

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

JULIANNA CANDIANI BISONI

**ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL
PÓS-METAS DE INFLAÇÃO – 2000 A 2015**

Sorocaba
2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

JULIANNA CANDIANI BISONI

ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL
PÓS-METAS DE INFLAÇÃO – 2000 A 2015

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências e em Gestão e Tecnologia da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do título/grau de bacharel/licenciado em Ciências Econômicas.

Orientação: Profa. Dra. Andreza Palma

Sorocaba
2015

AGRADECIMENTOS

Dedico este trabalho a minha família, responsável por minha trajetória e valores agregados em minha vida, sendo eterna minha gratidão pelos sentimentos, cuidados e esforços em prol de meu sucesso.

Em especial, agradeço à minha mãe, Ana Lucia, pela compreensão e confiança durante todos os momentos desta jornada, com apoio, amor e dedicação.

Agradeço à Professora Andreza Palma, pela contribuição para a realização deste trabalho, por seu conhecimento e dedicação profissional e pessoal como orientadora.

À UFSCar e a todas as amizades que cultivei nesses últimos anos e com certeza me enriqueceram e se tornaram parte de minha vida.

RESUMO

O presente trabalho tem por objetivo estimar a função de reação do Banco Central do Brasil após a adoção do regime de metas de inflação, compreendendo o período de 2000 a 2015. A partir dos resultados empíricos apresentados, busca-se a verificação de ocorrência de mudanças na condução da política monetária entre os períodos de presidência de Luiz Inácio Lula da Silva e Dilma Rousseff, assim como, respectivamente, liderança de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini frente à presidência do Banco Central do Brasil. Os resultados obtidos permitem afirmar que, considerando a amostra toda, a política monetária responde significativamente à desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto. Além disso, considerando-se versões aumentadas da Regra de Taylor, não há evidências significativas de que o Banco Central tenha reagido a variáveis externas (taxa de câmbio, termos de troca e índice de preços de *commodities*). Em relação aos resultados das sub-amostras, verifica-se que no período de 2003-2010, a taxa de juros responde significativamente ao desvio em relação à meta. A variável hiato do produto não se mostrou significativa no período. Já para a sub-amostra de 2008-2015, resultado inverso é encontrado. Os resultados são consistentes com a recente trajetória da política monetária no Brasil e o atual descolamento da inflação em relação à meta.

Palavras-chave: Regra de Taylor. Regime de Metas de inflação. Política monetária. Taxa de câmbio. Índice termos de troca. Índice de *commodities* do Banco Central do Brasil.

ABSTRACT

This study aims to estimate the reaction function of the Central Bank of Brazil for the period from 2000 to 2015, after the adoption of inflation targeting regime. From the empirical results presented enable checking analysis of monetary-policy changing occurrence between periods of Luiz Inacio Lula da Silva and Dilma Rousseff as president, as well as, respectively, Henrique Meirelles leadership and Alexandre Tombini front of the president of the Central Bank of Brazil. Considering data from 2000 to 2015, the results allow us to affirm monetary-policy has answered to the variables inflation deviation from target and output gap. Also, considering enhanced versions of the Taylor rule, there is significant evidence that the Central Bank has reacted to external macroeconomic variables (exchange rate, terms of trade and commodity price index). Regarding the sub-samples results, it turns out that in the period 2003-2010, the interest rate significantly responds to the deviation from target. The variable output gap was not significant in the period. For the sub-sample 2008-2015, inverse result is found. The results are consistent with the recent trajectory of monetary-policy in Brazil and the current detachment of inflation from target.

Keywords: Taylor Rule. Inflation Target System. Monetary-policy. Exchange rate. Terms of trade Indicator. Central Bank of Brazil Commodities Indicator.

SUMÁRIO

1. Introdução	9
2. Regime de Metas de Inflação	11
3. Regra de Taylor.....	14
3.1 Aplicação da Regra de Taylor para o Brasil.....	15
4. Descrição dos Dados	17
5. Análise dos Resultados.....	23
6. Considerações Finais.....	31
Referências Bibliográficas	33
APENDICES.....	34
APENDICE A - Testes de Raiz Unitária.....	34
APENDICE B – Resultados empíricos subperíodo 2003 a 2011.....	35
APENDICE C – Resultados empíricos subperíodo 2011 a 2015.....	36
APENDICE D – Resultados empíricos subperíodo 2008 a 2015	37
APENDICE E – Correlograma dos Resíduos	38

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Comportamento Taxa Selic – 2000 a 2015.....	18
Gráfico 2: Comportamento IPCA – 2000 a 2015.....	18
Gráfico 3: Evolução do Desvio da Inflação em Relação à Meta – 2000 a 2015.....	19
Gráfico 4: Comportamento do Hiato do Produto – 2000 a 2015	19
Gráfico 5: Comportamento Câmbio Razão R\$ / Dólar US\$ - 2000 a 2015.....	21
Gráfico 6: Evolução da Taxa de Crescimento do Índice Termos de Troca – 2000 a 2015.....	21
Gráfico 7: Evolução da Taxa de Crescimento do Índice de <i>Commodities</i> – 2000 a 2015.....	22

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estimativa Modelo1 – 2000 a 2015.....	24
Tabela 2: Estimativa Modelo 2 – 2000 a 2015.....	25
Tabela 3: Estimativa Modelo 3 – 2000 a 2015.....	26
Tabela 4: Estimativa Modelo 4 – 2000 a 2015.....	27
Tabela 5: Estimativa Modelo 1 – 2003 a 2010.....	28
Tabela 6: Estimativa Modelo 3 – 2008 a 2015.....	29

1. Introdução

O controle da inflação representa o principal objetivo da política monetária de diversos Bancos Centrais do mundo. No Brasil, o controle da inflação foi alcançado a partir da implementação do Plano Real em 1994, e posteriormente, com a adoção do Sistema de Metas de Inflação, em meados de 1999. A preocupação com a inflação não é infundada. Entre os efeitos negativos da inflação, podemos citar a imprevisibilidade do comportamento das variações de preços, assim como perda de competitividade, concentração de renda e fortalecimento de fatores desfavoráveis aos investimentos e crescimento econômico.

Considerando especificamente o período de metas de inflação, é de primordial importância verificar como o instrumento de política monetária, ou seja, a taxa de juros, reage frente às variações em variáveis macroeconômicas-chave. A proposta de Taylor (1993) é o trabalho seminal nesse aspecto e consiste na representação do comportamento da taxa de juros a partir de uma função linear simples. A partir da Regra de Taylor, obtém-se a evolução das taxas de juros ao longo do tempo, o que compõe a chamada função de reação do Banco Central. Segundo Kozichi (1999), decisões de políticas monetárias baseadas na Regra de Taylor são capazes de representar reflexos sobre o ambiente econômico e realizar estimativa da taxa de juros básica da economia, garantindo razoável precisão para formulação de políticas e definição de expectativas dos agentes de mercado¹.

O presente trabalho tem por objetivo estimar a função de reação do Banco Central do Brasil para o período pós-implantação do regime de metas de inflação, visando capturar possíveis variações na condução da política monetária, com base no modelo original apresentado por Taylor. Além dos fatores definidos previamente no modelo capazes de influenciar decisões monetárias, busca-se a análise de tais decisões diante mudanças de autoridades governamentais, dado o surgimento de insegurança e perda de credibilidade pela descontinuidade política, contemplando o período de início do mandato de Henrique Meirelles (Janeiro de 2003 a Janeiro de 2011) e Alexandre Tombini (Janeiro de 2011 até os dias de hoje), cuja presidência fora guiada por Luiz Inácio Lula da Silva e Dilma Rousseff, respectivamente.

¹ Cabe notar que a equação apresentada em Taylor (1993) foi proposta do ponto de vista puramente empírico. No entanto, trabalhos posteriores se ocuparam de dar uma justificativa teórica para a equação linear estimada.

Além desta seção, este trabalho está dividido em mais cinco partes. Os itens dois e três apresentarão embasamento teórico no que diz respeito ao Regime de Metas de inflação e a experiência brasileira, assim como ao modelo proposto por Taylor e sua aplicação. O item quatro apresentará a descrição dos dados utilizados para análise quantitativa, assim como definição das variações dos modelos de função de reação do Banco Central. No item cinco, serão estimadas as funções de reação para o Brasil e realizada a análise dos resultados, sendo os itens seguintes compostos pelas considerações finais e Apêndices deste estudo.

2. Regime de Metas de Inflação

A partir da década de 1990, adotou-se o regime de metas de inflação em diversos países do mundo como instrumento para garantia da estabilidade de preços como objetivo central da política monetária. O primeiro país a assumir formalmente tal regime foi Nova Zelândia, em 1990, seguida por Canadá e Chile em 1991, Reino Unido, Israel, Suécia e outros nos anos seguintes. A decisão pela adoção do regime de metas de inflação não era reflexo de escolha aleatória das autoridades monetárias, mas sim por limitações dos demais regimes: metas cambiais e metas monetárias.

A adoção do regime guiado por decisão do governo ou de uma lei pode ser observada frente elevado registro de inflação causando descrédito da moeda nacional diante do mercado financeiro. Dessa maneira, as autoridades monetárias exibem no mercado o seu compromisso pelo controle de variações de preços e tornam sua moeda atrelada à moeda de um país estrangeiro. Com base na taxa de câmbio, buscam-se expectativas estáveis que encorajem a atuação dos agentes econômicos.

A partir do regime de metas monetárias ou agregados monetários, busca-se a estabilidade de preços por meio de um ajustamento do crescimento da moeda nominal por parte da autoridade monetária, o que corresponde à determinação da taxa de inflação pretendida. Segundo Milton Friedman (1968), o controle da inflação pode se dar via controle da oferta monetária, considerada a credibilidade adquirida pelas autoridades e seus comportamentos diante da condução da política monetária.

Segundo Carvalho et al (2007), a ação do governo no regime de metas cambiais ou câmbio fixo, pode ser explicada pelo seguinte trecho:

Para evitar que as pressões de mercado - isto é, a disputa entre os compradores de moeda estrangeira escassa - façam a taxa de câmbio subir, o governo deve oferecer no mercado aquela quantidade de divisas que estaria faltando [...] para equilibrar oferta e demanda à paridade fixada.

Entretanto, a incompatibilidade do regime de câmbio fixo como instrumento da política monetária se deu pela exposição da fragilidade da moeda nacional a ataques do

mercado especulativo no fim dos anos 1990, reduzindo a autonomia das autoridades monetárias. A eficiência do regime de metas monetárias, por sua vez, encontrou barreiras pela eliminação da forte relação entre inflação e agregados monetários a partir das inovações financeiras.

O Brasil adotou o regime de metas de inflação em 1999 como estratégia para a condução das expectativas inflacionárias dos agentes econômicos, após década de baixo crescimento e tentativas de planos de estabilização, visando o controle das variações de preços e assim garantia de confiança de mercado. Além de alavancar a credibilidade e a transparência das decisões de governo, as metas de inflação representavam processo de estabilização de resultado positivo, iniciado com a implantação do Plano Real em 1994.

A condução da política monetária a partir do regime de metas de inflação consiste na criação de uma âncora crível e transparente para a estabilização de preços. De acordo com Bernanke et al (1999), o esforço das autoridades monetárias estabelece uma comunicação eficaz com os agentes econômicos no que diz respeito aos seus planos, garantindo credibilidade e sucesso da política via ajustamento das diretrizes do governo e expectativas. Com base em tais procedimentos das autoridades monetárias, surgem estudos cujo objetivo é formular um modelo capaz de guiar o processo de tomada de decisão monetária assim como seus efeitos sobre mercado.

Dentre a literatura voltada para a análise do tripé macroeconômico composto por metas de inflação, governo e banco central, dá-se destaque às proposições de Svensson (1997). Segundo o modelo apresentado, um regime de metas de inflação é interpretado como um arranjo do agente e o principal, pelo qual a sociedade (o principal) é responsável por determinar a política monetária ao Banco Central (o agente), assumindo-se a característica de controle perfeito do Banco Central sobre a inflação. Assim, tem-se como resultado o estabelecimento de compromisso entre as partes, via metas e contratos, garantindo estabilidade de preços e equilíbrio de mercado.

Contudo, segundo estudos e proposições de McCallum (1995), se a sociedade tem a mesma função de bem-estar que o Banco Central, não há razão para estabelecimento de relação ótima entre o principal e o agente via arranjo de metas. De acordo com Muscatelli (1998), a presença de incerteza sobre as preferências do Banco Central estimula o *trade-off* entre políticas de estabilização e controle de variação de preços. A proposta de solução para atenuar o viés inflacionário resultante da incerteza

sobre as preferências do Banco Central seria assim a consideração de independência da meta para o próprio Banco Central ou ainda a aplicação de contratos e metas de maneira conjunta. Assim, se considerada a possibilidade de ocorrência de informações privilegiadas do Banco Central no que tange aos choques de oferta, a autoridade monetária perde o incentivo em atingir suas metas inflacionárias, dando espaço ao retorno do viés inflacionário, o que representa insuficiência do modelo de independência de meta de Svensson (1997). Faz-se necessária, portanto, a definição de uma regra capaz de eliminar o viés inflacionário no mercado, estabilizando comportamento inflacionário e nível de produto na economia.

3. Regra de Taylor

A equação proposta de Taylor (1993) define que o comportamento da taxa de juros que remunera os títulos do tesouro norte-americano pode ser representado por uma função linear simples, o que consiste na definição da chamada Regra de Taylor.

Como argumento em defesa da adoção do sistema de metas de inflação, Taylor apresenta a necessidade de orientação da política monetária pela transparência e credibilidade das decisões do Banco Central diante dos agentes econômicos, sendo os resultados de desempenho medidos pela taxa de inflação e variação do crescimento econômico.

Com base no trabalho realizado, Taylor define que o comportamento das taxas de juros dos Estados Unidos poderia ser explicado por uma relação linear entre taxa de inflação, taxa de juros de equilíbrio e uma soma ponderada de dois desvios, sendo o primeiro, a diferença entre a taxa de inflação medida pelo deflator do PIB e a meta de inflação, e o segundo, o desvio percentual do PIB do PIB potencial.

A equação estimada por Taylor pode ser descrita como:

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

Onde,

i = taxa de juros dos *Federal Funds* americanos

π = taxa de inflação medida pelo deflator do PIB

r^* = taxa de juros de equilíbrio

π^* = meta de inflação

y = desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial

Tem-se, portanto, a Regra de Taylor dependente de duas variáveis exógenas ao modelo, sendo estas a meta de inflação e o PIB potencial.

A definição da equação da Regra de Taylor não é resultado de estimação econométrica, de modo que o autor atribui pesos iguais (0,5) utilizados pelo FED para o desvio da inflação e o PIB. Assim, com ausência de estimação dos coeficientes e

apuração da sensibilidade da taxa de juros às variáveis do modelo, o assume-se uma relação de taxa de juros e meta de inflação de equilíbrio de 2%.

Tem-se, portanto, elevação da taxa básica de juros pelo FED frente à um aumento da inflação superior à meta de 2% ou cenário em que o PIB real supera a sua tendência. Os argumentos e conclusões do autor possibilitaram análise compatível com as decisões do FED no período de 1987 a 1992, de forma que sua regra fora amplamente aceita como instrumento de estimação da função de reação do Banco Central americano.

A partir do trabalho original de Taylor (1993), diversos estudos foram desenvolvidos a fim de estimar funções de reação empíricas para diferentes bancos centrais, sendo possível o desdobramento para a análise da experiência brasileira.

3.1 Aplicação da Regra de Taylor para o Brasil

A partir da adoção do regime de metas de inflação para a condução da política monetária no Brasil em 1999, tomou-se como objetivo central das autoridades a convergência da inflação futura à meta estabelecida. De modo geral, pode-se dizer que os trabalhos destinados à análise deste período assumem uma Regra de Taylor do tipo *forward-looking*, na qual a expectativa de inflação atua como *proxy* da inflação futura.

Com base em dados de 1999 a 2002, Favero e Giavazzi (2002) estimam uma função de reação do Banco Central relacionando taxa de juros à sua defasagem, desvio da expectativa de inflação à meta, hiato de produto e variação cambial. O resultado de uma política não acomodativa da autoridade monetária é obtido pelo coeficiente significativo do desvio da inflação à sua meta. Para o período de 2000 a 2002, estima-se a regra de Taylor por Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003), com resultados semelhantes, porém coeficientes de valores mais elevados para o caso em que as expectativas de inflação são formadas com base em juros constantes ($\beta = 3,54$), e mais baixos para o caso em que são formadas pelas expectativas do próprio mercado ($\beta = 2,59$).

Segundo Mohanty e Klau (2004), a partir da estimativa da função de reação do Banco Central do Brasil, considerando a taxa de juros nominal como instrumento de condução da política monetária, observou-se correlação positiva entre taxa de juros nominal e taxa de inflação igual a 0,61, enquanto taxa de juros nominal e taxa de

câmbio apresentaram correlação negativa, igual a -0,08. Para a correlação entre taxa de juros nominal e o hiato do produto, o resultado é positivo. Os resultados obtidos pelos autores levaram à constatação de que os países com maior volatilidade na taxa de juros nominal são aqueles cujo histórico econômico é de alta variação de preços assim como de taxa de câmbio, cenário no qual, é sinalizada a economia brasileira. Conclui-se que a taxa de juros nominal possui estreita relação com a taxa de inflação, assim como com a taxa de câmbio.

De acordo com os estudos de Silva e Portugal (2002), a experiência brasileira poderia ser descrita como um caso de construção de confiança e credibilidade por parte do Banco Central do Brasil. A partir da divisão dos dados coletados nos períodos de janeiro de 1995 a junho de 1999 e julho de 1999 a dezembro de 2001, utilizam a Regra de Taylor, modelos VAR, inclusão da taxa de desemprego como proxy da atividade econômica e geração de modelo AR(1) como gerador de uma série de expectativas de inflação. Os resultados obtidos possibilitam a identificação de menor importância dada à variação de preços após a adoção do regime de metas de inflação, sem efeitos negativos ao lado real da economia.

No que diz respeito à análise da função de reação do Banco Central do Brasil diante de troca de mandatos frente à autoridade, segundo Sulzbach (2009), uma análise para o período de 2000 a 2009 obteve os resultados da estimação de evidência de alteração no peso sobre o desvio das expectativas de inflação em relação à sua meta durante a troca de presidência da autoridade monetária em 2003, com aumentos sobre a Selic de cerca de 0,20 pontos percentuais, contrapondo-se a 0,07 pontos percentuais durante a vigência da autoridade de Meirelles.

4. Descrição dos Dados

O objetivo do presente trabalho é estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil. Para tanto, foram considerados dados de periodicidade trimestral de janeiro de 2000 a julho de 2015, totalizando 62 observações. Embora o sistema de metas de inflação tenha sido implantado em julho de 1999, optou-se por desconsiderar o intervalo deste ano até o início do ano 2000 por representar período de instabilidade e transição de estratégias de política econômica. A estimação da função de reação do Banco Central será realizada através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

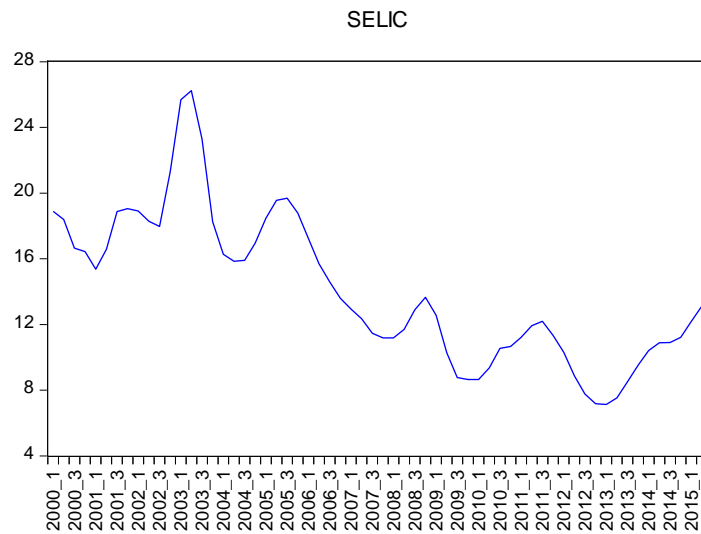
Foram estimadas quatro equações com embasamento teórico na equação proposta por Taylor (1993), a fim de identificar os fatores determinantes das decisões tomadas pelo Banco Central e determinar os rumos da política monetária adotada. Inicialmente considerou-se a amostra de todo o período analisado, de 2000 a 2015. Após, subdividiu-se a amostra em dois períodos distintos, a fim de capturar possíveis divergências na condução da política monetária entre os distintos presidentes do Bacen. Os subperíodos considerados foram 2000 a 2010 e 2008 a 2015.

Os dados utilizados para estimação das funções de reação foram: i) taxa nominal de juros com base na Selic anualizada (fonte: BCB), definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom), pela qual o Banco Central tenta controlar a inflação; ii) IPCA acumulado em 12 meses como índice de inflação por ser a taxa utilizada pelo Conselho Monetário Nacional para definição da meta de inflação (Fonte: IBGE); iii) desvio da inflação, calculado pela diferença da inflação em relação à meta estipulada pelo Bacen; (Fonte: IBGE e Bacen) e iv) hiato do produto, calculado a partir da diferença entre o PIB (fonte IBGE) e produto potencial, através do filtro *Hodrick-Prescott* (1997)².

Abaixo apresentamos os gráficos das variáveis utilizadas neste trabalho.

² Cabe notar que existem distintas maneiras de se calcular o hiato do produto. O filtro HP é largamente utilizado na literatura e, dada a sua simplicidade de cálculo, foi o escolhido para este trabalho.

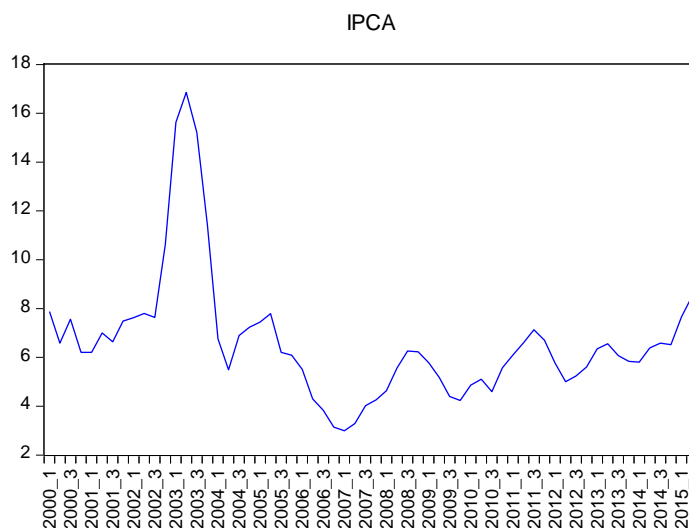
Gráfico 1. Comportamento Taxa Selic – 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo Banco Central do Brasil.

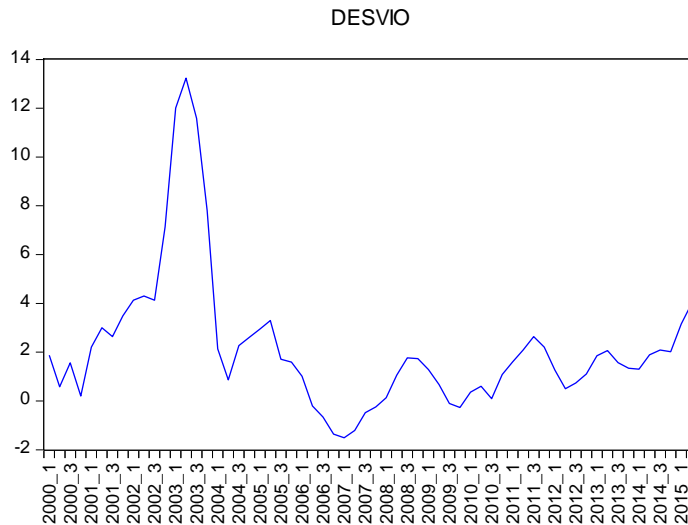
O período analisado reflete o comportamento da taxa Selic de 2000 a julho de 2015, sendo o maior valor observado no primeiro trimestre de 2003 e o menor, no primeiro trimestre de 2013. Pode-se atribuir alta da taxa Selic em meados de 2003 como resultado do momento de transição de governo (efeito Lula) e expectativas de condução da política monetária, sendo necessária a tomada de decisão do Copom pelo aumento da taxa Selic.

Gráfico 2. Comportamento IPCA – 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo IBGE.

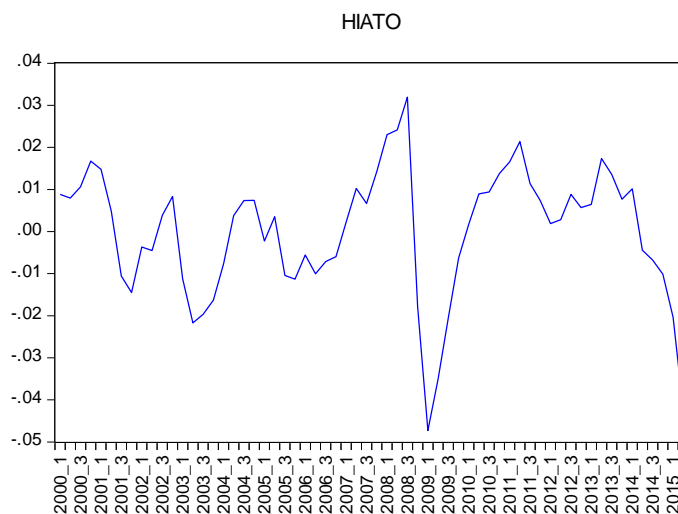
Gráfico 3. Evolução do Desvio da Inflação em Relação à Meta – 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo Banco Central do Brasil e IBGE.

A amostra que compreende o período de 2000 a 2015 reflete o comportamento do IPCA e variável Desvio da Inflação em relação à Meta com pico no início de 2003, como resultado do período de transição de governo brasileiro e reflexo de incerteza dos agentes de mercado, assim como observado pelo histórico da taxa de juros Selic e IPCA.

Gráfico 4. Comportamento do Hiato do Produto – 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo IBGE e Filtro *Hodrick-Prescott*.

Cabe notar que o hiato do produto é a diferença do produto em relação ao produto potencial. Assim, valores positivos do hiato representam períodos de expansão ($\text{PIB} > \text{PIB potencial}$) e valores negativos representam períodos de retração ($\text{PIB} < \text{PIB potencial}$). Pelo gráfico acima, podemos ver que houve um período de retração pós crise de 2008. O gráfico também captura o delicado momento atual, com hiato negativo no período recente.

Além do modelo de Taylor original, foram consideradas também versões aumentadas da Regra de Taylor, a fim de verificar se o Banco Central leva em consideração outras variáveis (no caso, variáveis que capturem a relação do país com o exterior) para a sua tomada de decisão. As variáveis consideradas são descritas a seguir.

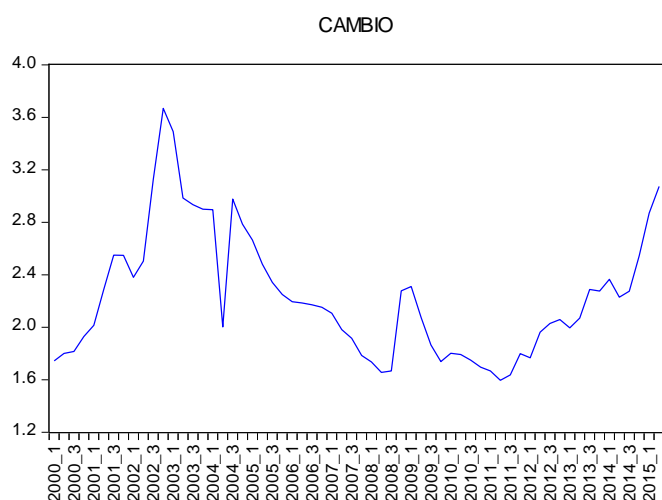
A primeira modificação se dá pela consideração da taxa de câmbio como variável explicativa do modelo, como o valor de compra da taxa de câmbio, resultado da razão real (R\$) / dólar americano (US\$). Observações obtidas pelo Ipeadata, com base nos resultados divulgados pelo Banco Central do Brasil.

A segunda modificação do modelo de Taylor tradicional consiste na inclusão da variável taxa de crescimento do índice de termos de troca. O índice de termos de troca reflete a razão entre os índices de preços das exportações e os índices de preços das importações brasileiras. A partir destas observações, obtidas pelo Ipeadata com base nos resultados da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), calculou-se a série que reflete a sua taxa de crescimento no período.

Por fim, foram coletadas as observações da variável Índice de *Commodities* do Banco Central para cálculo de sua taxa de crescimento no período e inclusão na equação original de Taylor.

O comportamento das variáveis é descrito a seguir.

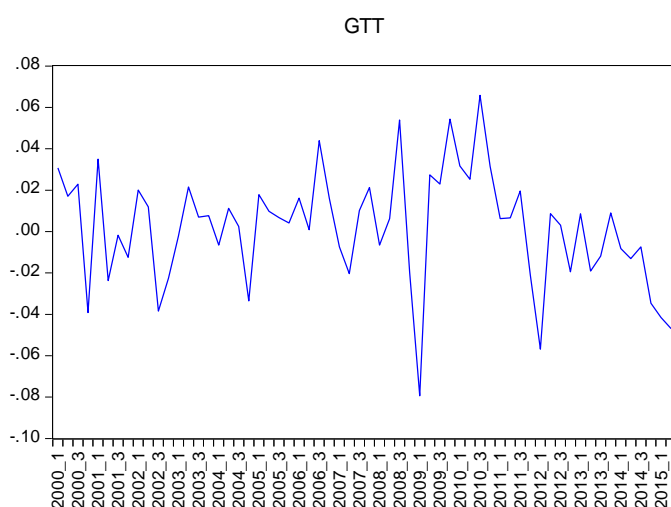
Gráfico 5. Comportamento Câmbio Razão R\$ / Dólar US\$ - 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo Ipeadata.

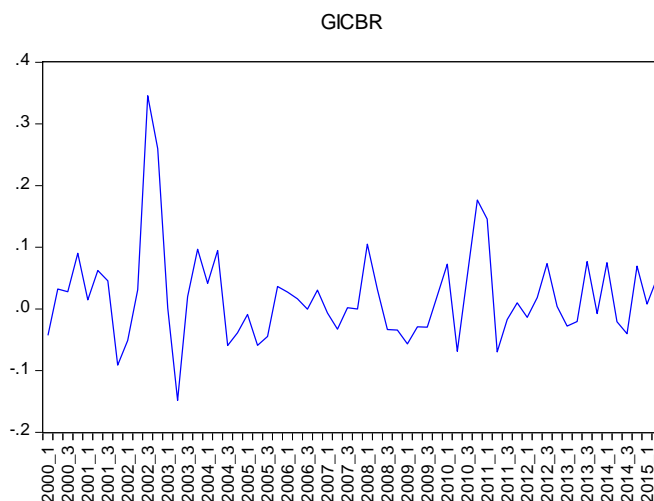
Considerado o período de 2000 a 2015, verifica-se comportamento de instabilidade da variável Câmbio, com destaque a seu maior valor observado no primeiro trimestre de 2003, reflexo de mudanças de Governo, e menor valor no terceiro trimestre de 2011, marcando início de período de depreciação cambial. Paralelamente, verificam-se variações na evolução da taxa de crescimento do índice de termos de troca, com seu pior resultado observado no início de 2009, reflexo dos impactos da crise econômica mundial desencadeada em 2008 e dependência da economia brasileira ao mercado externo.

Gráfico 6. Evolução da Taxa de Crescimento do Índice Termos de Troca – 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo Ipeadata.

Gráfico 7. Evolução da Taxa de Crescimento do Índice de *Commodities* – 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos pelo Banco Central do Brasil.

Com relação ao comportamento observado da taxa de crescimento do índice de commodities, nota-se forte queda na transição de 2002 a 2003 como resultado da fragilidade da confiança externa às condições macroeconômicas brasileiras. A partir de 2010, observa-se menor variação sobre os resultados da variável, dada a histórica forte participação de *commodities* na balança comercial brasileira, neste momento acompanhada da demanda internacional, com destaque aos efeitos do chamado Efeito China.

Com base nos dados apresentados acima, são expostos os modelos propostos por este trabalho para estimação da função de reação do Banco Central e captação da reação da taxa de juros às variáveis macroeconômicas consideradas.

O Modelo 1, semelhante à Regra de Taylor original, relaciona a taxa de juros ao desvio da inflação em relação à meta e ao hiato do produto, além da inclusão da variável defasada como explicativa da taxa de juros³. Tem-se, então:

$$i_t = a_1 + b_1 i_{t-1} + c_1 D_t + d_1 Y_t + U_t \quad (1)$$

onde,

³ É válido ressaltar que a inclusão da variável dependente defasada busca capturar o fato estilizado de suavização da taxa de juros no comportamento dos Bancos Centrais.

i_t é a taxa nominal de juros Selic anualizada definida pelo Comitê de Política Monetária (Copom),

i_{t-1} é a variável defasada AR(1),

D é o desvio da inflação em relação à sua meta e

Y representa o hiato do produto como diferença entre produto e produto potencial.

O Modelo 2 consiste na inclusão da série taxa de câmbio observada no período (r_t), sendo a equação estimada descrita abaixo:

$$\hat{i}_t = a_2 + b_2\hat{i}_{t-1} + c_2D_t + d_2y_t + e_2r_t + U_t \quad (2)$$

O Modelo 3, por sua vez, consiste na consideração da taxa de crescimento do índice de termos de troca (gtt_t) na equação original, conforme equação:

$$\hat{i}_t = a_3 + b_3\hat{i}_{t-1} + c_3D_t + d_3y_t + e_3gtt_t + U_t \quad (3)$$

Por fim, estimou-se o Modelo 4, a partir da inclusão da variável taxa de crescimento do índice de *commodities* do Banco Central ($gicbr_t$):

$$\hat{i}_t = a_4 + b_4\hat{i}_{t-1} + c_4D_t + d_4y_t + e_4gicbr_t + U_t \quad (4)$$

A fim de garantir a estacionariedade de todas as variáveis incluídas nos modelos, foram realizados testes de raiz unitária e estacionariedade (*ADF*, *Phillips-Perron* e *KPSS*). Os resultados são apresentados no Apêndice A deste trabalho. No caso de variáveis não estacionárias, optou-se por utilizar a primeira diferença.

5. Análise dos Resultados

A função de reação obtida pela estimação do Modelo 1 pode ser observada abaixo:

$$\hat{i}_t = -0,135 + 0,314\hat{i}_{t-1} + 0,487D_t - 23,325y_t$$

Tabela 1: Estimativa Modelo1 – 2000 a 2015

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.135620	0.192009	-0.706322	0.4829
D(D _t)	0.487091	0.129046	3.774561	0.0004
D(Y _t)	-23.32501	13.50198	-1.727525	0.0896
AR(1)	0.314173	0.163369	1.923094	0.0596
R-squared	0.511411	Mean dependent var		-0.087471
Adjusted R-squared	0.485237	S.D. dependent var		1.416149
S.E. of regression	1.016044	Akaike info criterion		2.934051
Sum squared resid	57.81138	Schwarz criterion		3.073674
Log likelihood	-84.02154	Hannan-Quinn criter.		2.988666
F-statistic	19.53861	Durbin-Watson stat		1.807751
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.31			

Fonte: Saída do software *Eviews*

A equação estimada indica que a taxa de juros diminui quando o hiato do produto aumenta. Já a resposta da taxa de juros em relação ao desvio da inflação em relação à meta é positiva, ou seja, o Bacen eleva a taxa de juros quando a inflação ultrapassa o valor da meta, o que é consistente com um regime de metas de inflação. Entretanto, a sensibilidade da taxa de juros em relação ao hiato do produto, dado por $d_I = -23,235$, é maior do que uma mudança no desvio da inflação, dado por $c_I = 0,487$, de modo que é possível afirmar que a taxa de juros varia mais devido às mudanças no hiato do produto do que às mudanças no desvio da inflação em relação à sua meta. Este resultado pode estar refletindo o comportamento mais recente da política econômica no Brasil.

Para o período analisado de 2000 a 2015, o coeficiente de determinação R^2 é de 0,51, capaz de explicar as variações da taxa de juros no período. Adotado o nível de significância $\alpha = 10\%$, verificou-se significância das variáveis do modelo, exceto intercepto. Os resíduos apresentam distribuição normal ($K=3$ e $S=0$) e não são autocorrelacionados, com base nos resultados dos testes de Normalidade Jarque-Bera e Multiplicadores de Lagrange (LM Test), respectivamente.

Os resultados obtidos permitem confirmar a ocorrência de resposta do Banco Central frente aos desvios da inflação em relação à meta (p -valor = 0.004, dado nível de significância adotado igual a 0.005). Assim como apresentado por Magalhães (2007), tem-se resposta do Banco Central ao período marcado por pressões inflacionárias,

resultado de crise energética e crise de estresse ocorrida à época de eleições presidenciais.

Com base nos resultados obtidos pela estimação do Modelo 2, para a amostra que compreende todo o período analisado, tem-se:

$$i_t = -0,135 + 0,313i_{t-1} + 0,487D_t - 23,226y_t + 0,018r_t$$

Tabela 2: Estimativa Modelo 2 – 2000 a 2015

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.135966	0.193560	-0.702448	0.4854
D(D _t)	0.487561	0.131630	3.704021	0.0005
D(Y _t)	-23.22653	14.21965	-1.633411	0.1081
D(r _t)	0.018519	0.513441	0.036069	0.9714
AR(1)	0.313206	0.169506	1.847759	0.0700
R-squared	0.511423	Mean dependent var		-0.087471
Adjusted R-squared	0.475890	S.D. dependent var		1.416149
S.E. of regression	1.025227	Akaike info criterion		2.967360
Sum squared resid	57.80996	Schwarz criterion		3.141889
Log likelihood	-84.02081	Hannan-Quinn criter.		3.035628
F-statistic	14.39297	Durbin-Watson stat		1.807582
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.31			

Fonte: Saída do software *Eviews*

Assim como verificado no Modelo 1, o maior impacto sobre a taxa de juros refere-se ao comportamento do hiato do produto. A equação estimada resulta em coeficiente de determinação $R^2=0,51$, distribuição normal dos resíduos e rejeição da hipótese de autocorrelação dos resíduos. Com base no nível de significância adotado de $\alpha=10\%$, tem-se desvio da inflação em relação à meta e variável defasada como parâmetros significativos capazes de explicar as variações da taxa de juros. Nota-se que o Banco Central não responde à variações na taxa de câmbio, o que de fato é desejável em um regime de metas de inflação.

O Modelo 3 estimado para obtenção da função de reação do Banco Central para a amostra completa, resultou na seguinte equação:

$$i_t = -0,129 + 0,327i_{t-1} + 0,494D_t - 19,773y_t - 3,905g_{tt}$$

Tabela 3: Estimativa Modelo 3 – 2000 a 2015

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.129890	0.196727	-0.660254	0.5118
D(D _t)	0.494572	0.127347	3.883665	0.0003
D(Y _t)	-19.77369	14.77172	-1.338617	0.1862
GTT	-3.905635	5.473712	-0.713526	0.4785
AR(1)	0.327383	0.163894	1.997525	0.0507
R-squared	0.516056	Mean dependent var		-0.087471
Adjusted R-squared	0.480860	S.D. dependent var		1.416149
S.E. of regression	1.020355	Akaike info criterion		2.957833
Sum squared resid	57.26180	Schwarz criterion		3.132362
Log likelihood	-83.73499	Hannan-Quinn criter.		3.026101
F-statistic	14.66238	Durbin-Watson stat		1.781668
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.33			

Fonte: Saída do Software Eviews.

A consideração da taxa de crescimento do índice termos de troca na equação embasada na Regra de Taylor (1993) traz como resultado relação positiva entre taxa de juros e desvio da inflação em relação à sua meta. Já com relação aos efeitos da variável hiato do produto e taxa de crescimento do índice de termos de troca, nota-se redução da taxa de juros, sendo a variável dependente mais sensível às variações do hiato do produto. A equação estimada apresenta coeficiente de determinação R^2 igual a 0,516, distribuição normal dos resíduos dado resultado Jarque-Bera p -valor=0,96 e não rejeição da hipótese de presença de autocorrelação nos resíduos, vide resultado do teste LM p -valor=0,072. O Banco Central também não responde à variações na taxa de crescimento dos termos de troca.

O Modelo 4 elaborado a partir de modificações da Regra de Taylor tradicional, inclui em sua equação a variável taxa de crescimento do índice de *commodities* do Banco Central. Tem-se:

$$i_t = -0,168 + 0,279i_{t-1} + 0,515D_t - 25,143y_t - 1,416gicbr_t$$

Tabela 4: Estimativa Modelo 4 – 2000 a 2015

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.168338	0.187476	-0.897917	0.3731
D(D _t)	0.515024	0.124058	4.151471	0.0001
D(Y _t)	-25.14332	13.53381	-1.857816	0.0686
GICBR	1.416687	1.830194	0.774064	0.4422
AR(1)	0.279193	0.161781	1.725741	0.0900
R-squared	0.516470	Mean dependent var		-0.087471
Adjusted R-squared	0.481305	S.D. dependent var		1.416149
S.E. of regression	1.019918	Akaike info criterion		2.956976
Sum squared resid	57.21278	Schwarz criterion		3.131505
Log likelihood	-83.70929	Hannan-Quinn criter.		3.025244
F-statistic	14.68672	Durbin-Watson stat		1.816324
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.28			

Fonte: Saída do software *Eviews*

Observa-se efeito negativo sobre a taxa de juros no período através da variável hiato do produto e taxa de crescimento do índice de commodities do Banco Central. Assim como apresentado pelos modelos anteriores, a taxa de juros apresenta maior sensibilidade frente ao comportamento do hiato do produto.

Com base nos resultados da estimação do modelo, observa-se significância nos parâmetros desvio da inflação em relação à meta, hiato do produto e variável defasada à taxa de juros no período. Tem-se coeficiente de determinação do modelo $R^2=0,51$, e não rejeição das hipóteses de distribuição normal e ausência de autocorrelação dos resíduos, conforme resultados dos testes *Jarque-Bera* e *LM*, respectivamente. A variável utilizada para captar a resposta da autoridade monetária à pressões externas também não se mostrou significativa.

Nota-se que as três versões aumentadas da Regra de Taylor não se mostraram significativas na análise realizada, o que significa que o Banco Central, considerando a amostra toda, não responde à variações em variáveis que capturam relações externas. Em um regime de metas de inflação, isso é desejável, uma vez que o Banco Central deveria responder apenas à variações da inflação em relação à meta.

A fim de comparar a função de reação do Banco Central do Brasil frente aos diferentes presidentes da República, foram obtidos resultados para dois subperíodos estabelecidos. A partir dos resultados no que diz respeito à significância estatística e capacidade de explicar a conjuntura econômica, foram considerados os resultados dos

melhores modelos para esta análise.⁴ Por fim, para os quatro modelos estimados, seja para toda a amostra ou subperíodos definidos, pode-se verificar a ausência de autocorrelação dos resíduos, conforme correlogramas presentes no Apêndice E.

5.1 Função de Reação do Banco Central do Brasil no Governo Lula (2003 a 2010)

Tabela 5: Estimativa Modelo 1 – 2003 a 2010

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.263386	0.296303	-0.888907	0.3816
D(D _t)	0.554995	0.170611	3.252992	0.0030
D(Y _t)	-19.15453	15.89609	-1.204984	0.2383
AR(1)	0.375268	0.234012	1.603630	0.1200
R-squared	0.643815	Mean dependent var		-0.332367
Adjusted R-squared	0.605653	S.D. dependent var		1.618351
S.E. of regression	1.016277	Akaike info criterion		2.986638
Sum squared resid	28.91893	Schwarz criterion		3.169855
Log likelihood	-43.78620	Hannan-Quinn criter.		3.047369
F-statistic	16.87030	Durbin-Watson stat		1.770342
Prob(F-statistic)	0.000002			
Inverted AR Roots	.38			

Fonte: Saída do software Eviews

A partir do modelo estimado, baseado em Taylor original (1993), a variável desvio da inflação em relação à meta apresenta-se estatisticamente significativa, capaz de explicar o comportamento da taxa de juros Selic como instrumento de política monetária do Banco Central. Desta maneira, observa-se a reação do Bacen guiada pelo controle da inflação, e não como resposta ao comportamento do hiato do produto. Embora a taxa Selic apresente maior sensibilidade ao comportamento do hiato do produto, esta variável não apresenta resultados robustos para explicar as medidas adotadas pelo Bacen. A partir do modelo estimado de $R^2 = 0.64$, composto por 32 observações para o período de 2003 a 2010, guiado pelo presidente da república Luís Inácio Lula da Silva e Henrique Meirelles como presidente do Banco Central do Brasil, pode-se afirmar que a estratégia do Banco Central frente à condução da política

⁴ Foram estimados quatro modelos para toda a amostra deste estudo, compreendendo o período de 2000 a 2015, conforme adaptações do modelo original Taylor (1993) apresentados neste capítulo. Para a análise dos subperíodos definidos neste estudo, foram considerados os modelos de melhor desempenho e resultados estatisticamente robustos, definidos pelo Modelo 1, sem adaptação, e Modelo 3, pela inclusão da variável Taxa de Crescimento dos Termos de Troca. Os resultados dos demais modelos podem ser conferidos nas Seções 2 a 4 do Anexo deste trabalho.

monetária foi de busca pelo controle da inflação, em detrimento do estímulo ao produto da economia.

5.2 Função de Reação do Banco Central do Brasil no período de Transição Governo Lula – Governo Dilma (2008 a 2015)

Tabela 6: Estimativa Modelo 3 – 2008 a 2015

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.068777	0.379089	0.181426	0.8575
D(D _t)	0.212353	0.221997	0.956559	0.3479
D(Y _t)	-19.51238	10.86088	-1.796574	0.0845
GTT	6.468479	4.109459	1.574046	0.1280
AR(1)	0.683990	0.170262	4.017281	0.0005
R-squared	0.584391	Mean dependent var		0.065426
Adjusted R-squared	0.517893	S.D. dependent var		0.914077
S.E. of regression	0.634679	Akaike info criterion		2.079618
Sum squared resid	10.07044	Schwarz criterion		2.313151
Log likelihood	-26.19427	Hannan-Quinn criter.		2.154327
F-statistic	8.788160	Durbin-Watson stat		1.479039
Prob(F-statistic)	0.000142			
Inverted AR Roots	.68			

Fonte: Saída do software *Eviews*

A fim de analisar a função de reação do Banco Central do Brasil para o segundo subperíodo definido, de 2011 a 2015, foi estimado o modelo baseado em Taylor (1993) considerando inclusão da variável taxa de crescimento dos termos de troca, a fim de serem capturados os resultados do período inteiramente guiado pela presidente Dilma Rousseff e atuação de Tombini frente à presidência do Banco Central. Entretanto, os resultados obtidos não foram estatisticamente robustos. Com o objetivo de aumentar o tamanho da amostra utilizada, optou-se por abranger o subperíodo incluindo final do período do ex-presidente Luiz Inácio Lula da Silva como período de transição de governo.

A definição do subperíodo de 2008 a 2015 para estimação do modelo que inclui a variável taxa de crescimento dos termos de troca permitiu verificação da reação do Banco Central do Brasil frente ao comportamento da variável hiato do produto ($prob = 0.08$). Nota-se, portanto, que no período analisado, tem-se a condução da política monetária orientada pelo hiato do produto, em detrimento da busca pelo controle da

inflação em relação à sua meta. Esses resultados são bastante interessantes, uma vez que se observa no período recente o descolamento da inflação em relação à meta, mostrando a ineficácia da política monetária e da atuação do Banco Central que tem sido adotada no período mais recente.

6. Considerações Finais

O objetivo do presente trabalho foi estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil considerando o período pós-metas de inflação. Em um regime de metas de inflação, o Banco Central é responsável pela estabilidade de preços, utilizando como instrumento de política monetária a taxa de juros. Dessa forma, buscou-se verificar neste trabalho como a taxa de juros, ou seja, como a autoridade monetária reage frente às variações nas principais variáveis macroeconômicas. Tomando como base a equação proposta por Taylor (1993), verificamos a reação do Banco Central aos desvios da inflação em relação à meta, ao hiato do produto e também algumas variáveis que capturam a relação do país com o setor externo, tais como taxa de câmbio, índice de *commodities* e taxa de crescimento dos termos de troca.

A fim de verificar se houve alguma alteração na condução da política monetária entre os diversos presidentes do Banco Central, subdividimos a amostra em dois períodos distintos. O primeiro período compreende os anos de 2003 a 2010, a fim de capturar o comportamento da política monetária durante a vigência do governo Lula. O segundo período, por sua vez, corresponde aos anos de 2008 a 2015, possibilitando verificar fatores capazes de afetar a condução da política monetária em momento de transição de governo e líderes frente ao Banco Central do Brasil.

Considerada a amostra de todo o período analisado, de 2000 a 2015, pode-se afirmar que o Banco Central do Brasil teve como orientação da política monetária a busca pelo controle de inflação, dada sua resposta significativa às variações do desvio da inflação em relação à meta. Entretanto, quando realizada a divisão da amostra nos dois períodos descritos acima, são encontrados resultados diferentes.

Para o período que compreende os anos de 2003 a 2010, confirma-se a resposta da política monetária frente às variações do desvio da inflação em relação à meta, de modo que pode ser afirmado o compromisso do Banco Central em perseguir a inflação e garantir a estabilidade de preços na economia.

Com base no segundo período estabelecido, de 2008 a 2015, em busca da captação do comportamento da política monetária diante da transição entre os presidentes Lula e Dilma, verifica-se mudança na estratégia adotada pelo Banco Central. Os resultados obtidos permitem verificar a orientação da política monetária

guiada pela variável Hiato do produto, de modo que o objetivo do Banco Central tem seu foco movido para o crescimento econômico e não mais para o controle da inflação. Tal resultado mostra-se compatível com a realidade econômica observada, dado o histórico de políticas econômicas e sociais em prol do aumento do consumo e manutenção de dinamismo econômico, acompanhado dos registros de inflação acima da meta estabelecida e da percepção crescente do mercado em relação à inflação esperada.

Assim, buscou-se neste estudo verificar a reação do Banco Central frente às principais variáveis macroeconômicas, tomando como base a equação proposta por Taylor (1993), além de versões aumentadas desta, a fim de verificar se a autoridade monetária responde à variáveis externas (taxa de câmbio, termos de troca e índice de *commodities*). Com a subdivisão da amostra, também foi possível identificar mudanças nos rumos da política monetária no Brasil para o período compreendido frente às transições de Presidentes da República e Presidentes do Banco Central, de modo a confirmar que tais mudanças são capazes de afetar as estratégias econômicas adotadas anteriormente e determinar o cenário em que agentes econômicas estão inseridos.

Como possíveis extensões deste trabalho, sugere-se uma maneira mais robusta de verificar a ocorrência de mudanças na condução da política monetária, uma vez que a abordagem utilizada baseou-se apenas na subdivisão da amostra (período pós-metas de inflação), gerando sub-amostras de tamanho reduzido. Possíveis soluções são a utilização da abordagem bayesiana ou ainda a utilização de modelos com parâmetros variantes. Além disso, sugere-se a utilização de uma regra que seja *forward-looking*, ou seja, que considere as expectativas de inflação para a construção da variável “desvio da inflação em relação à meta”. A utilização de uma regra *forward-looking* implica na necessidade de métodos de variáveis instrumentais, que foge ao escopo deste trabalho. Além disso, dadas as controvérsias em relação ao cálculo do hiato do produto, pode ser interessante verificar se os resultados se modificariam com cálculos alternativos dessa variável.

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, Carlos Hamilton V.; DA SILVEIRA FILHO, Getúlio B. **Mudanças de regime no câmbio brasileiro**. 2002.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Monetary policy and asset price volatility. In: *New Challenges for Monetary Policy, Proceedings of the Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, Aug. 26-28, 1999*.

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

DA SILVA, Marcelo EA; PORTUGAL, Marcelo S. Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation. **Volumen IX Número 2 Noviembre 2002**, p. 86, 2000.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira. A teoria da credibilidade da política monetária. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3, p. 87, 2002.

FAVERO, Carlo A.; GIAVAZZI, Francesco. Why are Brazil's interest rates so high?. **Available at SSRN 326781**, 2002.

KOZICKI, Sharon (1999) How useful are Taylor rules for monetary policy? Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review. Second Quarter, p. 5-33.

MAGALHÃES, Camila Costa. **Regra de Taylor e a resposta da taxa de juros à inflação no Brasil**. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

MINELLA, André et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of international Money and Finance**, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.

MOHANTY, M.S.; KLAU, Marc (2004) Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. BIS Working Papers 149.

MUSCATELLI, A. "Optimal inflation Contracts and Inflation Targets with Uncertain Central Bank Preferences: Accountability Through Independence?" *The Economic Journal*, 108, March 1998.

SOARES, João José Silveira; BARBOSA, Fernando de Holanda. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, v. 34, 2006.

SULZBACH, V. **Política Monetária Sob o Regime de Metas de Inflação: Uma Estimativa da Função de Reação do Banco Central do Brasil (2000 – 2009)**. Porto Alegre, dez 2009.

TAYLOR, John B. (1993) Discretion versus police rules in practice. *Carnegie-Rochester. Conference Series on Public Policy* 39, p. 195-214.

APENDICES

APENDICE A - Testes de Raiz Unitária

			DF-GLS			ADF		
			Test	Test	Conclusão	Test	Test	Conclusão
			t-Statistic	critical		t-Statistic	critical	
			values 5%			values 5%		
It	Tx Selic252 tri	nível	-2.33699	-3.1612	Não rej Ho. Série não estacionária	-2.38823	-3.487845	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	-6.47967	-3.1612	Rej Ho. Série estacionária	-6.46998	-3.487845	
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
IPCA	Índice IPCA tri	nível	-2.78348	-3.1612	Não rej Ho. Série não estacionária	-2.67247	-3.487845	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	-2.99318	-3.174	Não rej Ho. Série não estacionária	-3.40334	-3.493692	Não rej Ho. Série não estacionária
		2nd dif	-2.731	-3.174	Não rej Ho. Série não estacionária	-5.56021	-3.498692	Rej Ho. Série estacionária
Yt	Hiato do produto tri (filtro HP)	nível	-3.71324	-3.158	Rej Ho. Série estacionária	-3.71205	-3.486509	Rej Ho. Série estacionária
		1st dif	-	-	-	-	-	-
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
rt	Tx câmbio (R\$/Dólar amer.) tri	nível	-1.77983	-3.1548	Não rej Ho. Série não estacionária	-1.87294	-3.485218	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	-7.98091	-3.158	Rej Ho. Série estacionária	-7.88493	-3.486509	Rej Ho. Série estacionária
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
gic-br	Tx cresc índ commodities tri	nível	-6.48389	-3.158	Rej Ho. Série estacionária	-6.93051	-3.486509	Rej Ho. Série estacionária
		1st dif	-	-	-	-	-	-
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
gtt	Tx cresc índice termos de troca tri	nível	-5.80032	-3.1548	Rej Ho. Série estacionária	-6.07324	-3.485218	Rej Ho. Série estacionária
		1st dif	-	-	-	-	-	-
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
Dt	desvio da inflação em relação à	1st dif	-3.19255	-3.493692	Rej Ho. Série estacionária	-2.59261	-2.91173	Rej Ho. Série estacionária

*escolha de defasagens automática do Eviews

			KPSS			Phillips - Perron		
			LM-Stat.	Test	Conclusão	Adj. t-Stat	Test	Conclusão
			values 5%			values 5%		
It	Tx Selic252 tri	nível	0.111854	0.146	Rej Ho. Série não estac	-2.38223	-3.485218	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	0.057147	0.146	Rej Ho. Série não estac	-2.8679	-3.486509	Não rej Ho. Série não estacionária
		2nd dif	0.289652	0.146	Não rej Ho. Série estac	-8.3642	-3.487845	Rej Ho. Série estacionária
IPCA	Índice IPCA tri	nível	0.118573	0.146	Rej Ho. Série não estac	-2.32362	-3.485218	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	0.042072	0.146	Não rej Ho. Série estac	-3.76993	-3.486509	Rej Ho. Série estacionária
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
Yt	Hiato do produto tri (filtro HP)	nível	0.061913	0.146	Rej Ho. Série não estac	-2.84597	-3.485218	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	0.069886	0.146	Rej Ho. Série não estac	-5.12117	-3.486509	Rej Ho. Série estacionária
		2nd dif	0.13754	0.146	Rej Ho. Série não estac	-	-	-
rt	Tx câmbio (R\$/Dólar amer.) tri	nível	0.139273	0.146	Rej Ho. Série não estac	-1.8304	-3.485218	Não rej Ho. Série não estacionária
		1st dif	0.147655	0.146	Não rej Ho. Série estac	-7.9258	-3.486509	Rej Ho. Série estacionária
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
gic-br	Tx cresc índ commodities tri	nível	0.135269	0.146	Rej Ho. Série não estac	-7.30142	-3.485218	Rej Ho. Série estacionária
		1st dif	0.144622	0.146	Rej Ho. Série não estac	-	-	-
		2nd dif	0.135958	0.146	Rej Ho. Série não estac	-	-	-
gtt	Tx cresc índice termos de troca tri	nível	0.157055	0.146	Não rej Ho. Série estac	-6.04317	-3.485218	Rej Ho. Série estacionária
		1st dif	-	-	-	-	-	-
		2nd dif	-	-	-	-	-	-
Dt	desvio da inflação em relação à	1st dif	0.268406	0.463	Rej Ho. Série não estac	-2.24018	-2.910019	Não rej Ho. Série não estacionária

*escolha de defasagens automática do Eviews

APENDICE B – Resultados empíricos subperíodo 2003 a 2011

Modelo 2 2003 a 2010	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	-0.326256	-0.92581	0.3634
Dt	0.458075	2.131212	0.0431
Yt	-20.68917	-1.06199	0.2984
rt	-0.537822	-0.88355	0.3854
It-1	0.445819	1.656219	0.1102
Jarque-Bera	-	0.139363	0.9326
LM Test	-	1.132406	0.2606

Fonte: Próprio autor.

Modelo 3 2003 a 2010	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	-0.399501	-1.16737	0.2541
Dt	0.435515	2.084996	0.0474
Yt	-23.39871	-1.22404	0.2323
ttt	7.75828	1.010902	0.3217
It-1	0.415802	1.574339	0.1280
Jarque-Bera	-	0.37785	0.8278
LM Test	-	0.873756	0.3467

Fonte: Próprio autor.

Modelo 4 2003 a 2010	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	-0.237903	-0.58107	0.5664
Dt	0.365818	1.754042	0.0917
Yt	-12.79593	-0.78305	0.4410
gicbrt	-5.262549	-1.67311	0.1068
It-1	0.542522	2.174354	0.0393
Jarque-Bera	-	0.078335	0.9610
LM Test	-	3.689838	0.0262

Fonte: Próprio autor.

APENDICE C – Resultados empíricos subperíodo 2011 a 2015

Modelo 1 2011 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.233854	0.354959	0.7279
Dt	0.278024	1.231624	0.2384
Yt	-7.189812	-0.484412	0.6356
It-1	0.811751	4.717243	0.0003
Jarque-Bera	-	0.7203	0.6975
LM Test	-	4.986104	0.0168

Fonte: Próprio autor.

Modelo 2 2011 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.173936	0.257634	0.8007
Dt	0.30129	1.234075	0.239
Yt	-8.390266	-0.5309	0.6044
Rt	0.293403	0.309791	0.7616
It-1	0.80595	4.518337	0.0006
Jarque-Bera	-	0.858279	0.651069
LM Test	-	4.239147	0.0199

Fonte: Próprio autor.

Modelo 3 2011 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.140822	0.209586	0.8372
Dt	0.321026	1.3175	0.2104
Yt	-6.495839	-0.42935	0.6747
GTTt	-3.021742	-0.56652	0.5807
It-1	0.811059	4.642638	0.0005
Jarque-Bera	-	0.360872	0.834906
LM Test	-	8.581043	0.0042

Fonte: Próprio autor.

Modelo 4 2011 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.232615	0.344424	0.736
Dt	0.288413	1.180271	0.259
Yt	-7.147009	-0.46318	0.6509
gicbr	0.250714	0.142279	0.889
It-1	0.808577	4.500884	0.0006
Jarque-Bera	-	0.784198	0.675637
LM Test	-	5.127066	0.013

Fonte: Próprio autor.

APENDICE D – Resultados empíricos subperíodo 2008 a 2015

Modelo 1 2008 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.053862	0.146121	0.885
Dt	0.248493	1.083213	0.2887
Yt	-12.49823	-1.223411	0.2321
It-1	0.668185	3.91461	0.0006
Jarque-Bera	-	1.696145	0.42824
LM Test	-	4.190212	0.0206

Fonte: Próprio autor.

Modelo 2 2008 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.012672	0.03554	0.9719
Dt	0.279389	1.213335	0.2363
Yt	-6.189353	-0.54334	0.5917
rt	0.891509	1.081292	0.2899
It-1	0.65751	3.840625	0.0007
Jarque-Bera	-	1.777673	0.411134
LM Test	-	2.419074	0.0738

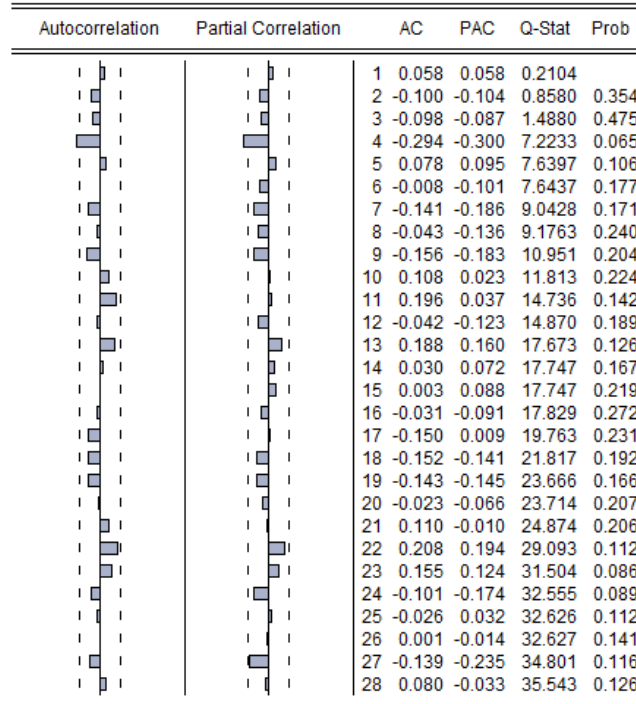
Fonte: Próprio autor.

Modelo 4 2008 a 2015	Coefficient	Test Statistic	Prob
C	0.072241	0.184777	0.8549
Dt	0.245041	1.050119	0.3037
Yt	-12.32372	-1.19085	0.2449
gicbrt	-0.690628	-0.38799	0.7013
It-1	0.679767	3.950899	0.0006
Jarque-Bera	-	1.607811	0.447578
LM Test	-	4.46579	0.0151

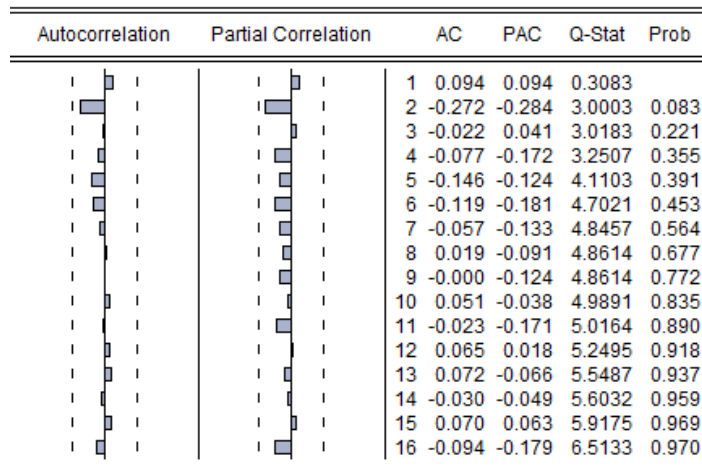
Fonte: Próprio autor.

APENDICE E – Correlograma dos Resíduos

Modelo 1: $i_t = a_1 + b_1i_{t-1} + c_1D_t + d_1y_t + U_t$



Fonte: Elaboração própria. Modelo 1, amostra 2000 a 2015.



Fonte: Elaboração própria. Modelo 1, amostra 2003 a 2011.

Modelo 2: $i_t = a_2 + b_2i_{t-1} + c_2D_t + d_2y_t + e_2r_t + U_t$

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.058	0.058	0.2109	
		2 -0.102	-0.106	0.8774	0.349
		3 -0.097	-0.086	1.4904	0.475
		4 -0.293	-0.299	7.1883	0.066
		5 0.078	0.095	7.6021	0.107
		6 -0.008	-0.103	7.6069	0.179
		7 -0.142	-0.185	9.0231	0.172
		8 -0.043	-0.137	9.1577	0.242
		9 -0.155	-0.184	10.919	0.206
		10 0.107	0.022	11.774	0.226
		11 0.197	0.037	14.707	0.143
		12 -0.041	-0.123	14.840	0.190
		13 0.187	0.159	17.609	0.128
		14 0.032	0.072	17.691	0.170
		15 0.001	0.086	17.691	0.221
		16 -0.031	-0.090	17.771	0.275
		17 -0.149	0.008	19.701	0.234
		18 -0.153	-0.141	21.763	0.194
		19 -0.143	-0.146	23.609	0.168
		20 -0.022	-0.065	23.656	0.210
		21 0.110	-0.010	24.814	0.209
		22 0.208	0.194	29.057	0.113
		23 0.154	0.124	31.455	0.087
		24 -0.102	-0.173	32.520	0.090
		25 -0.025	0.032	32.586	0.113
		26 0.002	-0.015	32.586	0.142
		27 -0.139	-0.235	34.759	0.117
		28 0.080	-0.031	35.497	0.127

Fonte: Elaboração própria. Modelo 2, amostra 2000 a 2015.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.090	0.090	0.2844	
		2 -0.152	-0.162	1.1253	0.289
		3 -0.092	-0.064	1.4439	0.486
		4 -0.107	-0.121	1.8912	0.595
		5 -0.193	-0.207	3.3896	0.495
		6 -0.092	-0.116	3.7427	0.587
		7 -0.048	-0.139	3.8416	0.698
		8 0.016	-0.075	3.8532	0.797
		9 -0.022	-0.143	3.8755	0.868
		10 0.053	-0.054	4.0170	0.910
		11 -0.019	-0.152	4.0357	0.946
		12 0.045	-0.044	4.1437	0.966
		13 0.106	0.014	4.7871	0.965
		14 -0.026	-0.111	4.8286	0.979
		15 0.073	0.081	5.1741	0.983
		16 -0.060	-0.131	5.4172	0.988

Fonte: Elaboração própria. Modelo 2, amostra 2003 a 2010.

Modelo 3: $i_t = a_3 + b_3i_{t-1} + c_3D_t + d_3y_t + e_3gtt_t + U_t$

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.072	0.072	0.3260	
		2	-0.127	-0.133	1.3648	0.243
		3	-0.099	-0.080	1.9981	0.368
		4	-0.280	-0.292	7.2037	0.066
		5	0.071	0.091	7.5423	0.110
		6	-0.032	-0.148	7.6128	0.179
		7	-0.139	-0.167	8.9629	0.176
		8	-0.033	-0.134	9.0397	0.250
		9	-0.178	-0.233	11.338	0.183
		10	0.109	0.007	12.222	0.201
		11	0.188	0.003	14.902	0.136
		12	-0.039	-0.132	15.021	0.182
		13	0.178	0.115	17.540	0.130
		14	0.046	0.062	17.709	0.169
		15	0.018	0.086	17.735	0.219
		16	-0.050	-0.111	17.944	0.266
		17	-0.150	0.009	19.881	0.226
		18	-0.144	-0.164	21.711	0.196
		19	-0.144	-0.143	23.599	0.169
		20	-0.026	-0.090	23.662	0.209
		21	0.135	0.001	25.406	0.186
		22	0.215	0.197	29.931	0.093
		23	0.162	0.145	32.561	0.068
		24	-0.116	-0.165	33.963	0.066
		25	-0.027	0.043	34.042	0.084
		26	0.006	-0.029	34.045	0.107
		27	-0.143	-0.237	36.366	0.085
		28	0.083	-0.024	37.163	0.092

Fonte: Elaboração própria. Modelo 3, amostra 2000 a 2015.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.069	0.069	0.1671	
		2	-0.218	-0.224	1.8914	0.169
		3	0.003	0.039	1.8917	0.388
		4	-0.123	-0.186	2.4782	0.479
		5	-0.149	-0.122	3.3781	0.497
		6	-0.128	-0.198	4.0640	0.540
		7	-0.071	-0.133	4.2855	0.638
		8	-0.034	-0.155	4.3365	0.740
		9	0.013	-0.106	4.3439	0.825
		10	0.057	-0.091	4.5044	0.875
		11	-0.006	-0.155	4.5066	0.922
		12	0.110	0.003	5.1646	0.923
		13	0.100	-0.036	5.7419	0.929
		14	-0.077	-0.123	6.1000	0.942
		15	0.070	0.054	6.4171	0.955
		16	-0.049	-0.136	6.5831	0.968

Fonte: Elaboração própria. Modelo 3, amostra 2003 a 2010.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.561	0.561	6.6765	
		2	0.057	-0.377	6.7491	0.009
		3	-0.291	-0.210	8.7819	0.012
		4	-0.381	-0.087	12.511	0.006
		5	-0.392	-0.260	16.761	0.002
		6	-0.267	-0.067	18.894	0.002
		7	-0.164	-0.221	19.776	0.003
		8	0.074	0.118	19.973	0.006
		9	0.197	-0.118	21.518	0.006
		10	0.272	0.071	24.836	0.003
		11	0.114	-0.214	25.505	0.004
		12	-0.111	-0.211	26.247	0.006

Fonte: Elaboração própria. Modelo 3, amostra 2011 a 2015.

Modelo 4: $i_t = a_4 + b_4i_{t-1} + c_4D_t + d_4y_t + e_4gicbr_t + U_t$

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.052	0.052	0.1713	
		2	-0.113	-0.116	0.9954	0.318
		3	-0.072	-0.060	1.3296	0.514
		4	-0.275	-0.287	6.3700	0.095
		5	0.059	0.075	6.6030	0.158
		6	-0.024	-0.118	6.6433	0.249
		7	-0.134	-0.157	7.8981	0.246
		8	-0.037	-0.135	7.9960	0.333
		9	-0.171	-0.216	10.129	0.256
		10	0.104	0.021	10.932	0.280
		11	0.168	0.004	13.062	0.220
		12	-0.043	-0.119	13.205	0.280
		13	0.221	0.168	17.065	0.147
		14	0.034	0.046	17.158	0.192
		15	0.010	0.094	17.165	0.247
		16	-0.039	-0.095	17.295	0.302
		17	-0.158	0.001	19.444	0.246
		18	-0.146	-0.169	21.339	0.212
		19	-0.139	-0.134	23.090	0.187
		20	-0.014	-0.060	23.108	0.233
		21	0.114	-0.007	24.338	0.228
		22	0.197	0.216	28.134	0.136
		23	0.144	0.114	30.223	0.113
		24	-0.111	-0.158	31.485	0.111
		25	-0.001	0.058	31.485	0.140
		26	0.024	-0.042	31.551	0.171
		27	-0.147	-0.238	33.980	0.136
		28	0.082	-0.013	34.763	0.145

Fonte: Elaboração própria. Modelo 4, amostra 2000 a 2015.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.148	0.148	0.7681	
		2	-0.234	-0.262	2.7567	0.097
		3	-0.069	0.015	2.9349	0.231
		4	-0.080	-0.144	3.1865	0.364
		5	-0.143	-0.132	4.0151	0.404
		6	-0.164	-0.195	5.1403	0.399
		7	-0.070	-0.116	5.3559	0.499
		8	0.016	-0.096	5.3677	0.615
		9	-0.010	-0.127	5.3725	0.717
		10	0.066	-0.021	5.5871	0.780
		11	0.042	-0.105	5.6799	0.841
		12	0.078	0.024	6.0099	0.873
		13	0.040	-0.057	6.1012	0.911
		14	-0.027	-0.036	6.1443	0.941
		15	0.083	0.093	6.5868	0.949
		16	-0.073	-0.125	6.9532	0.959

Fonte: Elaboração própria. Modelo 4, amostra 2003 a 2010.