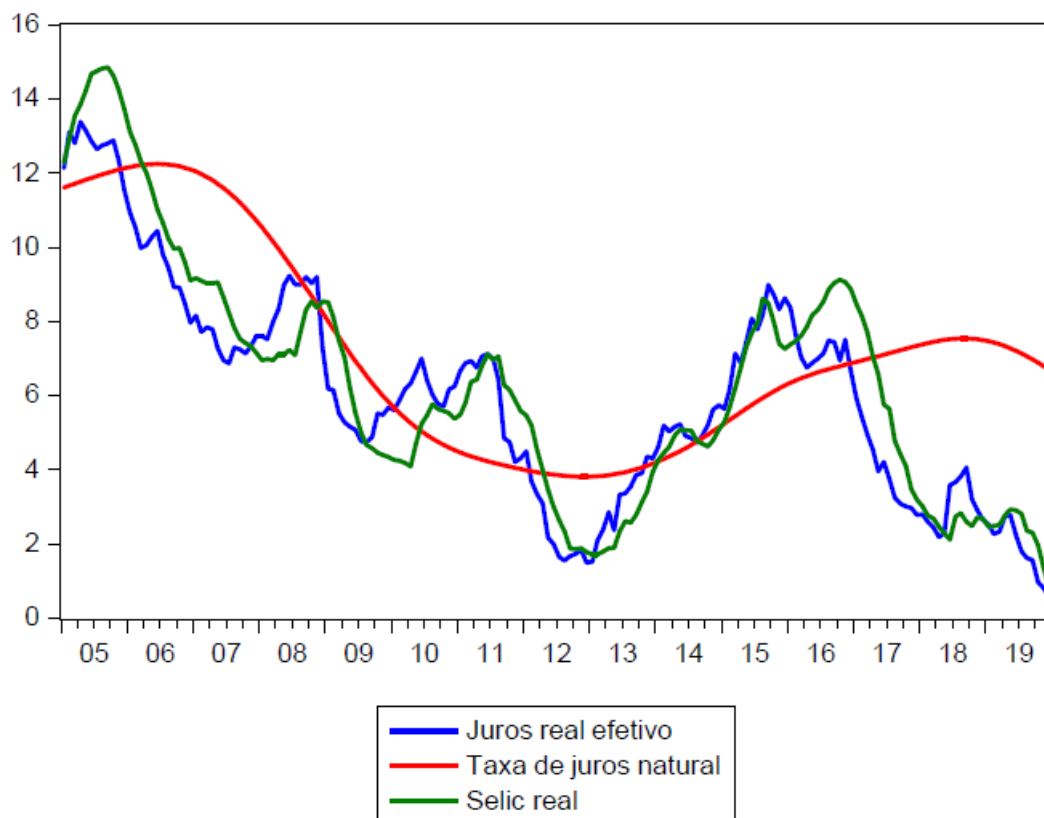
²Disponível no Sistema de Expectativas de Mercado do BCB.

³Orair e Bacciotti (2018) (17).

⁴Por deixar apenas a tendência de longo prazo de uma série (ao expurgar oscilações de curto prazo ou cíclicas), o Filtro HP é um instrumento tradicionalmente aplicado na determinação de hiato do produto em trabalhos empíricos. No entanto, Orair e Bacciotti (2018) apontam que a relativa simplicidade do Filtro HP traz consigo uma série de limitações. Primeiro, não há uma estrutura teórica subjacente ao instrumento. E, segundo, há sérios problemas decorrentes de suas propriedades estatísticas, como a restrição de simetria de componentes cíclicos e o "viés de final de amostra" causado pela elevada sensibilidade do Filtro HP ao acréscimo de dados novos. Dessa forma, os autores afirmam que, sob o Filtro HP, as estimativas do hiato do produto apresentam baixa robustez e viés pró-cíclico.

⁵Selic descontada das expectativas de inflação para os próximos 12 meses.

Figura 3.1: Juros reais e taxa natural de juros para 2005-2019



Fonte: BCB, B3, Federal Reserve Bank e Ipeadata.

efetiva⁶, de acordo com Muinhos, Fonseca e Schulz (2020) (18). A análise gráfica revela uma política de redução de juros empreendida ao final de 2011, sendo que os juros reais efetivos permanecem abaixo da taxa natural do início de 2012 até o final de 2014 (com exceção de um breve período no início de 2014). Tal observação se concilia com a análise realizada para a Figura 1, sugerindo que, nesse período, as taxas de juros definidas pelo Banco Central estavam artificialmente baixas⁷. Verificam-se também uma política de aumento de juros entre 2015 e 2016, além de considerável queda dos juros a partir do início de 2017.

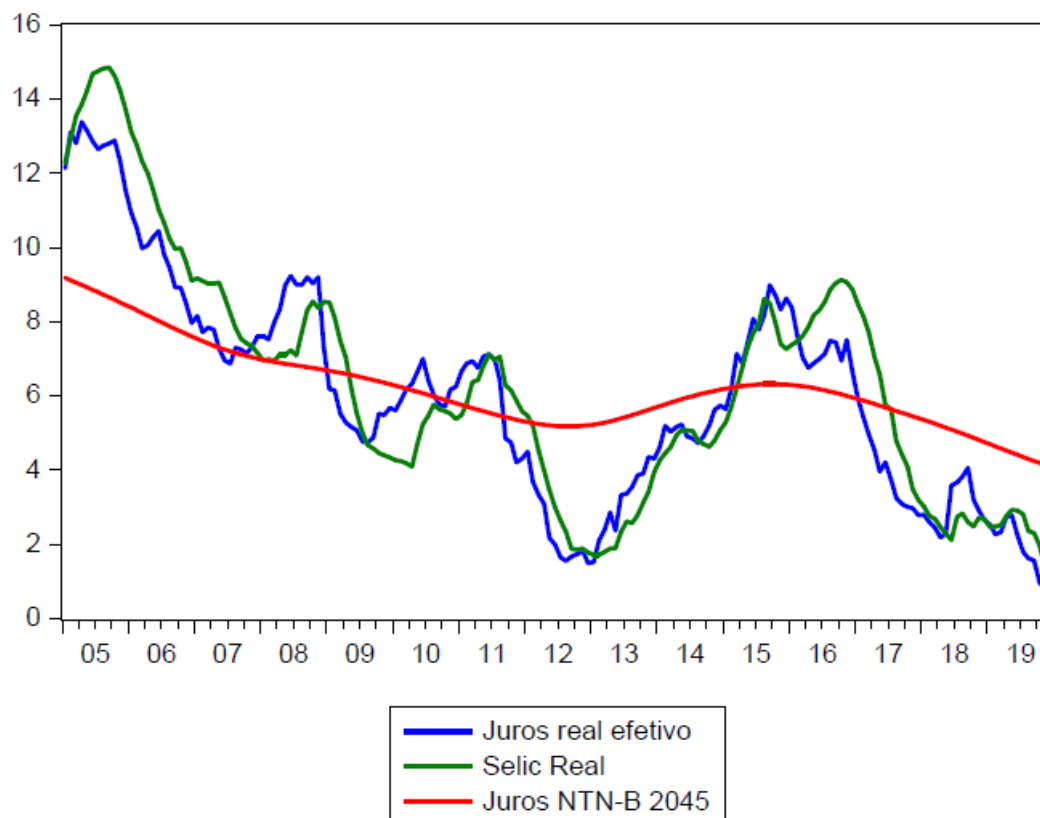
Para Barbosa, Camêlo e João (2016), outra medida de taxa natural de juros, desta vez correspondente a títulos brasileiros, é o componente de tendência da taxa de juros paga pela NTN-B, um título brasileiro de longo prazo que é indexado ao IPCA. Os autores sugerem a tendência de juros do título com vencimento em 2045 como uma medida da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. Na Figura 3.2, uma postura expansionista entre o final de 2011 e o início de 2015 fica ainda mais evidente, com a autoridade monetária adotando taxas de juros muito abaixo das taxas naturais.

Como variáveis instrumentais, além de defasagens das variáveis explicativas, são utilizados o volume hídrico mensal de dois reservatórios (Serra da Mesa e Três Marias) e o índice de preços de commodities do FMI. A primeira diferença do volume mensal dos reservatórios é *proxy* para a variação do volume de chuvas que impactam a produção de alimentos e, dessa forma, os índices de preços; funciona, portanto, como um

⁶Taxa swap DI-Pré de 360 dias descontada da expectativa de inflação para os próximos 12 meses.

⁷Muinhos, Fonseca e Schulz (2020).

Figura 3.2: Juros reais e taxa natural de juros (NTN-B 2045) para 2005-2019



Fonte: BCB, B3 e Tesouro Direto.

instrumento para o desvio da inflação em relação à meta. Já a primeira diferença do índice de preços de commodities do FMI, na forma logarítmica, é um instrumento para a variação da taxa de câmbio real, já que mudanças em preços de commodities exercem impactos cambiais em países exportadores desses bens. A série histórica do volume dos reservatórios está disponível no banco de dados da Agência Nacional de Águas. A série histórica do índice de preços de commodities é obtida no portal do FMI.

3.3 TESTE DE BAI-PERRON

Nesta subseção, é realizada uma sintética revisão do método proposto por Bai e Perron (1998, 2003), que estabelece a estimação de datas de quebras estruturais de séries (mudanças de parâmetros de uma regressão), bem como um teste estatístico para determinação de múltiplas quebras.

3.3.1 Datação de quebras estruturais

Os trabalhos de Bai e Perron (1998, 2003) desenvolvem testes para múltiplas quebras em datas desconhecidas e um algoritmo que permite estimar as datas das quebras. A estimação das datas é baseada na regressão das séries por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). Calcula-se a soma dos quadrados dos

resíduos (SQR) do conjunto de todas as partições possíveis da amostra, de modo que, a partir da abordagem da programação dinâmica, verifica-se qual partição alcança o valor mínimo global da SQR do total de partições possíveis.

Ou seja, o algoritmo, sendo fundamentado no princípio da programação dinâmica, possibilita estimar determinados pontos como minimizadores globais da SQR. Tais pontos consistem nas datas estimadas de quebras estruturais do modelo, nas quais há mudanças dos valores dos parâmetros.

Em suma, as datas que identificam as quebras são aquelas demarcadoras de períodos cujas SQRs das regressões de MQO são as menores em relação às SQRs de todos os demais períodos possíveis na amostra.

3.3.2 Número de quebras: *Bai-Perron* $L + 1$ *breaks vs global* L

Bai e Perron (1998) apresenta um método sequencial de determinação do número de quebras presentes na série definida pela variável dependente na regressão por MQO.

Inicialmente, testa-se a hipótese nula de ausência de quebra estrutural ($H_0 : b = 0$) no modelo estimado contra a hipótese alternativa de presença de uma quebra estrutural ($H_1 : b + 1 = 1$). Se houver rejeição da hipótese nula, a data da quebra é estimada através da minimização global da SQR, de modo que a amostra é então particionada em dois segmentos.

É realizado então novo teste, com a hipótese nula de uma quebra ($H_0 : b = 1$) contra a alternativa de duas quebras ($H_1 : b + 1 = 2$). O procedimento se repete até que o teste não rejeite mais a hipótese nula⁸ ou que o número máximo de quebras estruturais, definido *a priori*, seja alcançado.

⁸Ocorre rejeição da hipótese nula H_0 se o valor mínimo global da soma SQR do modelo com $b + 1$ quebras for suficientemente menor que a soma SQR do modelo definido com b quebras.

4 RESULTADOS

Antes de se realizar o teste Bai-Perron e a estimação dos parâmetros da Regra de Taylor, é necessário avaliar se as séries utilizadas são estacionárias. O procedimento é realizado para minimizar qualquer resultado espúrio entre as variáveis. Entretanto, os testes de raiz unitária para as variáveis deste trabalho são bastante frágeis: a inspeção gráfica sugere que todas as séries são não-estacionárias, e a transformação das séries em suas primeiras diferenças altera o modelo empírico proposto. Devido a tal fato, alguns trabalhos¹ nem mesmo realizam testes de raiz unitária. Portanto, os testes para verificar a estacionariedade das séries, bem como os gráficos das séries, são indicados no apêndice deste trabalho.

O modelo da Regra de Taylor é estimado por MQO, aplicando-se então o teste de Bai-Perron de $L + 1$ vs L quebras sequencialmente determinadas. O número máximo de quebras é definido em cinco. O nível de significância adotado é de 5%, com aparagem de 15%. Os resultados são indicados na Tabela 4.1.

Tabela 4.1: Teste Bai-Perron $L + 1$ vs L quebras sequenciais

Teste de quebra	Estatística F em escala	Valor crítico**
0 vs 1*	23,410	20,080
1 vs 2*	25,204	22,110
2 vs 3	19,977	23,040

Notas: **Valores críticos de Bai e Perron (2003). *Significante a 5%.

O teste de $L + 1$ vs L quebras indica a presença de duas quebras na série de taxa de juros estimada pelo modelo adotado para a Regra de Taylor. As datas de quebras estimadas são setembro de 2011 e maio de 2015.

Para os dois últimos períodos definidos pelas datas estimadas, são definidas duas variáveis *dummies*, com $D_2 = 1$ se referindo às observações de setembro de 2011 a abril de 2015 e $D_3 = 1$ indicando as observações de maio de 2015 a dezembro de 2019. A Regra de Taylor é, então, estimada por meio de GMM com a matriz HAC (Newey-West), de modo a controlar problemas de autocorrelação e de heteroscedasticidade nos resíduos do modelo.

Os instrumentos selecionados são uma constante e as variáveis explicativas defasadas em diferentes níveis. Para a primeira e a segunda defasagens da selic, utiliza-se as defasagens 1^a-9^a e 12^a da série; para o juros natural nominal, também são utilizadas as suas defasagens 1^a-9^a e 12^a. A escolha de tais defasagens como instrumentos é baseada em Holland (2005).

Para o desvio das expectativas de inflação em relação às metas e para o hiato do produto, as defasagens 1^a, 2^a e 3^a da série correspondente são utilizadas como instrumentos. Ainda, para o desvio da inflação, são utilizadas como instrumentos as três primeiras defasagens da variação do volume hídrico mensal de dois reservatórios (Serra da Mesa e Três Marias). Para a variável transformada do câmbio real, utiliza-se como instrumento o logaritmo do índice de preço corrente de commodities do FMI. Todos os instrumentos, assim como as variáveis explicativas, são interados com *dummies* relativas aos períodos.

¹Minella et al (2002), Minella et al (2003), Barbosa, Camêlo e João (2016).

Tabela 4.2: Estimacões dos parâmetros da Regra de Taylor para diferentes períodos

Parâmetros	jan 2005 - - ago 2011	set 2011 - - abr 2015	mai 2015 - - dez 2019
α_1	1,296495**		
$D_j\alpha_1$		0,086385	-0,092822
α_2	-0,349549**		
$D_j\alpha_2$		-0,114011*	0,129026
α_3	0,036785**		
$D_j\alpha_3$		-0,010184	0,039113**
α_4	0,217417**		
$D_j\alpha_4$		0,171717**	-0,206412**
α_5	0,064397**		
$D_j\alpha_5$		-0,061903**	0,098491**
α_6	0,017263**		
$D_j\alpha_6$		-0,031561**	-0,035990**
Estatística DW		2,053804	
Hansen J		31,24098	

Nota: * e ** indicam significâncias de 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados da estimacão da Regra de Taylor são indicados na Tabela 4.2. A estatística J de Hansen apresenta p-valor superior a 5% na estimacão, indicando validade dos instrumentos. Os coeficientes dos parâmetros de todas as seis variáveis apresentam significância estatística de pelo menos 5% para o período janeiro de 2005 a agosto de 2011, tomado como período-base.

A estatística Durbin-Watson tem valor muito próximo a 2, indicando ausência de autocorrelacão serial dos resíduos. Ainda, os resíduos apresentam média próxima de zero e variância próxima de um, com distribuicão simétrica mas com curtose relativamente alta. O histograma dos resíduos é mostrado nos apêndices. É importante ressaltar, contudo, que o teste de Shapiro-Wilk indica que os resíduos são normalmente distribuídos para um nível de significância de 5%. Os resultados do teste também estão nos apêndices.

Dado que o parâmetro de reacão do Banco Central ao desvio das expectativas de inflaçã é expresso por $\beta = \frac{\alpha_4}{1-\alpha_1-\alpha_2}$ para o período-base e por $\beta = \frac{\alpha_4+D_j\alpha_4}{1-(\alpha_1+D_j\alpha_1)-(\alpha_2+D_j\alpha_2)}$ para os demais períodos, verifica-se que houve mudanças significativas de postura da autoridade monetária com relaçaõ ao combate à inflaçã. No período de janeiro de 2005 a agosto de 2011, o qual a maior parte corresponde à gestã de Henrique Meirelles, $\beta = \frac{0,217417}{1-(1,296495)-(-0,349549)} \approx 4,10$; já no período de setembro de 2011 a abril de 2015, na gestã de Alexandre Tombini, $\beta = \frac{0,217417+0,171717}{1-(1,296495)-(-0,349549-0,114011)} \approx 2,33$. Esse resultado evidencia que, na maior parte do mandato de Tombini, o Banco Central passou a ser menos averso à inflaçã, o que se alinha aos resultados de Barbosa, Camêlo e João (2016) e de De Jesus e Lopes (2017) (19). O resultado explica, no período de 2011 a 2014, a manutençaõ das taxas de inflaçã anuais longe das respectivas metas e próximas ao limite superior tolerado (mostrado na Figura 1), o que acabaria determinando perda de credibilidade da autoridade monetária a partir de 2015². As estimativas dos parâmetros de reacão do Banco Central às variáveis explicativas estão sumarizadas na Tabela 4.3.

Entre o segundo e o terceiro períodos, o Banco Central promove um aumento da Selic, de modo que os

²Barbosa Filho (2017) (20).

Tabela 4.3: Estimativas dos parâmetros de reação do Banco Central do Brasil em seus respectivos períodos

Variável	Parâmetros estimados		
	jan 2005 - ago 2011	set 2011 - abr 2015	mai 2015 - dez 2019
Desvio da inflação	4,098032	2,329237	0,20743
Diferencial de juros	0,69335	0,220184	1,43058
Hiato do produto	1,213801	0,014928	3,07023
Choque cambial	0,325385	-0,08558	-0,35298

juros reais permanecem ligeiramente acima da taxa de juros natural entre 2015 e 2016 (Figuras 3.1 e 3.2). O objetivo do Banco Central era, naquele contexto, re-ancorar as expectativas de inflação do mercado ao centro das metas adotadas, o que foi alcançado a partir de 2017 (Figura 1.1).

A partir do início de 2017, contudo, a autoridade monetária inicia forte redução da Selic, de modo que, no final de 2019, a taxa real de juros ficasse próxima de zero. Para este último período, de meados de 2015 a dezembro de 2019, o coeficiente de reação do Banco Central aos desvios das expectativas de inflação diminui para $\beta = \frac{0,217417 - 0,206412}{1 - (1,296495) - (-0,349549)} \approx 0,21$, indicando que a política monetária naquele momento não seguia o Princípio de Taylor. A manutenção de taxas de inflação próximas à meta a partir de 2017, juntamente com o baixo peso dado à inflação pela autoridade monetária no período, sugerem que o controle inflacionário pode ter sido obtido a partir da profunda recessão econômica que atingiu a economia brasileira, e não exatamente pelo re-ancoramento de expectativas. Nesse sentido, um eventual choque de oferta poderia ter impactos inflacionários significativos.

Os resultados não indicam que o hiato do produto foi uma preocupação da política monetária da gestão Tombini, já que o parâmetro de reação correspondente reduziu de valor, de $\gamma \approx 1,21$ no período Meirelles para apenas $\gamma \approx 0,01$ no período Tombini. O que é possível apontar é uma redução artificial da taxa de juros, dado que o parâmetro de reação do Banco Central à taxa natural de juros, $\lambda = \frac{\alpha_3 + D_j \alpha_3}{1 - (\alpha_1 + D_j \alpha_1) - (\alpha_2 + D_j \alpha_2)}$, é aproximadamente 0,22, o menor entre os três períodos. Portanto, entre fins de 2011 e início de 2015, a autoridade monetária ponderou pouco a taxa de juros natural ao fixar a Selic.

A preocupação do Banco Central com o hiato do produto volta a acontecer no período seguinte, de maio de 2015 a dezembro de 2019, quando o valor estimado do parâmetro em questão aumenta para $\gamma \approx 3,07$. Desse modo, é possível apontar que a política monetária se preocupou com a forte recessão que atingiu a economia brasileira naquele momento (série gráfica do hiato do produto indicada na Figura 2 do Apêndice). Inicialmente, a autoridade monetária procurou conciliar um aumento da Selic com uma preocupação em estimular a economia; em sequência, há queda expressiva de juros, que permanecem baixos ao longo de quase três anos.

Com relação ao câmbio, a inspeção gráfica da série da Selic comparativamente à série do câmbio real sugere que a autoridade monetária considerou cada vez menos as variações cambiais na adoção da Selic. Para o período inicial, a estimativa do parâmetro de reação do Banco Central a choques cambiais é $\delta \approx 0,32$; para o último período, o coeficiente é negativo e estatisticamente significativo, $\delta \approx -0,35$. De

fato, verifica-se que a série do câmbio real entre 2017 e 2019 apresenta tendência claramente ascendente, enquanto que, para o mesmo período, há forte redução de juros. Apesar da contradição com a teoria, fica evidente que o comportamento dos juros vai de encontro ao comportamento cambial.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho apresentou dois objetivos. Primeiro, procurou-se verificar a presença de mudanças na condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil durante o período 2005 a 2019. Isso foi realizado através da estimação de datas de quebras estruturais na série utilizada como variável explicada de uma Regra de Taylor, aplicando-se a metodologia de Bai e Perron (1998, 2003). Dessa forma, as mudanças na Regra de Taylor não foram datadas de maneira exógena, e sim endogenamente. Segundo, verificou-se o comportamento da autoridade monetária nos períodos definidos pelas datas das quebras, por meio da análise dos coeficientes da Regra de Taylor estimados por GMM.

Para o modelo da Regra de Taylor adotado, utilizou-se a metodologia de economia aberta e pequena para o Brasil, de forma que a taxa de juros natural foi obtida a partir da taxa de juros internacional acrescida de medidas de risco-país e de risco cambial. Considerou-se também o componente de suavização de juros, além da inclusão de variável que representa choque cambial.

Os resultados apontam duas datas de quebras: setembro de 2011 e maio de 2015. O período de janeiro de 2005 a agosto de 2011 é, na maior parte, correspondente à gestão de Henrique Meirelles (2003-2010), caracterizada por elevada sensibilidade à inflação e seguimento da política monetária em relação à taxa natural de juros. O período seguinte, de setembro de 2011 a abril de 2015, corresponde à gestão de Alexandre Tombini (2011-2016), na qual o Banco Central reduziu sua reação à inflação, além de diminuir a taxa Selic para níveis artificialmente baixos. Tal comportamento da autoridade monetária provocou a manutenção das taxas de inflação anuais de 2011 a 2014 próximas ao limite máximo permitido pelas metas, resultando em deterioração de credibilidade em meados de 2015, quando houve um pico inflacionário. No período seguinte, de maio de 2015 a dezembro de 2019, verifica-se que o Banco Central inicialmente realiza uma elevação de juros; a partir de 2017, é iniciada expressiva redução dos juros, de modo que a autoridade monetária é insensível à inflação e apresenta a maior reação ao hiato do produto dentre os três períodos.

O trabalho conclui que a transição Meirelles-Tombini ocorrida em meados de 2011 indicou, de fato, uma mudança na condução da política monetária brasileira. Tal mudança geraria repercussões em 2015 e 2016, quando houve aceleração inflacionária e perda de credibilidade da autoridade monetária. O trabalho aponta também que, em 2015, o Banco Central modificou novamente sua postura, caracterizada por alto peso conferido ao hiato do produto na definição da taxa de juros básica. Ainda no último período, o pequeno coeficiente do desvio da inflação, configurando desvio do Princípio de Taylor, sugere que a recessão ainda em curso, e não a autoridade monetária, esteja exercendo algum controle inflacionário.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 1 LIMA, E. C.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. J. C. Monetary policy regimes in brazil. *Available at SSRN 986736*, 2007.
- 2 MEDEIROS, G. B. de; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Robust monetary policy, structural breaks, and nonlinearities in the reaction function of the central bank of brazil. *Economía*, Elsevier, v. 17, n. 1, p. 96–113, 2016.
- 3 PALMA, A. A. Política monetária e taxa de câmbio em uma pequena economia aberta: uma análise empírica para o brasil. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 27, p. 119–155, 2017.
- 4 TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1993. v. 39, p. 195–214.
- 5 SVENSSON, L. E. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European economic review*, Elsevier, v. 41, n. 6, p. 1111–1146, 1997.
- 6 CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European economic review*, Elsevier, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, 1998.
- 7 JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. et al. Taylor's rule and the fed: 1970-1997. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, THE FEDERAL RESERVE BANK OF SAN FRANCISCO, p. 3–16, 1998.
- 8 MINELLA, A.; FREITAS, P. S. D.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- 9 HOLLAND, M. et al. Monetary and exchange rate policy in brazil after inflation targeting. *Encontro Nacional de Economia*, v. 33, 2005.
- 10 SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. d. H. Regra de taylor no brasil: 1999-2005. *Encontro Nacional de Economia*, v. 34, 2006.
- 11 NETO, P. d. B.; PORTUGAL, M. *Determinants of Monetary Policy Committee Decisions: Fraga vs. Meirelles*. [S.l.]: Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2007.
- 12 OLIVEIRA, N. S. M. N. de; MEDEIROS, E. R. de; MEDEIROS, G. B. de; ARAGÓN, E. K. d. S. B.; FILHO, U. A. S. Testando mudanças estruturais na regra de taylor: um estudo empírico para o brasil (2000-2011). *Revista de Economia*, v. 39, n. 2, 2013.
- 13 BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, JSTOR, p. 47–78, 1998.
- 14 BARBOSA, F. d. 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*, SciELO Brasil, v. 70, p. 399–417, 2016.
- 15 MINELLA, A.; FREITAS, P. Springer de; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in brazil: lessons and challenges. *Banco Central do Brasil Working Paper*, n. 53, 2002.
- 16 BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.

- 17 ORAIR, R.; BACIOTTI, R. Hiato do produto na economia brasileira: estimativas da ifi pela metodologia de função de produção. *Estudo Especial*, n. 4, 2018.
- 18 MUIINHOS, M.; FONSECA, M. Equilibrium real interest rate in brazil: Convergence at last.
- 19 JESUS, C. S. de; LOPES, T. H. C. R. Has the central bank of brazil's reaction function become destabilizing? 2017.
- 20 BARBOSA, F. d. H. A crise econômica de 2014/2017. *Estudos avançados*, SciELO Brasil, v. 31, p. 51–60, 2017.

I.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

São realizados o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com número máximo de defasagens igual a 13 de acordo com o critério de informação de Schwarz, e o de Phillips-Perron (PP), com método de estimação espectral de Bartlett Kernel e com seleção de comprimento de banda de Newey-West. Ambos os testes foram aplicados com intercepto e tendência linear na equação de teste. Os resultados dos testes com as séries em nível são divulgados na Tabela 1.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Série	ADF	PP
i_t	-2,701	-1,930
$\bar{r}_t + \pi_t$	-2,076	-1,939
$\pi_t^e - \pi_t^*$	-1,953	-1,717
y_t	-2,553	-2,107
Δq_t	-10,346**	-10,307**

Nota: * e ** significantes a 5% e 1%, respectivamente.

Para os dois testes, a hipótese nula é de presença de raiz unitária, ou seja, a série é não-estacionária. Verifica-se, então, que a série Δq_t pode ser considerada estacionária ao nível de significância de 1% para ambos os testes, já que a variável está em primeira diferença. Todas as outras variáveis do modelo não podem ser consideradas estacionárias em nenhum nível de significância usual.

I.2 VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO PERÍODO 2005 - 2019

Figura 1: Taxa Selic e desvio das expectativas de inflação em relação às metas

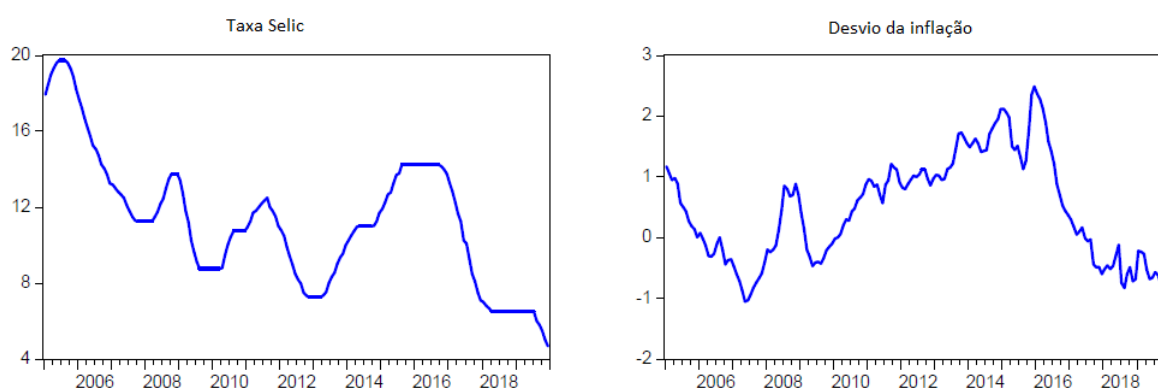
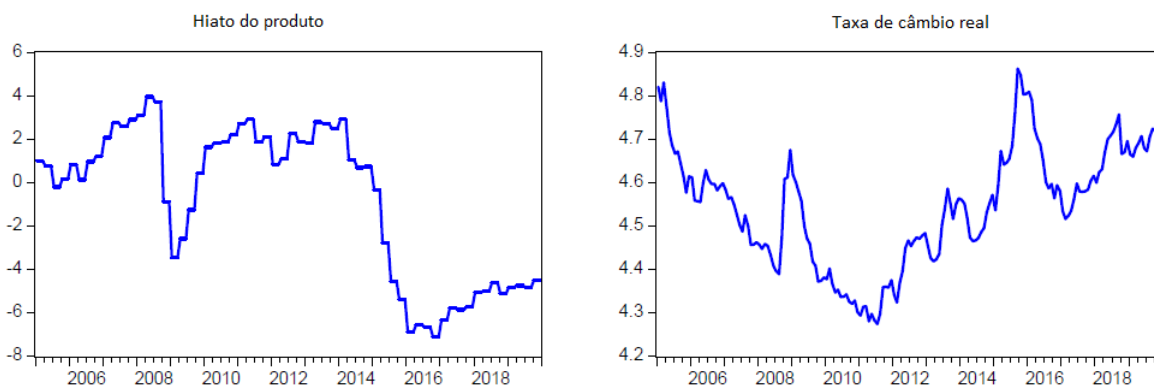
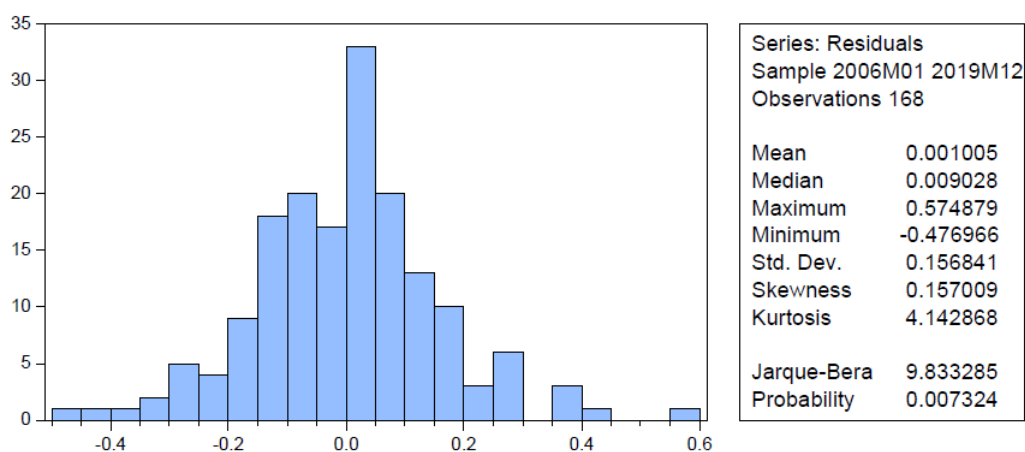


Figura 2: Hiato do produto e taxa de câmbio real



I.3 DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS E TESTE DE NORMALIDADE

Figura 3: Distribuição dos resíduos



Na hipótese nula do teste de Shapiro-Wilk, os resíduos são normalmente distribuídos. Para um nível de significância de 5%, os resíduos apresentam, portanto, distribuição normal.

Tabela 2: Testes de Shapiro-Wilk

Teste	Estatística	p-valor
Shapiro-Wilk	0,985590	0,080640
Observações	180	