Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração

Paula Mendes Caldeira Rathsam

Comportamento do Banco Central e Inércia da Inflação no Brasil

São Paulo
2015

Paula Mendes Caldeira Rathsam

Comportamento do Banco Central e Inércia da Inflação no Brasil

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa

Orientador: João Luiz Mascolo

São Paulo

2015

Rathsam, Paula Mendes Caldeira

Comportamento do Banco Central e Inércia da Inflação no Brasil / Paula Mendes Caldeira Rathsam – São Paulo, 2015.

Monografia: Faculdade de Economia e Adminitração – Insper Intituto de Ensino e Pesquisa, 2015.

Orientador: João Luiz Mascolo

1. Banco Central do Brasil 2. Inércia da Inflação

Paula Mendes Caldeira Rathsam

Comportamento do Banco Central e Inércia da Inflação no Brasil

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa
Orientador: João Luiz Mascolo

Data de aprovação: 11/12/2015

Examinadores

Prof. Dr. João Luiz Mascolo
Orientador
Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Profa. Dra. Vitória Saddi
Examinador
Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Profa. Dra. Roberta Muramatsu
Examinador
Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Resumo

Este estudo tem por objetivo modelar a função de reação do Banco Central do Brasil sob o regime de metas de inflação adotado pelo Brasil, de 2010 a 2014. A análise é baseada em uma breve revisão da literatura sobre modelos de comportamento do Banco Central sob regimes de metas de inflação e seu impacto acerca de inércia da inflação, seguido do estudo do contexto histórico do período, em uma tentativa de aplicar as regras em discussão. Por último, o trabalho visa estabelecer uma função estatística ao comportamento do Banco Central do Brasil, utilizando técnicas da teoria dos jogos para estabelecer a função de reação mais adequada para o caso brasileiro e, posteriormente, estimando a regra escolhida através do método econométrico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Palavras-chave: Banco Central do Brasil, Função Reação, Regime de Metas de Inflação, Inércia da Inflação.

Abstract

This study aims to model the Brazilian Central Bank's reaction function under the inflation targeting regime from 2010 to 2014. The analysis is based on a brief review of the literature on central banks' behavior models under inflation targeting regimes and the effect of inflation inertia, followed by the study of the period's historical context, in an attempt to apply the rules under discussion to the Brazilian case. Lastly, the work aims to establish a statistical function to the Brazilian Central Bank's behavior by using game theory techniques to establish the most adequate reaction function and subsequently estimating the chosen rule through the Ordinary Least Squares (OLS) econometric method.

Keywords: Brazil's Central Bank, Reaction Function, Inflation Targeting Regime, Inflation Inertia.

Lista de Ilustrações

Figura 1 – Resultados da coluna (1) da **Tabela 3**.....23

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Matriz de decisão do BCB.....16
Tabela 2 – Valores esperados dos coeficientes das variáveis da função reação do BCB.....20
Tabela 3 – Estimação da função reação do BCB.....21

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....9

2. REVISÃO DA LITERATURA.....11

2.1. Modelo Padrão para Sistemas de Metas de Inflação.....11

2.2. Modelos Alternativos para Sistemas de Metas de Inflação.....13

3. METODOLOGIA E RESULTADOS.....16

3.1. Modelo Padrão para Sistemas de Metas de Inflação.....16

3.2. Modelos Alternativos para Sistemas de Metas de Inflação.....17

4. CONCLUSÃO.....24

REFERÊNCIAS.....25

APÊNDICE A.....27

APÊNDICE B.....28

APÊNDICE C.....29

1. INTRODUÇÃO

No Brasil, vigora um sistema de metas de inflação, em que, o Banco Central do Brasil (BCB) calibra a taxa básica de juros (SELIC) para atingir metas pré-estabelecidas de crescimento do nível geral de preços ao ano (a.a.), que tem por base o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

De 2006 até 2016, a meta central de inflação foi fixada em 4,5% a.a., com um intervalo de tolerância de dois pontos percentuais para cima ou para baixo. No entanto, após um período em que a inflação se manteve em torno da meta estipulada pelo BCB, a autoridade monetária passou a permitir o aumento da inflação até que finalmente ultrapassasse o limite superior da banda de erro, de 6,5% a.a., em 2011, e o índice se manteve acima da meta desde então. A motivação do presente estudo é entender os motivos por trás desta mudança de comportamento do BCB no seu próprio sistema de metas.

Dada a responsabilidade do BCB no controle da inflação, é possível que a alteração na trajetória da inflação, no âmbito da política monetária, tenha, num primeiro momento, se dado pelo aumento da tolerância da instituição em relação à inflação e consequente flexibilidade nos seus mecanismos de controle. Ainda, dada a formação racional de expectativas de agentes econômicos, a percepção da não convergência para a meta pode ter levado à revisão das expectativas de inflação futura, o que, potencialmente, aprofundaria o efeito deste comportamento sobre a demanda agregada e o nível geral de preços. Essa situação é preocupante por que cria dificuldades adicionais para o BCB no controle da inflação, dado que um desvio inicial das expectativas de inflação requer um esforço adicional dos mecanismos de controle da evolução do nível geral de preços.

Outro problema é que, numa tentativa de minimizar os custos de desinflação para recuperar a meta, o BCB teria que convencer os agentes de estar tentando uma rápida recuperação para o valor meta (estratégia “hawkish”), o que entraria em conflito com um possível interesse na desaceleração da convergência que preservaria o produto nacional. Sabendo deste trade-off, os agentes podem não acreditar numa rápida convergência e o BCB poderia optar por uma estratégia “dovish” de extensão da convergência, de forma que os agentes cristalizassem suas expectativas de inflação acima da meta.

Dada essa problemática, os objetivos deste estudo são: (i) determinar a relação entre velocidade e sucesso de convergência para a meta, a formação racional de expectativas de inflação de agentes econômicos e a inércia inflacionária, (ii) determinar até que ponto o controle da inflação é a prioridade do BCB e como sua priorização rege tanto essas relações

como as políticas escolhidas pela instituição entre 2010 e 2014, e (iii) explicar até que ponto a trajetória da inflação brasileira entre 2010 e 2014 foi resultado de (i) e (ii).

Para isso, primeiramente, o estudo revisa a literatura que estuda o processo de inflação e seus mecanismos de controle. O estudo examina o funcionamento de uma política monetária que visa a rápida convergência para a meta, ou o que seria o modelo padrão de um sistema de metas de inflação; em seguida, explora as consequências de uma política que estende o período de convergência, levando a expectativas de aumento de inflação.

Em seguida, o presente trabalho foca na aplicação destes conceitos, demonstrando o trade-off que o Banco Cenral enfrenta entre controle do produto e controle da inflação, e como essa relação dificulta a confiança dos agentes econômicos em um processo rápido de convergência, o que pode levar a uma crise de credibilidade. Simultaneamente, o trabalho tenta aplicar esse conceito à realidade brasileira através de uma análise qualitativa.

Finalmente, uma vez que a análise qualitativa sugere qual é a regra utilizada pelo BCB entre 2010 e 2014, o trabalho segue para uma análise quantitativa. Em posse de uma base de dados mensal, entre os períodos de janeiro de 2010 até dezembro de 2014, pretende-se estimar uma função reação do Banco Central que estipula a importância dada aos desvios da inflação da meta, e aos desvios do produto efetivo do nível de produto potencial, na decisão da taxa de juros.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1. Modelo Padrão para Sistemas de Metas de Inflação

De acordo com Schwartsman (2012), o modelo padrão ou "benchmark" de um sistema de metas de inflação pode ser construído a partir de uma curva de oferta agregada, representada pela curva de Phillips, de uma curva de demanda agregada, representada pela equação IS, e pela função reação do BCB.

A curva de Phillips "clássica" representa uma relação de trade-off entre inflação e desemprego. Aqui, será empregada uma relação entre a inflação e o hiato do produto, que substitui a taxa de desemprego como uma medida da demanda agregada relativa à oferta agregada:

$$\pi_t = E_t\pi_{t+1} + \alpha y_t + e_t;\ \alpha > 0 \qquad (1)$$

O hiato do produto corresponde a diferença entre o produto efetivo e o potencial, representando, portanto, o componente cíclico do produto. Dessa forma, a inflação corrente (π_t) depende da expectativa de inflação futura ($E\pi_{t+1}$), do hiato do produto e de choques de oferta (e_t), representado na forma de ruído branco.

A curva IS representa a relação entre o hiato do produto (y_t) e a diferença entre a taxa real de juros (i) e a taxa neutra de juros ($\bar{r}$), adicionada de um choque de demanda (u_t), representado na forma de ruído branco, como segue abaixo:

$$y_t = -\beta(i - E_t\pi_t - \bar{r}) + u_t;\ \beta > 0 \qquad (2)$$

A última curva que compõe o modelo padrão é a função reação do BCB, que é a regra que a autoridade monetária usa para determinar seu principal instrumento no sistema de metas – a taxa de juros. Para a construção da curva supõe-se que, para uma taxa esperada de inflação acima da meta, o BCB pressiona a taxa real de juros acima da taxa neutra de juros, e para uma taxa esperada de inflação abaixo da meta, pressiona a taxa de juros real na outra direção, *instantaneamente*. Dessa forma, a função reação pode ser descrita na seguinte forma:

$$i_t = \bar{r} + E_t\pi_t + a(E_t\pi_t - \bar{\pi}) + u_t;\ a > 0 \qquad (3)$$

Onde a taxa nominal de juros (i_t) depende da taxa natural de juros, da expectativa de inflação corrente ($E\pi_t$), e do hiato entre expectativa de inflação corrente e a meta atual de inflação ($\bar{\pi}$).

Ao substituir a taxa nominal de juros definida pela função reação (3) na curva IS (2), e substituindo o resultado na curva de Phillips (1), a inflação é dada por:

$$\pi_t = E_t\pi_{t+1} - \alpha\beta a(E_t\pi_t - \bar{\pi}) + \alpha u_t + e_t \tag{4}$$

E a função esperada de (4) seria equivalente a:

$$E_t\pi_t = E_t\pi_{t+1} - \alpha\beta a(E_t\pi_t - \bar{\pi}) \tag{5}$$

Reorganizando (5), a expectativa corrente da inflação atual se torna uma *média ponderada da taxa esperada de inflação futura e da meta de inflação*, como em (6):

$$E_t\pi_t = \omega E_t\pi_{t+1} + (1-\omega)\bar{\pi} \tag{6}$$

Dadas estas condições e seguindo a derivação feita no Apêndice A, a inflação esperada deveria ser sempre igual à meta, como representado em (8), a inflação corrente deveria ser igual à meta adicionada de choques de oferta e de demanda (9), a taxa nominal de juros estabelecida pelo BCB deveria ser equivalente à taxa natural de juros acrescida da meta de inflação (10), e o hiato do produto deveria ser na média zero, o que significa que a economia estaria operando no seu produto potencial, desviando somente na medida em que choques inesperados afetassem a economia (11):

$$E_t\pi_t = \bar{\pi} \tag{8}$$

$$\pi_t = \bar{\pi} + \alpha u_t + e_t \tag{9}$$

$$i_t = \bar{r} + \bar{\pi} \tag{10}$$

$$y_t = u_t \tag{11}$$

No entanto, a estabilidade descrita pelas equações (8)-(11) só ocorre se o princípio de Taylor for válido para a função reação (3). O princípio de Taylor, proposto por Taylor (1993), consiste na suposição de que a autoridade monetária reage mais do que proporcionalmente aos desvios da inflação esperada da meta de inflação, de forma que a>0. Se o BCB reagisse

menos do que proporcionalmente aos desvios da inflação esperada da meta, a equação (5), se tornaria (5a):

$$E_t\pi_t = E_t\pi_{t+1} \tag{5a}$$

E ω=1, de forma que (7) não seria válida (vide Apêndice A para equações de (6)-(7)). A expressão (5a) implica que a inflação esperada seria indeterminada, bem como a expectativa de inflação corrente. Dessa forma, a estabilidade no sistema de metas de inflação, descrita pelas equações (8)-(11), depende crucialmente de uma reação mais do que proporcional do BCB em resposta a desvios da meta de inflação. Em outras palavras, o compromisso com a manutenção da inflação na meta, pode levar por si só, a inflação a permanecer, em média, na meta, incentivando os agentes econômicos a determinar suas expectativas de inflação na meta também. Sob essas condições, a economia operaria no produto potencial.

2.2. Modelos Alternativos para Sistemas de Metas de Inflação

O primeiro modelo alternativo discutido para o sistema de metas de inflação, mantem a mesma estrutura para a curva de demanda (Curva de Phillips) e a curva de demanda (Curva IS) que o modelo padrão discutido na seção anterior, a única mudança é na função reação do Banco Central. Agora, para a construção da curva supõe-se que, para uma taxa esperada de inflação acima da meta, o BCB pressiona a taxa real de juros acima da taxa neutra de juros, e para uma taxa esperada de inflação abaixo da meta, pressiona a taxa de juros real na outra direção, *de forma que há uma convergência mais lenta para a meta.* Assim, conforme em Clarida, Galí e Gertler (1998), a função reação pode ser descrita na seguinte forma:

$$i_t = \rho i_{t-1} + E_t\pi_t + (1-\rho)[\bar{r} + E_t\pi_t + a(E_t\pi_t - \bar{\pi})];\ 0 \leq \rho \leq 1 \tag{12}$$

Ao substituir a função reação (12) para a curva IS (2), e, em seguida, para a curva de Phillips (1) para atingir os resultados no Apêndice B, conclui-se que a expectativa de inflação corrente, ao invés de ser uma média ponderada de futuro esperado é a *média ponderada da expectativa de inflação futura, inflação passada e da meta*, representada por:

$$E_t\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1-\theta)\bar{\pi} \tag{14}$$

Em (12), o parâmetro ρ captura a velocidade com que o BCB reage aos desvios da inflação esperada – sempre que ρ se aproxima de zero, o modelo padrão se torna vigente, sugerindo uma reação rápida do BCB; por outro lado, valores mais elevados deste parâmetro indicam uma reação mais lenta. No caso extremo de ρ = 1, o BCB manteria as taxas de juros inalteradas indefinidamente. Assim, se a velocidade ρ de reação do BCB tender a 0, replica-se o modelo padrão, onde a expectativa de inflação corrente é igual a meta de inflação como em (8), e se a velocidade ρ de reação do BCB tender a 1, sinalizando uma lenta conversão para a meta, a expectativa de inflação corrente se torna a própria inflação passada, como em (14a):

$$E_t\pi_t = \bar{\pi} \tag{8}$$

$$E_t\pi_t = \pi_{t-1} \tag{14a}$$

Conclui-se que, quanto mais baixa é a velocidade de convergência e mais longo é o período de convergência, maior deve ser o peso atribuído à inflação passada; por outro lado, quanto mais rápida for a velocidade de convergência, maior deve ser a de peso atribuída ao alvo na determinação da inflação esperada.

Dessa forma, a inflação esperada corrente exibe inércia, não por que os agentes sejam "backward-looking", mas por que reagem de forma racional a todas as informações disponíveis, incluindo a forma como o Banco Central decide a velocidade de convergência – dado que sabem da decisão convergência suave da inflação para a meta, não vão esperar que a inflação atinja meta no presente. Ao mesmo tempo, parece natural que os agentes esperem que o Banco Central inicie o processo de convergência em algum momento, de modo que a inflação não permaneça tão elevada como no período anterior, mas convirja para uma média ponderada entre a inflação passada e a meta.

Para verificar o que acontece com o hiato do produto, substituímos a expressão (14) na na curva (1) Phillips, e derivamos sua função esperada em (15). Para verificar o que acontece com a taxa de juros substituímos a expressão (14) em (3), e obtemos (16):

$$E_t y_t = \alpha^{-1}\theta(1-\theta)(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \tag{15}$$

$$i_t = \bar{r} + \bar{\pi} + \theta(1+a)(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \tag{16}$$

Assim, a menos que a inflação passada fosse exatamente igual à meta, a regra de política (12) não iria entregar a inflação média na meta, mas isso não impediria a economia de operar, em média, no seu produto potencial. Em particular, se a inflação estivesse acima da meta no período anterior e o Banco Central implicitamente suavizasse a convergência, o hiato do produto seria positivo, ou seja, a economia operaria acima do seu potencial e a taxa de juros se manteria abaixo da taxa neutra. No caso de uma inflação abaixo da meta no período anterior, a economia, simetricamente, operaria abaixo do potencial por um tempo, com taxa de juros acima da taxa neutra.

3. METODOLOGIA

3.1. Regra de Convergência em entre 2010-2014

Como dito anteriormente, de 2006 até 2016, a meta central de inflação foi fixada em 4,5% a.a., no entanto, após um período em que a inflação se manteve torno da meta estipulada pelo BCB, a autoridade monetária permitiu um aumento da inflação até que finalmente ultrapassasse o limite superior da banda de erro, de 6,5% a.a., e se mantivesse acima da meta desde 2011.

Dado este cenário, o BCB implicitamente optou pela convergência suavizada até o final do ano passado, e visto que, a inflação superou a meta, o BCB teria que fazer um esforço maior para trazer a inflação de volta para o nível desejado em um único período – fixando a taxa de juros acima da taxa neutra, e, empurrando o hiato do produto esperado para níveis negativos –, a menos que convencesse os agentes econômicos sobre seu compromisso com uma regra "hawkish". De fato, essa pareceu ser a postura da instituição desde a eleição de Dilma até setembro de 2015, dado que neste espaço de tempo aumentou a taxa de juros em 3,0 p.p., para 14,25% a.a.

No entanto, dadas as expectativas racionais dos agentes econômicos, convence-los da postura "hawkish" após uma performance "dovish" (oposta), pode ser muito difícil. Se os agentes definirem as suas expectativas de inflação de acordo com (14), a regra "dovish" (12) gera um hiato do produto positivo, enquanto um governo "hawkish" (2) gera um hiato negativo. Se, por outro lado, os agentes definirem as suas expectativas de inflação de acordo com a meta, a regra "hawkish" produz um hiato do produto de média zero enquanto a regra "dovish" gera um hiato do produto que seria positivo na média.

Buscando entender qual dessas escolhas faria mais sentindo para o BCB, todos os resultados debatidos acima são derivados das discussões na Seção 2 e estão resumidos na tabela abaixo, que replica uma matriz de decisão do BCB, segundo Schwartsman (2012):

Tabela 1 – Matriz de decisão do BCB

Regra/Inflação Esperada	$\boldsymbol{E_t\pi_t = \bar{\pi}}$	$\boldsymbol{E_t\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1-\theta)\bar{\pi}}$
"Hawkish"	0	$E_t y_t = -\beta\theta a(\pi_{t-1} - \bar{\pi})$<0
"Dovish"	$E_t y_t = -\beta\rho(i_t - \bar{\imath})$>0	$E_t y_t = \alpha^{-1}\theta(1-\theta)(\pi_{t-1} - \bar{\pi})$>0

Fonte: Schwartsman (2012)

Dada a matriz, a regra "dovish" é, portanto, uma estratégia dominante se o BCB estiver preocupado com o hiato do produto, ao invés da meta de inflação. Sabendo disso, os agentes econômicos racionais nunca seriam convencidos de que o BCB reverteria para a regra "hawkish", e sempre definiria as suas expectativas de acordo com (15), ou seja, conforme as expectativas de inflação sob uma regra “dovish”. Assim, em meio a tentativas de redução de inflação, esperariam que a inflação atual seria uma média ponderada da inflação passada e a meta.

Essa situação prenderia a economia em um equilíbrio perverso, em que as expectativas de inflação permaneceriam acima da meta e o Banco Central manteria uma estratégia de convergência lenta, e se assemelha muito à situação brasileira atual.

Entre 2004 e 2009, de fato, o BCB fez um esforço para manter a inflação em torno da meta, o que eventualmente surtiu efeito em termos de sua credibilidade evidenciado pelo comportamento das expectativas, que também flutuavam em torno da meta.

No entanto, de 2010 em diante, o BCB parece ter adotado uma postura diferente, permitindo desvios da meta muito maiores do que antes, evidenciado pela distribuição do hiato da inflação (diferença entre a inflação efetiva e a meta de inflação), segundo Schwartsman (2012). Dessa forma, a inflação esperada aumentou, até ficar persistentemente em níveis superiores à meta.

De fato, o BCB comunicou que havia optado por uma convergência mais lenta para minimizar os custos sobre o produto. Este evento corrobora a possibilidade de o BCB ter se prendido na armadilha descrita anteriormente, em que, conforme a instituição aumenta o período de convergência, há um aumento da inflação esperada, que leva ao mercado a entender que o BCB prioriza o hiato e não a inflação. Assim, desde 2013 a expectativa de inflação tem seguido uma tendência de crescimento.

3.2. *Estimação da Função Reação do Banco Central entre 2010-2015*

Nesta seção, será apresentada a função de reação do Banco Central do Brasil utilizada para responder à questão empírica aqui proposta. A função segue a regra de Taylor modificada, que incorpora a suavização em relação à taxa de juros passada, que conforme discutido na seção passada, é a regra que parece ter regido as decisões do BCB ao longo do período estudado.

A inclusão da taxa de juros defasada também foi necessária para evitar problemas endogeneidade desta com a taxa de inflação. Essa medida evita problemas de autocorrelação

nos resíduos e sua relevância foi corroborada pelos resultados econométricos apresentados na seção seguinte. Também será testada a relevância de duas defasagens da taxa de juros, com o mesmo propósito, como em Minella et al. (2002).

Outra variável que foi modificada para evitar problemas de endogeneidade com a taxa de inflação é o hiato do produto. Esta variável também, foi defasada em um período, como em Klein (2006).

Portanto, a função reação "A" do BCB é apresentada como:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \varepsilon_t \qquad (17)$$

Onde i_t é a taxa Selic no período atual, y_{t-1} é o hiato do produto no período anterior ao atual e $D_{j,t}$ é o desvio esperado da inflação em relação à meta no período atual.

A equação (17) foi denominada equação "A", porque também serão testados modelos que incluem uma segunda defasagem da taxa de juros.

Para a estimação do modelo proposto foram utilizados, para cada uma das variáveis consideradas, dados mensais no período compreendido entre janeiro de 2010 e dezembro de 2014. A análise se inicia em janeiro de 2010 dado que é o ano em que se identifica uma aparente mudança no comportamento do BCB, conforme discutido na seção anterior.

As séries referentes à inflação, ao produto, à Selic e à meta de inflação foram obtidas no banco de dados do Banco Central do Brasil. Já os dados referentes às expectativas de inflação foram retirados da pesquisa Focus, fornecido pelo Banco Central do Brasil semanalmente.

A variável dependente do modelo é a taxa de juros nominal, equivalente à meta para a taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic), considerada taxa básica de juros da economia brasileira. Seu valor é definido pelo Comitê de Política Monetária do BC (COPOM) e guia todas as outras taxas de juros da economia.

Como explicitado na seção anterior, uma das variáveis explicativas utilizada no modelo é o desvio esperado da inflação em relação à sua meta. Para a obtenção desse valor usaremos o seguinte cálculo de Minella et al. (2002):

$$D_{j,t} = \frac{(12-t)}{12} * \left(E_t \pi_j - \pi_j^*\right) + \frac{t}{12} * \left(E_t \pi_j - \pi_{j+1}^*\right) \qquad (18)$$

Onde j e t referem-se a ano e mês, respectivamente; $E_t\ \pi_j$ é a expectativa do mercado em relação à inflação no período atual e π_j* é a meta de inflação anualizada estipulada pelo Conselho Monetário Nacional. Essa fórmula é mais utilizada especialmente em períodos que as metas de inflação do Brasil não eram constantes, como nos primeiros anos do regime de metas, em que eram revisadas todos os anos e sofreram alterações algumas vezes.

Quanto a escolha da série histórica para representatividade da inflação, para condizer com as diretrizes do regime de metas brasileiro, a taxa a ser utilizada será o IPCA acumulado nos últimos 12 meses. A meta para a inflação é oficialmente definida em termos da variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE. O IPCA é um índice de preços ao consumidor frequente na maioria dos regimes de metas para a inflação, pois é considerada a medida mais adequada para avaliar a evolução do poder aquisitivo da população. Dentre os dois índices de preços ao consumidor com cobertura nacional (o outro seria o Índice Nacional de Preços ao Consumidor - INPC), o IPCA foi escolhido por ser o que tem maior abrangência – enquanto o INPC mede a inflação para domicílios com renda entre 1 e 6 salários-mínimos (na época da escolha, entre 1 e 8 salários-mínimos), o IPCA inclui domicílios com renda entre 1 e 40 salários-mínimos.

Vale ressaltar que a expectativa de inflação também se baseia nesse índice de preço, sendo compilada pelo Banco Central no relatório Focus, com base nas expectativas de inflação para os próximos 12 meses de diversas instituições do mercado. Para evitar o problema de endogeneidade, foram utilizados as expectativas de inflação divulgados na véspera das reuniões do Copom para representar a expectativa no mês, método utilizado também em Minella et al. (2002) e Klein (2006).

Para o produto, a proxy escolhida foi a série da média móvel trimestral da produção física industrial dessazonalizada pelo IBGE. Esta série foi escolhida pois, apesar de ser mais volátil que o PIB trimestral (variável que segundo a teoria pode ser uma melhor proxy para o produto efetivo), as decisões políticas monetárias não se baseiam em resultados marginais do nível de atividade, mas sim no comportamento da tendência que esta série apresenta. Trechos de atas do Copom confirmam a análise e relevância de tal variável nos períodos de decisão da taxa Selic.

Por exemplo, na ata da 96ª reunião, em maio de 2004, registrou-se que “considerando média móvel trimestral do índice [de produção física industrial], houve estabilidade no patamar produtivo entre fevereiro e março, após a trajetória declinante observada no início do ano”. Na ata de novembro de 2004 também informou-se que “taxas mensais de variação da atividade industrial apresentam a característica de serem voláteis, com oscilações de curto

prazo em torno de uma tendência de crescimento. Critérios que procuram depurar pelo menos em parte essa volatilidade, como a média móvel trimestral da série dessazonalizada (...)".

Isso dito, uma proxy do produto é necessária para obter a série do hiato do produto, outra variável usada no modelo. Primeiro, calculou-se o produto potencial aplicando o filtro Hodrick-Prescott sobre a série da produção industrial dessazonalizada. Então, o hiato do produto foi obtido através da diferença entre a proxy do PIB e o PIB potencial, ou seja, é o componente cíclico do produto. Como mencionado anteriormente, a série foi defasada um período para evitar problemas de endogeneidade.

A regra de Taylor será estimada de forma linear, para todo o período estudado, dado que de 2010 a 2014, foi concluído que o BCB parecia seguir padrão uniforme de comportamento.

Para analisar as relações que existem entre as variáveis explicativas e a taxa Selic, a estimação da função de reação do Banco Central será calculada a partir da fórmula (17), através do método econométrico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A equação empregada incorpora as todas variáveis que serão analisadas nos resultados, mas as regressões estimadas não necessariamente utilizarão todas essas variáveis.

Ainda, vale apontar que pode haver multicolinearidade entre o hiato do produto e a taxa de juros, dada a possibilidade de uma relação linear entre essas variáveis insinuada pela teoria econômica sobre os componentes da demanda agregada. Um indício mais claro da existência de multicolinearidade seria a ausência de significância dos coeficientes da regressão, segundo a estatística t. Dessa forma, poderia se perder algum poder de explicação do modelo. As consequências da existência de multicolinearidade são erros-padrão elevados no caso de multicolinearidade moderada ou severa, e até mesmo a impossibilidade de qualquer estimação, caso haja multicolinearidade perfeita. Dada a relação teórica entre produto e taxa de juros, não há motivos para uma relação linear perfeita entre elas e a consequente a impossibilidade de estimação do modelo, portanto seguiremos com o método de MQO levando em conta essas limitações.

Os valores esperados para cada coeficiente da função reação do Banco Central do Brasil se encontram na Tabela 1 abaixo, com suas respectivas justificativas (baseadas na revisão da literatura e material exposto até aqui):

Tabela 2 – Valores esperados dos coeficientes das variáveis da função reação do BCB

Variável	Sinal	Justificativa

Selic	$\beta_1 > 0$	Suavização da taxa de juros
Hiato do produto	$\beta_2 > 0$	Juros tem que aumentar para diminuir hiato e igualar produto efetivo ao produto potencial
Desvio da inflação	$\beta_3 > 0$	Juros tem que aumentar para conter pressões sobre os preços e diminuir inflação

Fonte: autoria própria

Os resultados das estimações da função de reação se encontram na Tabela 2. Porém, antes de analisa-los foram realizados testes de diagnóstico para verificar se o modelo proposto descreve adequadamente os dados. Para todos eles foi usado um nível de confiança de 90%.

Primeiramente, as séries foram testadas quanto a sua estacionariedade utilizando o testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). A hipótese nula, de presença de raiz unitária nas séries, foi rejeitada para os dois primeiros testes, e a hipótese nula de estacionariedade não foi rejeitada para o último teste. A verificação de raízes inversas do polinômio característico das séries, através do gráfico de raízes unitárias no EViews, também corroborou a conclusão da estacionariedade das mesmas.

Então, foi feita uma análise das características dos resíduos de cada um dos modelos . O teste LM (Multiplicador de Lagrange) não rejeitou a hipótese nula de não autocorrelação dos erros para 1, 2, 4 e 12 defasagens, ou seja, não parece haver autocorrelação dos resíduos. O correlograma dos resíduos com as 32 primeiras defasagens corrobora essa conclusão. O teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) rejeitou a hipótese de raiz unitária dos resíduos. Por último, foi utilizado o teste de White para testar quanto à variância dos resíduos do modelo, que indicou a heterocedasticidade dos mesmos. Como forma de tratar este problema utilizamos estimadores robustos de White.

Tabela 3 – Estimação da função reação do BCB

Variável dependente: taxa SELIC

	1	**2**
Selic(-1)	1,379*** (0,071)	0,987*** (0,004)
Selic(-2)	-0,415*** (0,070)	
Hiato do produto(-1)	0,037** (0,015)	0,060*** (0,017)
Desvio	0,101*** (0,033)	0,158*** (0,035)
R^2	0,989	0,986
R^2 ajustado	0,989	0,986

Erro padrão da regressão	0,516	0,574
Soma quad. resíduos	39,666	50,128
AIC	1,546	1,748
Critério Schwarz	1,643	1,807
Hannan-Quinn	1,586	1,772

Fonte: autoria própria utilizando EViews

Notas: erros-padrão entre parênteses; ***, ** e * representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Os resultados do modelo (1) são econometricamente superiores àqueles encontrados no modelo (2), onde há duas defasagens para a taxa de juros, tanto para os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn.

Os modelos em cada coluna foram estimados com e sem constante, em todos a constante se mostrou estatisticamente insignificante, ou seja, igual a zero, portanto, só foram incluídos na tabela os modelos estimados sem constante. Ainda, os sinais dos estimadores associados a cada uma das variáveis apresentaram-se de acordo com os sinais esperados.

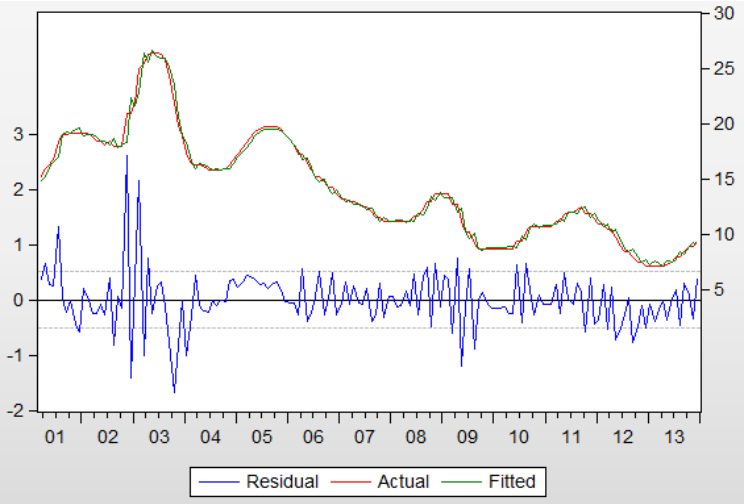
Como já explicitado, a coluna (1) apresenta os melhores resultados econométricos e, portanto, foi escolhida como a melhor representação do modelo linear. Ou seja, a função reação que será utilizada será:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 i_{t-2} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 D_{j,t} + \varepsilon_t \qquad (19)$$

No entanto, o modelo escolhido apresenta alguns problemas. A Figura 1 mostra o ajuste da regressão da coluna (1) da Tabela 3 aos valores observados da taxa Selic e os resíduos da regressão. Apesar de haver um bom ajuste da regressão aos dados em parte considerável do período analisado, há oscilações significantes no gráfico dos resíduos, dado que há períodos que as séries de resíduos superam 1 ponto.

Ainda, foi testada a normalidade dos resíduos pelo teste Jarque-Bera. As estimações apresentadas na Tabela 3 rejeitaram a hipótese nula de normalidade dos resíduos, mas dado a tamanho da amostra decidimos prosseguir com os resultados obtidos.

Figura 1 – Resultados da coluna (1) da Tabela 3



Fonte: autoria própria utilizando EViews

Essas variações no padrão dos resíduos podem ser evidências a favor de uma função de reação não-linear que capte mudanças no comportamento da taxa Selic em épocas de mudanças bruscas de variáveis econômicas relevantes para o modelo. Existe uma possibilidade de haver dois regimes que determinem o comportamento da política monetária no Brasil, e o modelo não-linear de mudança de regime pode testar esta hipótese.

Uma forma de estudar este efeito seria fazer o teste de linearidade de Hansen (1996) para avaliar se há de fato a presença de comportamentos distintos da política monetária. O teste não acusou a presença de diferentes comportamentos divergentes de política monetária, então não haveria indícios da presença de não-linearidade e nem vantagens em utilizar um modelo não-linear. Dessa forma, a função de reação estimada acima poderá ser considerada adequada ao caso brasileiro da época.

4. CONCLUSÃO

Os objetivos deste estudo eram: (i) determinar a relação entre velocidade e sucesso de convergência para a meta, a formação racional de expectativas de inflação de agentes econômicos e a inércia inflacionária, (ii) determinar até que ponto o controle da inflação é a prioridade do BCB e como sua priorização rege tanto essas relações como as políticas escolhidas pela instituição entre 2010 e 2014, e (iii) explicar até que ponto a trajetória da inflação brasileira entre 2010 e 2014 foi resultado de (i) e (ii).

Para isso, primeiramente, o estudo revisou a literatura que estuda o processo de inflação e seus mecanismos de controle. O estudo examinou o funcionamento de uma política monetária que visa a rápida convergência para a meta, ou o que seria o modelo padrão de um sistema de metas de inflação; em seguida, explorou as consequências de uma política que estende o período de convergência, levando a expectativas de aumento de inflação.

Em seguida, o presente trabalho focou na aplicação destes conceitos, demonstrando o trade-off que o Banco Cenral enfrenta entre controle do produto e controle da inflação, e como essa relação dificulta a confiança dos agentes econômicos em um processo rápido de convergência, o que pode levar a uma crise de credibilidade. Através de teoria dos jogos, foi mostrado que a regra "dovish" é uma estratégia dominante se o BCB estiver preocupado com o hiato do produto, ao invés da meta de inflação, e que sabendo disso agentes econômicos racionais definem suas expectativas conforme as expectativas de inflação sob uma regra “dovish”. Assim, em meio a tentativas de redução de inflação, esperariam que a inflação atual seria uma média ponderada da inflação passada e a meta.

O trabalho então aplicou esse conceito à realidade brasileira mostrando que o BCB de fato adorou uma regra “dovish” e permitiu desvios da meta muito grandes no período entre 2010 e 2014, evidenciado pela distribuição do hiato da inflação e pelo próprio comunicado do BCB sobre a opção por uma convergência mais lenta, o que levou a inércia da inflação e uma maior dificuldade de controlar o aumento de preços.

Finalmente, uma vez que a análise qualitativa sugeriu qual era a regra utilizada pelo BCB entre 2010 e 2014, o trabalho seguiu para uma análise quantitativa. Em posse de uma base de dados mensal, entre os períodos de janeiro de 2010 até dezembro de 2014, estimou-se uma função reação do Banco Central que estipulou a importância dada aos desvios da inflação da meta, e aos desvios do produto efetivo do nível de produto potencial, na decisão da taxa de juros. Os sinais dos estimadores associados a cada uma das variáveis apresentaram-se de acordo com as relações esperadas pela análise qualitativa.

REFERÊNCIAS

ARQUETE,Líliam C.R.;JAYME JÚNIOR,Frederico G.Política Monetária, Preços e Produtono Brasil (1994-2002):uma Aplicação de Vetores Auto-Regressivos. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia, n.B45,2003. Disponível em<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B45.pdf>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Base de dados. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?COPOMJUROS>.

BUENO, Rodrigo D. L. S. The Taylor Rule Under Inquiry: Hidden States. Department of Economics, University of Chicago, jul. 2005.

CALVO, Guillermo; REINHART, Carmen. Fear of Floating. NBER Working Paper, n. 7993, nov. 2000.

CHADHA, Jagjit; SARNO, Lucio; VALENTE, Giorgio. Monetary Policy Rules, Asset Prices and Exchange Rates, Working Paper Series CDMA04/03, nov. 2003.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, European Economic Review, v. 42, n. 6, p.1033-1067, jun. 1998.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Base de dados. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?COPOMJUROS>.

FILARDO, Andrew. Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results, RWP 01-04, Federal Reserve Bank of Kansas City, jul. 2001.

HANSEN, Bruce. Inference when a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis, Econometrica, v. 64, n. 2, p. 413-430, mar. 1996.

INSPER. Conjuntura Econômica: Do tripé macroeconômico à tripla meta. Disponível em:<http://www.insper.edu.br/conhecimento/conjuntura-economica/do-tripe-macroeconomico-a-tripla-meta/> Acesso em: 19 mai 2014.

LOWE, Philip; ELLIS, Luci. The Smoothing of Official Interest Rates, Monetary Policy and Inflation Targeting, Reserve Bank of Australia, p. 287-312,1997.

MINELLA, André. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation. Banco Central do Brasil, Working Paper Series,n. 33, nov. 2001

MINELLA, André; FREITAS, Paulo; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 53, nov. 2002.

MISHKIN, Frederic S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper, n. 5464, mai. 1996.

MOHANTY, M. S.; KLAU, Marc. Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence, BIS Working Papers, n. 149, mar. 2004

POLICANO, Rodrigo M.; BUENO, Rodrigo D. L. S. A Sensibilidade da

Política Monetária no Brasil: 1995-2005. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, n. 83, 2006. Disponível em <www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf>.

SACK, Biran; WIELAND, Volker. Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, Washington DC, 1999.
SALGADO, Maria José; GARCIA, Márcio; MEDEIROS, Marcelo. Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function, Revista Brasileira de Economia, v. 59, n. 1, p. 61-79, jan-mar. 2005.

SCHWARTSMAN, Alexandre. Derruba sim… Disponível em: < http://maovisivel.blogspot.com.br/2014/04/derruba-sim.html> Acesso em: 21 mai 2014.

SCHWARTSMAN & ASSOCIADOS, 6.,2012, São Paulo. Between Scylla and Charybdis São Paulo, 2012. PDF.

TONG, Howell. On a Threshold Model, in Chen, C. H., editor, Pattern Recongnition and Signal Processing. Amsterdam: Sijthoff and Noordhoff, n. 29, p. 575-586, 1978.

TSAY, Ruey. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes, Journal of the American Statistical Association, v. 84, n. 405, p. 231-240, mar. 1989.

APÊNDICE A

Em que, $E_t\pi_t = \omega E_t\pi_{t+1} + (1-\omega)\bar{\pi}$, mas se $FE_t\pi_t \equiv E_t\pi_{t+1}$, (6) pode ser reescrito em (6a), (6b) ou (6c), no entanto, como a meta $\bar{\pi}$ é constante, e portanto não é afetada pelo operador F, (6) pode ser descrito em (6d):

$$(1-\omega F)\overline{E_t\pi_t} = (1-\omega)\bar{\pi} \tag{6a}$$

$$E_t\pi_t = (1-\omega F)^{-1}(1-\omega)\bar{\pi} \tag{6b}$$

$$E_t\pi_t = (1-\omega)\sum_{j=0}^{\infty}\omega^j F^j\bar{\pi} \tag{6c}$$

$$E_t\pi_t = (1-\omega)\bar{\pi}\sum_{j=0}^{\infty}\omega^j \tag{6d}$$

Dado que ω<1, a seguinte propriedade é válida:

$$(1-\omega) = \sum_{j=0}^{\infty}\omega^j \tag{7}$$

APÊNDICE B

Substituindo a função reação (12) para a curva IS (2), e, em seguida, para a curva de Phillips (1), obtém-se o seguinte resultado:

$$E_t\pi_t = \omega_1 E_t\pi_{t+1} + \omega_2\pi_{t-1} + (1 - \omega_1 - \omega_2)\bar{\pi} \tag{13}$$

Onde,

$$\omega_1 = \frac{1}{1+\alpha\beta[a(1-\rho)-\rho]} \text{ and } \omega_2 = \frac{-\alpha\beta\rho}{1+\alpha\beta[a(1-\rho)-\rho]}$$

APÊNDICE C

A primeira parte desse apêndice diz respeito aos resultados de testes de raiz unitária. Seguem abaixo os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada variável:

Hiato

Null Hypothesis: HIATO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.086998	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.473672	
	5% level	-2.880463	
	10% level	-2.576939	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Desvio

Null Hypothesis: DESVIO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.662639	0.0910
Test critical values:	1% level	-2.581233	
	5% level	-1.943074	
	10% level	-1.615231	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Selic

Null Hypothesis: SELIC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.456581	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.019561	
	5% level	-3.439658	
	10% level	-3.144229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

A seguir, seguem os testes de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) para cada variável:

Hiato

Null Hypothesis: HIATO is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.222857
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Desvio

Null Hypothesis: DESVIO is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.462080
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Selic

Null Hypothesis: SELIC is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.219867
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Por último, seguem abaixo os testes de Phillips-Perron (PP) para cada variável:

Hiato

Null Hypothesis: HIATO has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.854002	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.472813	
	5% level	-2.880088	
	10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Desvio

Null Hypothesis: DESVIO has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.000415	0.0018
Test critical values:	1% level	-3.472813	
	5% level	-2.880088	
	10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Selic

Null Hypothesis: SELIC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.124411	0.0744
Test critical values:	1% level	-4.018349	
	5% level	-3.439075	
	10% level	-3.143887	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Abaixo seguem resultados das análises dos resíduos do modelo linear escolhido:

Teste de White

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	5.783360	Prob. F(15,138)	0.0000
Obs*R-squared	59.44177	Prob. Chi-Square(15)	0.0000
Scaled explained SS	223.5806	Prob. Chi-Square(15)	0.0000

Teste Jarque Bera

Jarque-Bera	258.8280
Probability	0.000000

Teste LM

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Prob. F(12,137)	0.1300
Prob. Chi-Square(12)	0.1010

Teste de estacionariedade dos resíduos

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.827419	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.473967	
	5% level	-2.880591	
	10% level	-2.577008	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.