

## **A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA TEM AUMENTADO SEU GRAU DE INÉRCIA? EVIDÊNCIAS A PARTIR DE UMA INVESTIGAÇÃO ECONOMETRICA<sup>1</sup>**

**Raine Antunes Camata Nobre**

Bacharel em Ciências Econômicas pela UFES

E-mail: rncamata@gmail.com

**Ricardo Ramalhete Moreira**

Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFES

ramalhete.s@gmail.com

**Resumo:** A partir do referencial teórico das regras de política monetária, de uma revisão da literatura empírica para o Brasil e de uma investigação econométrica para o período Janeiro/2005 a Julho/2012, este trabalho obtém evidências que sugerem uma elevação do grau de inércia no que diz respeito aos ajustes da taxa Selic, se comparado com as estimativas de trabalhos anteriores. Argumenta-se que um excesso de conservadorismo na política monetária brasileira neste período poderia estar fragilizando a eficiência do regime de metas para inflação ao dificultar uma convergência da inflação observada para a meta anunciada.

**Palavras-chave:** política monetária; inércia; Brasil

### **HAS THE BRAZILIAN MONETARY POLICY INCREASED ITS INERTIA DEGREE? EVIDENCES FROM AN ECONOMETRIC INVESTIGATION**

**Abstract:** By adopting the approach of monetary policy rules, a review on the empirical literature for Brazil and an econometric investigation from Jan/2005 to Jul/2012, this article obtain evidence suggesting an increasing of the inertial degree regarding Selic rate changes, in comparison with estimation of previous works. We argue that an excessive gradualism of the Brazilian monetary policy would reduce the inflation targeting regime's efficiency as it would make more difficult the observed inflation's convergence to the announced target.

**Key-words:** monetary policy; inertia; Brazil.

**JEL:** E5

---

<sup>1</sup> Recebido em 23/02/2013. Liberado para publicação em 10/07/2013 .

## Introdução

No final dos anos 1980 teve início um novo conceito de política monetária através dos fundamentos do *Novo Consenso Macroeconômico*. Com base neste, inúmeros bancos centrais passaram a adotar o controle da inflação, através da taxa de juros, como objetivo único de política monetária, ao menos no longo prazo. Sob este ponto de vista, o *Regime de Metas Inflacionárias, doravante RMI*, surgido no início dos anos 1990, tornou-se uma estratégia adotada por vários países – tais como Nova Zelândia, Canadá, Chile, Reino Unido, Israel, Suécia, entre outros – para a condução da política monetária, apresentando-se como um regime alternativo aos demais regimes monetários experimentados ao longo das décadas anteriores.

Em 1999, o RMI foi adotado no Brasil e, a partir deste momento, o controle da taxa de juros (Selic) pelo Banco Central do Brasil (BCB) passou a ser o instrumento de política monetária pelo qual a inflação corrente convergiria para as metas inflacionárias anunciadas. A realização de estimativas através da função de reação possibilita o entendimento sobre a forma como o BCB posiciona-se para determinar a taxa básica de juros.

O objetivo deste trabalho é estimar a regra de política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil, por meio do método econométrico de *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)*, para o período amostral de janeiro de 2005 a julho de 2012, utilizando como base a regra de política monetária conhecida na literatura como *Regra de Taylor* e verificar se os coeficientes estimados estão de acordo com o proposto pela teoria e com as evidências recentes na literatura disponível para o Brasil.

A relevância do presente estudo remete à necessidade de uma clara compreensão de como a autoridade monetária do Brasil responde à dinâmica macroeconômica face ao compromisso de manutenção da estabilidade de preços. Gerar informação sobre como o Banco Central do Brasil faz sua política monetária, neste sentido, viabiliza uma monitoração da sociedade tanto sobre os objetivos anunciados pela instituição – a meta de inflação – quanto sobre a consistência intertemporal dos ajustes de política ao longo do tempo. O Banco Central do Brasil tem feito ajustes de taxa básica de juros consistentes com o alcance da meta inflacionária nos últimos anos? Em particular, como tem se comportado o grau de inércia ou conservadorismo no que diz respeito aos ajustes da taxa Selic?

Grosso modo, o presente trabalho obteve os seguintes resultados empíricos: i) o *gap* do produto não apresentou significância estatística em nenhum dos modelos

testados; este resultado, embora contraditório com os princípios teóricos da Regra de Taylor, está em consonância com alguns trabalhos aplicados ao caso brasileiro. Uma possível explicação para este resultado está no fato de que a *proxy* utilizada para o *gap* do produto foi estimada por um filtro estatístico específico, o filtro *Hodrick-Prescott (HP)*, além do fato de que a série adotada é a série de produção industrial, ao passo que no escopo teórico o *gap* do produto refere-se ao desvio do PIB, uma medida mais abrangente do que a produção industrial; no entanto, a maior parte dos trabalhos empíricos para o Brasil e restante do mundo faz uso deste método de estimação, pelo que o mesmo foi acolhido na estratégia metodológica; ii) o grau de inércia da política monetária brasileira, estimada neste trabalho, é superior ao encontrado nos trabalhos empíricos coletados, sugerindo que o Banco Central do Brasil vem elevando o teor de gradualismo de sua política nos últimos anos, dado que a mostra deste trabalho é mais atual do que a utilizada nos trabalhos de referência. Embora o gradualismo de política monetária seja um fato consensual na literatura teórica e empírica, é possível que uma inércia excessiva seja acompanhada de perda de eficiência de política. O presente trabalho não investigou em especial os impactos da inércia do Banco Central do Brasil para a eficiência de sua política monetária, mas valores de coeficientes de inércia entre 0,9 e 1,0 – como os encontrados neste trabalho – são considerados elevados pela literatura; iii) a resposta de taxa básica de juros no Brasil face a variações das expectativas de inflação parece ter perdido peso na condução da política monetária, uma vez que o coeficiente que mede esta resposta, no presente trabalho, não apresentou significância estatística em nenhum dos modelos estimados. Este resultado, em conjunto com o elevado teor de inércia do Banco Central, sugere que os ajustes de instrumento feitos pelo mesmo talvez não estejam sendo suficientes para gerar uma convergência da inflação à meta anunciada no período.

Além desta introdução, o trabalho está organizado da seguinte maneira. Na Seção 1 é apresentado o referencial teórico para o trabalho abordando aspectos da teoria da Regra de Taylor assim como as reformulações e expansões que a última recebeu através da literatura mais recente; já a seção 2 trata da literatura empírica para o Brasil, ao passo que a seção 3 tem como proposta uma implementação empírica para o Brasil, para a amostra temporal mencionada, e por meio do método econométrico de *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)*; os resultados da investigação empírica serão comparados com aqueles já existentes para o caso brasileiro. Por fim, serão apresentadas Conclusões e Referências Bibliográficas.

## 1 – Referencial teórico e aspectos preliminares

### 1.1 – O novo consenso e as regras de política monetária

A partir do final da década de 1980 surgiram evidências do que se chama de *Novo Consenso Macroeconômico* pelo qual os bancos centrais passariam a adotar o controle da inflação, por meio da taxa de juros, como objetivo de política monetária no longo prazo. “O *Novo Consenso de Política Monetária* (NCPM) emerge por trás da crescente popularidade do RMI e da conseqüente aceitação de que, mesmo onde esse regime não é praticado, o principal instrumento de política monetária é a taxa de juros” (MODENESI, 2008).

Há uma parte expressiva da literatura econômica recente que destaca relativas desvantagens dos regimes de âncora nominal alternativos ao RMI – tais como regimes de âncora cambial, regimes de agregados monetários e regimes discricionários de objetivos implícitos –, e, por outro lado, a percepção por parte dos bancos centrais de que estes últimos, de fato, seriam passíveis de falhas e problemas de eficiência, o que teria levado à crescente adoção do RMI nos últimos anos. A partir dos anos 90, segundo Modenesi (2008), “teria havido uma explicitação tardia de que a taxa básica de juros seria o principal instrumento de política monetária para os bancos centrais”.

A emergência do NCPM marca o reconhecimento tardio, feito pelo *mainstream* ortodoxo, de que o volume de base monetária é o subproduto da atuação de um banco central que se comporta como um fazedor de preços (*price maker*) no mercado de reservas bancárias (MODENESI, 2008).

Basicamente cinco princípios são adotados para representar fundamentalmente o ideário do novo consenso, sendo estes aceitos, em geral, tanto pelos formuladores de política quanto pela academia *mainstream*. São eles:

- 1) No longo prazo, o produto real é delimitado através da oferta, pela função de produção, modificando-se em reação ao deslocamento de tecnologias endógenas;
- 2) No longo prazo, não há *trade-off* entre inflação e desemprego;
- 3) No curto prazo, há *trade-off* entre inflação e desemprego;
- 4) As expectativas de inflação e de futuras decisões políticas são endógenas e quantitativamente significantes;
- 5) A política monetária deve basear-se numa função de reação do tipo Taylor, com a taxa de juros como instrumento da política.

Apoiados no novo consenso de política monetária, os Bancos Centrais de inúmeros países passaram a pautar suas decisões sob a perspectiva de um modelo estrutural baseado basicamente em três equações:

I) Uma equação de demanda agregada, conhecida na literatura Novo-Keynesiana como curva IS dinâmica;

II) Uma curva de Phillips expectacional, que descreve a dinâmica inflacionária ou da oferta agregada, e;

III) Uma regra de política monetária, que é derivada arbitrariamente, ou endogenamente como solução para um problema de otimização dos objetivos de política monetária ao longo do tempo.

A curva de demanda agregada é baseada na curva IS sendo derivada de uma estrutura de otimização intertemporal relacionando as variações do produto às variações na taxa de juros. “A curva de Phillips, por sua vez, é uma relação de ajustamento de preços que especifica o comportamento da inflação em resposta às variações na capacidade produtiva e nas expectativas inflacionárias” (TEIXEIRA E MISSIO, 2011). A última equação, também denominada função da reação do Banco Central, caracteriza-se em uma regra de política monetária ativa, sendo reproduzida conforme orientação da chamada Regra de Taylor.

Esta Regra apresenta a taxa de juros como principal instrumento a ser utilizado pelo banco central para o direcionamento das expectativas de inflação à meta proposta e para a correção dos excessos de demanda.

O artigo publicado pelo americano John Brian Taylor em 1993 é referência na literatura. Nesse artigo propõe-se uma função linear simples para descrever o comportamento da taxa de juros que indexa os títulos federais norte americanos. Esta representação ficou conhecida como *A Regra de Taylor*. Segundo Modenesi (2008), a Regra de Taylor é peça fundamental do NCPM, e prevê que o Banco Central determina a taxa de juros com vistas a alcançar uma meta de inflação, explícita ou implícita, e a manter a economia crescendo perto do seu potencial.

Em seu artigo, intitulado “*Discretion versus policy rules in practice*”, Taylor (1993) aponta as regras de política preferenciais surgidas em sua pesquisa, basicamente as que estabelecem mudanças na oferta de dinheiro (base monetária), ou na taxa de juros de curto prazo, em resposta à mudanças do nível de preços ou de renda real. O autor procura mostrar que a política monetária deve ser desenvolvida através de regras claras e transparentes, argumentando que esta é a forma mais

eficaz de atingir os melhores cenários conjuntos para desempenho dos bancos centrais.

Apesar desse posicionamento ser utilizado como fundamento para a adoção de regimes como o sistema de metas de inflação, seu artigo é mais citado na literatura pela utilização de uma função de reação como previsor para o comportamento das taxas internas de juros nos EUA, no período entre 1987 e 1992.

Contrariamente aos monetaristas que utilizam uma regra passiva, Taylor (1993) defende uma regra de política monetária ativa, mais precisamente, uma função de reação, a qual estabelece que a taxa nominal de juros de um país – o instrumento de política monetária - deve ser ajustada em função das variáveis inflação e hiato do produto. Ao considerar a não existência de um consenso sobre o tamanho dos coeficientes, Taylor (1993) adotou uma regra de política que representa a pesquisa de forma simples, a saber:

$$i_t = \alpha_1 + \alpha_2(\pi_{t-1} - \pi^*) + \alpha_3 y_t \quad (1)$$
$$\alpha_1 = \pi_{t-1} + i^*$$

Em que:

$i_t$  : taxa básica de juros dos *Federal Funds* (*títulos federais*) norte-americanos;

$i^*$  : taxa de juro real de equilíbrio ou de longo prazo;

$\pi_{t-1}$  : taxa de inflação no período t-1;

$\pi^*$  : meta de inflação;

$y_t$  : desvio (percentual) do PIB real em relação ao PIB potencial (calculado entre o primeiro trimestre de 1984 e terceiro trimestre de 1992).

A equação estimada por Taylor para o período entre 1987 a 1992 considerou 0,5 o valor do peso empregado pelo FED (*Federal Reserve* – o Banco Central dos EUA) para os desvios da inflação e do PIB e assumiu a taxa de juros e a meta de inflação igual a 2%. Dessa forma a equação (1) passou a:

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

Segue a explicação de Taylor (1993): a regra de política na equação (2) tem a característica de que a taxa dos fundos federais sobe se a inflação aumentar acima de uma meta de 2% ou se o PIB real sobe acima da tendência do PIB. Se tanto a taxa de inflação e do PIB real estão no alvo, então a taxa dos fundos federais seria igual a 4%, ou 2% em termos reais. A 2% a taxa real de "equilíbrio" é próxima da taxa de

crescimento assumida no estado estacionário de 2,2%. Esta regra de política tem o mesmo coeficiente do desvio do PIB real da tendência e da taxa de inflação.

Genericamente, tem-se que a taxa de juros reage ao desvio da inflação em relação à meta ( $\pi^*$ ) e ao desvio do produto real em relação ao potencial ( $y_t$ ). Isto é, supõe um aumento (redução) da taxa de juros quando a inflação está acima (abaixo) da meta e, de forma semelhante, no caso do produto, indica que se existir diferença positiva (negativa) entre o crescimento do PIB e do PIB potencial deve ocorrer um aumento (diminuição) na taxa de juros, de forma a impedir o crescimento do produto ou da demanda, para que ele se adapte ao nível da economia ou à capacidade total do emprego dos fatores de produção.

Portanto, no modelo do novo consenso, existe uma relação entre uma curva de demanda agregada que será influenciada pela condição do produto e da taxa de juros; uma curva de Phillips; e uma regra de política monetária onde a função de reação com base em Taylor tem sido aplicada extensivamente como determinante da taxa de juros de curto prazo. Contudo, para que a taxa de juros nominal de equilíbrio seja viável, é necessário que o produto efetivo esteja em seu nível potencial e a taxa de inflação corresponda à meta. Várias são as razões para se optar por regras de ajuste de política monetária: dentre elas a inconsistência temporal, ou seja, a ideia de que sem uma especificação de regra, ao se determinar uma taxa de juros, existe maior possibilidade de adoção de uma política monetária subótima, com taxas de inflação superiores ao que seria observado no caso de um regime transparente e apoiado em regras. Neste sentido, ao adotar uma regra para a política monetária promovem-se objetivos mais claros e alinha as expectativas com as metas anunciadas.

[...] admite-se a rigidez de preços de curto prazo, o que permite flutuações na atividade econômica neste período, sendo que no longo prazo ocorre uma transição estável para o ponto de equilíbrio dado pelo produto potencial. A Regra de Taylor reproduz o papel da curva LM no antigo sistema de equações IS-LM, ou seja, agora a taxa de juros é o instrumento que os *policymakers* possuem para estabilizar preços e fazer com que a economia cresça em torno do produto potencial. Dentro desta sequência, a incorporação do comportamento *forwardlooking* retrata o papel de destaque das expectativas racionais na conduta dos *policymakers*. (TEIXEIRA E MISSIO, 2011)

De acordo com Teixeira e Missio (2011), “a partir da publicação de Taylor foram desenvolvidos diversos trabalhos que defendem a tese de que a inclusão de novas variáveis na Regra de Taylor original pode melhorar o processo de

estabilização de preços, assim como, o crescimento sustentado de longo prazo do PIB”. Autores como Clarida, Gali e Gertler (1999), apresentaram complementações que contribuíram para o enriquecimento do assunto assumindo uma postura *forwardlooking* e adotando um componente de suavização como nova característica da reação do Banco Central.

## 1.2 – A inércia da política monetária

Taylor aborda a importância da taxa de juros na condução da política monetária, abrindo caminho para novas discussões teóricas e empíricas. Com o passar dos anos a apresentação de novos trabalhos passou a introduzir um fator comum que representaria o gradualismo na utilização do instrumento de política monetária, denominado de *inércia da política monetária*. “De um modo geral, este ajustamento deve ser lento para que haja menor volatilidade da taxa de juros, reduzindo ainda mais a incerteza quanto às suas variações futuras” (VIEIRA, 2012).

Segundo Barbosa (2004), “a inércia é determinada por um mecanismo de ajustamento parcial, onde a variação da taxa de juros é proporcional à diferença entre a taxa de juros desejada e a taxa de juros atual”, como mostra a equação a seguir:

$$\dot{r} = \theta(r^* - r), \quad \theta > 0 \quad (3)$$

A equação representa a provável existência de um custo de ajustamento que impossibilita o banco central de determinar rapidamente a taxa de juros nominal no nível esperado, sendo que, quando o parâmetro  $\theta \rightarrow \infty$  o ajuste é imediato, e no caso oposto, a taxa de juros ajusta-se gradualmente ao ponto de equilíbrio. Supondo que a taxa de juros siga a regra de Taylor conforme a função (4):

$$r^* = \bar{\rho} + \pi + \beta(\pi - \pi^*) + \alpha(y - \bar{y}) \quad (4)$$

As equações (3) e (4) resultam na equação diferencial a seguir:

$$\dot{\rho} = \beta\theta(\pi - \bar{\pi}) - [(1 + \gamma\alpha)\theta - \gamma\delta](\rho - \bar{\rho}) \quad (5)$$

Ainda, considerando que o hiato do produto seja determinado pela diferença entre taxa de juros de curto prazo e taxa de juros de longo prazo como descrito por uma função IS, de acordo com a próxima função:

$$y - \bar{y} = -b(\rho - \bar{\rho}), \quad b > 0 \quad (6)$$

“A curva de Phillips é uma curva aceleracionista, onde a aceleração da inflação é proporcional ao hiato do produto” (BARBOSA, 2004), de acordo com a equação:

$$\dot{\pi} = \delta(y - \bar{y}), \quad \delta > 0 \quad (7)$$

Incluindo o hiato do produto da equação (6) na equação (7), observa-se que a aceleração da inflação é diretamente proporcional à diferença entre a taxa de juros de curto prazo e taxa de juros de longo prazo, de acordo com a função (8):

$$\dot{\pi} = -b\delta(\rho - \bar{\rho}) \quad (8)$$

Derivada as equações (5) e (8), para a estabilidade do sistema descrito pelas equações (5) e (8) é necessário que o parâmetro  $\theta$  abordado na equação (3) atenda a condição de restrição descrita em (9) (para detalhes ver BARBOSA, 2004).

$$tr J < 0 \quad se \quad \theta > \underline{\theta} = \frac{b\delta}{1 + b\alpha} \quad (9)$$

Apresentada a restrição acima, conclui-se que o ajuste da taxa de juros não pode ser excessivamente lento ao constatar a modificação da taxa de juros desejada. De acordo com Barbosa (2004), “a estabilidade do modelo impõe um piso ao parâmetro  $\theta$  de ajuste da taxa de juros, que depende do parâmetro  $b$  da curva IS, do parâmetro  $\delta$  da curva de Phillips, e do parâmetro  $\gamma$  da regra de política monetária”. Menor será a inércia da taxa de juros quanto maior os dois primeiros parâmetros. Quanto ao hiato do produto, quanto maior a ação de política monetária menor será o piso do coeficiente de ajustamento da taxa de juros.

De acordo com a linha teórica, a política monetária adotada pelo Banco Central tende a ser inercial na definição da taxa de juros ao considerar seus valores passados. Isto quer dizer que, de acordo com Moreira e Monte (2012), “seria uma maneira de suavização da política monetária, evitando-se movimentos abruptos e reversões frequentes da taxa básica de juros”. Isto é, na literatura recente autores passam a inserir um componente auto-regressivo na Regra original de forma a estilizar o fato na teoria, como ocorre com a equação (10) desenvolvida por Moreira e Monte (2012).

$$i^t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[(r^n + \pi^t) + c_1 y_{t-1} + c_2 \pi_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde,

$r^n$ : taxa real de juros de equilíbrio;

$\pi^t$ : meta de inflação;

$\varepsilon_t$ : choque de inovação de política na regra inercial;

$\rho$  ( $0 \leq \rho \leq 1$ ): coeficiente de inércia que dá o peso da taxa defasada na formação da taxa corrente.

De maneira geral, conforme a equação (10), um componente inercial passa a ser inserido na função de reação do Banco Central com objetivo de verificar qual o nível de gradualismo nas decisões de política monetária em face às preferências dos *policymakers*, sejam elas para o combate a inflação ou para o estímulo da atividade produtiva.

### 1.3 – O papel das expectativas

As expectativas são importantes para o estudo do comportamento de inúmeras variáveis numa economia, a exemplo das regras de política monetária no caso deste trabalho. A ideia considera a hipótese de que os agentes econômicos absorvem a informação disponível no presente e formam as previsões para o futuro de forma racional, respondendo no presente em harmonia com as expectativas formadas e afetando em certo nível a efetividade das políticas. Inicialmente, desenvolveram-se modelos simples de formação de expectativas avançando no estudo para atingir o que se denomina de expectativas adaptativas e expectativas racionais. Lucas (1972) desenvolveu trabalhos que representavam esta linha de pesquisa, criticando a hipótese de expectativas adaptativas e intercedendo em favor do uso da hipótese das expectativas racionais.

As expectativas adaptativas são representadas por um modelo de defasagens distribuídas, isto é, ao longo do tempo o produto de uma política ocorre em diversos períodos com diferentes consequências sobre cada um deles, ou seja, as expectativas são determinadas pelo seu valor passado demonstrando uma visão *backwardlooking*. A função de reação original elaborada por Taylor (1993) representada pela equação (2) é um exemplo.

Por outro lado, as expectativas racionais determinam que a previsão de cada agente seja tão importante quanto o pressuposto pela teoria, sendo o presente motivador do futuro. Ou seja, considerando as incertezas existentes na economia e em seus modelos, uma política deve ser desenvolvida através das expectativas que os agentes envolvidos têm sobre o futuro com base nas informações disponíveis no

presente, caracterizando uma visão *forwardlooking*. Em função disso, um importante papel é atribuído às expectativas.

“Muitas variações da Regra de Taylor (1993) são oferecidas e testadas pela literatura, as quais adotam especificações diferentes e/ou variáveis explicativas adicionais para a determinação dos ajustes de taxas básicas de juros” (MOREIRA E MONTE, 2012). Uma dessas variações diz respeito à inclusão das expectativas de inflação no processo de decisão da política monetária. Por exemplo, seguindo Haldane e Batini (1998), Moreira e Monte (2012), adotam uma regra de instrumento com o seguinte perfil para a taxa real de juros esperada:

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho) r_t^* + \theta [E_t \pi_{t+j} - \pi_t^*] + \varphi y_{t-1} \quad (11)$$

Sendo,

$r_t^*$ : taxa real de juros de equilíbrio;

$\pi_t^*$ : meta de inflação;

Assim,  $r_t = [i_t - E_t \pi_{t+1}]$  é a taxa real de juros esperada, qual seja, a diferença entre a taxa nominal de juros ( $i_t$ ) praticada em t e a inflação esperada em t ( $E_t \pi_{t+1}$ ) para t+1.

Essencialmente, tem-se como esperança que as expectativas de preços exercidos pelos agentes na economia sejam influenciadas pela definição de uma taxa de juros determinada pelo banco central objetivando efeitos sobre a taxa de inflação. Ao pré-estabelecer uma meta de inflação e trabalhar de forma transparente para a convergência desse objetivo (ao longo do tempo), a autoridade monetária ganha, de certa forma, a confiança do público.

Nesse sentido, vale ressaltar o trinômio transparência-reputação-credibilidade fundamental na atuação dos formuladores de política para sustentar o apoio do público que, ao analisar o cenário econômico, avalia a necessidade de alterações ou não nas expectativas associadas aos preços da economia podendo incitar ou inibir o processo inflacionário.

A meta de inflação funciona explicitamente como âncora para as expectativas inflacionárias dos agentes. Quanto maior a crença do público nos responsáveis pela condução da política monetária mais crível se torna o regime monetário e o banco central pode eliminar com menores custos os choques imprevistos (JESUS E CORREIA, 2011).

A ideia fundamental atribuída pelas expectativas dos agentes referente à condução da política monetária consiste na caracterização da ausência de reputação

por parte do governo, proveniente do não cumprimento de acordos pré-firmados com esses agentes a respeito da política questionada.

Nos anos 1990, essa ideia foi amplamente aceita por diversos países desenvolvidos e em desenvolvimento através do estabelecimento de nova política monetária, representada pelo controle de metas inflacionárias, estratégia adotada a fim de minimizar o problema da imprecisão ocasionada pela incerteza. As regras de transparência atribuída à condução do novo regime demonstram aos agentes em geral o comprometimento da autoridade monetária no controle da inflação. Visto o sucesso da política monetária, ao longo do tempo, isto é, o cumprimento das metas pré-estabelecidas implica ao Banco Central ganho de reputação. Ambas as características absorvidas pela autoridade monetária justificam a conquista de credibilidade na condução da política monetária através da estrutura implementada.

Pode-se esperar então que a taxa de juros seja explicada pelas expectativas de inflação, pelo desvio da inflação em relação à meta e pelo hiato do produto, assim como na regra de política. Ou seja, a taxa de juros reage às expectativas de inflação e, por sua vez, determina a taxa efetiva de inflação. Em outras palavras, espera-se que a taxa de juros definida pelo banco central influencie as expectativas de preços dos agentes, exercendo os efeitos esperados sobre a taxa de inflação (DIAS E PIZA, 2006).

Conclui-se que, dado um cenário econômico em que as determinações da autoridade monetária permaneçam estáveis, ou seja, mantenham-se nas metas pré-estabelecidas, então o conhecimento anterior pode permitir aos agentes ajustar suas expectativas a uma distribuição de probabilidade necessária para a tomada de decisão com certo grau de certeza sobre o futuro. Entretanto, é crucial lembrar que a previsão futura para uma economia permanece com um nível de imprecisão haja vista as limitações no conhecimento sobre todos os fatores relevantes na adoção de uma política monetária.

## 2 – Literatura empírica para o Brasil

Dentre os trabalhos realizados visando estimativas de regras para o Brasil, encontra-se Figueiredo e Ferreira (2002). Neste estudo, os autores utilizam a variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) sob duas formas: inflação livre e inflação administrada. O objetivo estava em observar se existia alguma diferença de reação por parte do BCB face aos dois componentes da inflação. A seguir a função de reação estimada pelos autores:

$$i_t = \alpha_1 + \alpha_2 i_{t-1} (1 - \alpha_2) [\alpha_3 (Liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_4 (Adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*)] \quad (12)$$

Onde:

$i_t$  : taxa Selic Nominal;

$Liv_{t-1}$ : inflação livre (acumulada nos últimos 12 meses);

$Adm_{t-1}$ : inflação administrada (acumulada nos últimos 12 meses);

$\pi_{t-1}^*$ : meta de inflação (dos últimos 12 meses).

Usando o mesmo raciocínio, Modenesi (2008) estimou uma regra de Taylor do tipo *backwardlooking* para a economia brasileira utilizando o modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para dados entre janeiro/2002 e dezembro/2007 para verificar qual o tipo de reação do Banco Central Brasileiro aos componentes da inflação – livre e administrada.

O número de observações utilizadas por Modenesi (2008) foi consideravelmente maior, 96 observações mensais, do que a quantidade utilizada por Figueiredo e Ferreira (2002), 42 observações. Na estimativa, incluiu-se uma *proxy* do hiato do produto representado pelo índice referentes à produção industrial. Ainda, para evitar uma correlação serial dos resíduos foi introduzida mais uma defasagem da variável dependente, chegando à equação final:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)[\alpha_3 + \alpha_4(Liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_5(Adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_6(Ind_{t-1} - Ind_{t-1}^*)] \quad (13)$$

Em que:

$i_t$  : taxa Selic efetiva (anualizada) no mês t;

$Liv_{t-1}$ : inflação livre (acumulada nos últimos 12 meses) até o mês t;

$Adm_{t-1}$ : inflação administrada (acumulada nos últimos 12 meses) até o mês t;

$\pi_{t-1}^*$ : meta de inflação (dos últimos 12 meses) no mês t;

$Ind_{t-1}$ : taxa de variação da produção industrial no mês t;

$Ind_{t-1}^*$ : taxa de variação da produção industrial potencial no mês t.

Em suma, Modenesi (2008) corrobora com a conclusão de Figueiredo e Ferreira (2002) no que diz respeito aos diferentes componentes da inflação. Em ambos os trabalhos os coeficientes encontrados são praticamente o mesmo,  $\alpha_4 - \alpha_5 = 0,15$ . Além disso, o Banco Central reage mais intensamente à inflação livre. Em ambos os trabalhos a justificativa se dá pela insensibilidade dos preços administrados às condições da oferta e da demanda devido à forma como são determinados, através de contratos ou órgãos públicos.

Paralelamente, apresentam-se as divergências encontradas nas estimativas. Devido à grande diferença no tamanho da amostra, o grau de inércia da taxa de juros mostrou-se diferente entre os trabalhos. No trabalho de Modenesi (2008) o grau de inércia da taxa de juros medido pelos coeficientes  $\alpha_1 + \alpha_2$  foi estimado em 0,92 caracterizando um elevado grau de auto-correlação da política monetária.

No trabalho de Figueiredo e Ferreira, este valor foi consideravelmente menor, aproximadamente 0,79. De acordo com Modenesi (2008), isso quer dizer que, ao determinar a taxa Selic, o Copom, praticamente não leva em conta o estado da economia, ou seja, situação inflacionária e grau de aquecimento da economia, dando peso muito elevado ao objetivo de manter estável a taxa básica de juros na maior medida possível.

Minela *et. al.* (2003) estimaram funções de reação para o BCB utilizando o modelo de MQO considerando o período julho/1999 a junho/2002 para analisar o efeito calendário, inserindo uma média ponderada dos desvios da inflação esperada em relação à meta.

Os resultados obtidos são explicados pelos autores da seguinte forma:

I) O Banco Central ajusta a taxa de juros de maneira gradual, demonstrado pelo valor encontrado do coeficiente de suavização entre 0,67 e 0,9;

II) O coeficiente do hiato do produto não tem significância estatística: quando utilizadas as expectativas de inflação de mercado, apresentou sinal invertido (entre -0,18 e -0,36). Quando utilizadas as expectativas de inflação do Banco Central não apresentou relevância estatística;

III) Os desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação são um componente fundamental para a reação do BCB, com valores dos coeficientes encontrados entre 2,05 e 5,7;

IV) Quando se insere a taxa de câmbio, a mesma não é significativa estatisticamente.

Gonçalves e Fenolio (2007) utilizando o método MQO elaboram uma função para determinar se existe pressão sobre o BCB para influenciar uma flexibilização monetária capaz de impulsionar a economia em período eleitoral. Para isso utilizaram dados trimestrais compreendidos entre o primeiro trimestre de 2000 e quarto trimestre de 2006. Dentro da amostra analisada estão as eleições presidenciais de 2002 e 2006 e as municipais de 2000 e 2004.

A função estimada segue o padrão da literatura assumindo como variável dependente à taxa de juros Selic, e como variáveis explicativas à expectativa de

inflação e a meta, o hiato do produto, além de adicionar a variação da taxa nominal de câmbio e *dummies* eleitorais no intuito de captar alguma manipulação oportunista na taxa de juros. Primeiramente, foi realizado um teste sem a inclusão de *dummies* políticas. Em seguida são inseridas *dummies* políticas em seis especificações apresentando como conclusão resultados para os coeficientes semelhantes ao primeiro e em relação às *dummies* políticas não foi encontrada evidência de manipulação em períodos eleitorais, reforçando a hipótese de independência do BCB na condução da política monetária no período amostral.

Os resultados mostram um componente de suavização entre 0,63 e 0,66. A magnitude para a expectativa de inflação é bastante elevada com valores pontuais entre 4,54 e 4,95. Resultados significantes também foram encontrados para o hiato do produto.

[...] aumentos do hiato, que potencialmente levam a inflação mais alta no futuro, estão associados a elevações da taxa básica de juros. O fato deste termo se mostrar significativo para a amostra estendida até 2006, mas não até 2002, sinaliza um aumento da aversão inflacionária da autoridade monetária nos últimos quatro anos (GONÇALVES E FENOLIO, 2007).

Policano (2006) estima uma função de reação para o Brasil através do método *Time Varying Parameter* (TPV) onde os coeficientes analisados podem variar de período a período. Suas amostras foram divididas da seguinte maneira: a primeira amostra cobriu o período de janeiro de 1995 a outubro de 2005, e a segunda amostra o período de janeiro de 2000 a outubro de 2005. Algumas diferenças foram encontradas em períodos distintos.

No período anterior à adoção do regime de metas inflacionárias (até janeiro de 1999) sob o regime de taxa de câmbio administrado, a relação da taxa de juros com o hiato do produto foi positiva e negativa em relação às reservas. A reação do hiato do produto foi, segundo Policano (2006), “maior nos períodos de menor crescimento do produto, e menor nos períodos de maior crescimento”. Os valores da estimativa para o período amostral oscilaram entre 0,8 e 1,2. A adoção do RMI, segundo Policano (2006), “é marcada pela redução da resposta ao hiato. Desta vez, no entanto, a redução é maior, e o coeficiente torna-se próximo de zero. Em 2003, o coeficiente eleva-se, e cai, novamente, para um nível próximo de zero em 2004”.

Com relação à taxa de inflação, até janeiro de 1999, o coeficiente oscila entre 0,4 e 0,6. Passado esse período a estabilidade do coeficiente se dá em aproximadamente 0,2. O autor argumenta que é de se esperar uma baixa resposta do

valor do coeficiente visto que neste período vigorava o regime de taxa de câmbio administrada (1995 – 1999) que ancorava a estabilização dos níveis de preços. No entanto, segundo Policano (2006), “a baixa resposta encontrada para o período em que vigorou o regime de metas não deveria ser esperada, uma vez que, neste regime, a taxa de juros é o instrumento responsável em fazer a taxa inflação convergir para a meta desejada”.

Entre janeiro de 1999 e junho de 1999 (período de transição para o novo regime), a taxa Selic respondeu à depreciação cambial de forma repentinamente elevada e ocorreu uma suave diminuição da sensibilidade à variação das reservas. Os valores entre 0,35 e 0,7 para o coeficiente da taxa de câmbio, foram encontrados, principalmente, no período anterior ao regime de metas inflacionárias, quando utilizava-se o regime de âncora cambial (taxa de câmbio administrada). Posteriormente, o coeficiente da taxa de câmbio declina para um nível próximo de zero. Para o período posterior a adoção do regime de metas o autor insere um desvio da expectativa de inflação.

[...] a política monetária deixou de ser guiada pelas variáveis relevantes nos períodos anteriores e passou a se concentrar no desvio da meta: a diferença entre as expectativas de inflação de mercado e a meta anunciada pelo BCB. A partir de 2003 a resposta ao desvio da meta tornou-se ainda maior (2,5) e, em meados de 2004, retornou ao seu nível anterior (1,5) (POLICANO, 2006).

Holland (2005) desenvolveu uma função de reação utilizando o *Método Generalizado dos Momentos* (GMM) para analisar se as economias de países emergentes como o Brasil, que passaram a atuar sob um regime de câmbio flutuante, respondem a choques do câmbio através do instrumento de política monetária. Isto porque existe na literatura o que se chama de “*fear of floating*” caracterizado por economias que apesar de, explicitamente, atuarem sob um regime de câmbio flutuante utilizam instrumentos de política monetária, como a taxa de juros, para controlar as variações cambiais. O período amostral está compreendido entre julho de 1999 e janeiro de 2005. Nos resultados obtidos para o período amostral, o componente de suavização da taxa de juros gira em torno de 0,67 e 0,82 demonstrando solidez nas decisões do banco central no que tange ao controle da inflação.

A respeito do hiato do produto, os resultados encontrados não corroboram com o preconizado pela teoria, isso porque apresentam estimativas com sinal contrário (entre -0,10 e -0,36). A justificativa dada pelo autor diz respeito a crise energética que ocorreu em parte do período amostral.

Os valores encontrados para a taxa de câmbio não são significativos estatisticamente, ou seja, de acordo com Holland (2005) “o Brasil não está dentro do fenômeno “*fear of floating*” e por isso, não reage a choques no câmbio através do ajuste da taxa de juros”. Por fim, o trabalho também testou as variáveis taxa básica de juros do FED e taxa de inflação americana para averiguação da política monetária nos EUA com objetivo de analisar se a conduta americana representava uma restrição à política no Brasil. Os resultados encontrados não foram relevantes.

Soares e Barbosa (2006) estimaram uma função de reação do tipo *forward-looking* utilizando o modelo MQO de dois estágios para o caso brasileiro. O período amostral correspondente está entre maio/2000 e outubro/2005. Conforme destacado pelos autores, esse estudo considera a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo abordada de duas maneiras: 1) taxa de juro real constante e 2) taxa de juro variável no tempo.

Dentre os resultados, observou-se que o Banco Central ajusta gradativamente a taxa básica de juros conforme os valores do coeficiente de suavização entre 0,27 e 0,54. Os autores constataram a pró-atividade do banco central na reação aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta após a adoção do RMI, com valores entre 1,57 e 3,54. Ao contrário dos trabalhos mencionados, a taxa de câmbio apresentou relevância estatística apesar dos baixos valores entre 0,04 e 0,07.

Os principais resultados da literatura descrita nesta seção estão sumarizados na Tabela 1:

### **3 – Implementação empírica**

#### **3.1 – Método e Dados**

A abordagem empírica inicia-se pela aplicação de um teste para cada série de tempo com o objetivo de identificar a presença ou não de raiz unitária. Posteriormente, será realizada, por meio do modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários, a avaliação da importância das variáveis selecionadas na determinação da taxa Selic.

**Tabela 1 - Principais evidências para os parâmetros das regras de política monetária**

Trabalho/ Evidência	Inércia	Gap do Produto	Desvio da Inflação	Expectativa da Inflação	Taxa de Câmbio
------------------------	---------	-------------------	-----------------------	----------------------------	-------------------

Modenesi (2008)	0.92*	0.33***	0.92*	(NT)	(NT)
Ferreira e Figueiredo (2002)	0.75*	(NT)	1.1**	(NT)	(NT)
Minela et. al. (2002)	0.67* - 0.9*	(IE)	(NT)	2.05* - 5.7***	(IE)
Gonçalves e Fenolio (2007)	0.63** - 0.66**	1.05** - 1.27**	(NT)	4.54** - 4.95**	(NT)
Policano (2006)	0.6*** - 0.85***	0.1*** - 1.2***	0.2*** - 0.6***	1.0*** - 2.5***	0.35*** - 0.7***
Holland (2005)	0.67** - 0.82**	-0.1** / -0.36*	(NT)	2.09** - 3.54**	(IE)
Soares e Barbosa (2006)	0.27*** - 0.54*	0.92*** - 5.5***	(NT)	1.57** - 3.54**	0.04** - 0.07*

Nota: (IE) Irrelevante estatisticamente; (NT) não testado; \*significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 10%.

Fonte: elaboração própria.

A função de reação estimada será com base numa regra de Taylor de caráter *forwardlooking* para o período amostral compreendido entre janeiro de 2005 a julho de 2012. As variáveis utilizadas são as seguintes:

$i_t$ : taxa básica de juros (Selic) fixada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) com periodicidade mensal;

$y$ : desvio do produto industrial em relação ao produto industrial potencial da economia brasileira. Utilizaram-se os dados do índice dessazonalizado de produção mensal da indústria geral como *proxy* do PIB. Para o cálculo do desvio do produto industrial face ao produto potencial foi utilizado um filtro estatístico, o *filtro de Hodrick-Prescott (HP)*;

$p$ : desvio da inflação acumulada nos últimos 12 meses em relação à inflação acumulada até o mês  $t-1$ , medidas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo calculado pelo IBGE;

$exp_p$ : desvio da expectativa de inflação acumulada para 12 meses à frente, formada no mês  $t$ , em relação à mesma expectativa formada no mês  $t-1$ . Os dados de expectativas inflacionárias são disponibilizados pelo *Sistema Gerador de Séries* do BC;

$e$ : câmbio real fornecido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A sua variação é obtida pelo logaritmo da taxa real de câmbio e a taxa real de câmbio defasada.

### 3.2 – Testando a ordem de integração das séries temporais

No intuito de averiguar se as variáveis da regressão seguem um processo estocástico estacionário, ou seja, não possuem raiz unitária, foi realizado o teste

*Dickey-Fuller Aumentado* (ADF). O teste apresenta como hipótese nula ( $H_0$ ) a confirmação de que a série possui raiz unitária. Na Tabela 2 são apresentados os resultados do teste em nível. De acordo com os resultados da Tabela 2, o teste para a variável *i* rejeita a hipótese nula aos níveis de significância de 5% e 10%, ou seja, a variável é estacionária. Os resultados para as variáveis explicativas demonstram que, em nível, estas possuem unitária.

A Tabela 3, por sua vez, mostra que as variáveis explicativas são estatisticamente relevantes e estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem I(1). Todas as variáveis rejeitam a hipótese nula aos níveis de 1%, 5% e 10%.

**Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller Aumentado (nível)**

Variável	Calculado	P-Valor	Valor Crítico		
			1%	5%	10%
<i>i</i> (I)	-3,882,369	0,0169	-4,066,981	-3,462,292	-3,157,475
<i>p</i> (II)	-2,538,575	0,1099	-3,505,595	-2,894,332	-2,584,325
<i>exp_p</i> (I)	-2,811,986	0,197	-4,064,453	-3,461,094	-3,156,776
<i>y</i> (II)	-1,972,629	0,2983	-3,504,727	-2,893,956	-2,584,126
<i>e</i> (II)	-2,508,048	0,1169	-3,504,727	-2,893,956	-2,584,126

Nota: (I) modelo com tendência e intercepto com relevância estatística a 10%; (II) modelo com intercepto; (III) modelo sem tendência e intercepto.

Fonte: elaboração própria.

**Tabela 3 - Teste Dickey-Fuller Aumentado (1ª diferença)**

Variável	Calculado	P-Valor	Valor Crítico		
			1%	5%	10%
<i>p</i> (III)	-4,822,302	0,0000	-2,591,204	-1,944,487	-1,614,367
<i>exp_p</i> (III)	-7,635,744	0,0000	-2,591,204	-1,944,487	-1,614,367
<i>y</i> (III)	-8,218,239	0,0000	-2,591,204	-1,944,487	-1,614,367
<i>e</i> (III)	-8,922,588	0,0000	-2,591,204	-1,944,487	-1,614,367

Nota: (I) modelo com tendência e intercepto; (II) modelo com intercepto; (III) modelo sem tendência e intercepto.

Fonte: elaboração própria.

Após a verificação da ordem de integração de todas as variáveis, a próxima seção segue com a demonstração dos resultados estimados pelo método MQO.

## 3.3 – Análise das estimativas

Foram estimados 05 modelos de reação para o BCB para o período amostral. O Modelo 01 é o mais geral, apresentando em sua especificação como variáveis explicativas um componente auto-regressivo da taxa de juros, uma constante, o desvio da inflação, o desvio da expectativa de inflação, o desvio do produto e da taxa de câmbio.

Na Tabela 4 encontram-se os resultados das estimações para os coeficientes em questão, além disso, são apresentados para cada modelo o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$ ) e o critério de informação de Akaike (AIC).

**Tabela 4 - Estimativas da função de reação do Banco Central Brasileiro (variável dependente i)**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
C	-0,0563 (0,7615)	-	-	-	-
D (e (-1))	0,229891 (0,6364)	0,220526 (0,6477)	-	-	-
D (y (-1))	-0,00786 (0,6549)	-0,008402 (0,6292)	-0,009815 (0,5648)	-	-
D (exp_p (-1))	0,199529 (0,3653)	0,185088 (0,3870)	0,177894 (0,4021)	0,182402 (0,3882)	-
D (p (-1))	0,43286 (0,0114)	0,427869 (0,0114)	0,431503 (0,0103)	0,420389 (0,0115)	0,480379 (0,0016)
i (-1)	0,996972 (0,0000)	0,992748 (0,0000)	0,992628 (0,0000)	0,992532 (0,0000)	0,992432 (0,0000)
R <sup>2</sup>	0,983842	0,984017	0,984165	0,984288	0,984332
AIC	1,099,221	1,077,865	1,057,894	1,039,345	1,025,582

Nota: p-valor entre parênteses.

Fonte: elaboração própria.

Em cada estimativa, foram retiradas, sucessivamente, as variáveis sem relevância estatística, demonstrando, ao final, o modelo mais ajustado. Em todos os modelos testados o coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$ ) é superior a 0,98, o que indica um ajuste elevado das regras estimadas, ou seja, 98% das variações em *i*, no período amostral, são explicadas pelas variáveis explicativas do modelo. O valor da constante não apresenta relevância estatística.

Um resultado importante encontrado foi que, no período amostral, o hiato do produto não apresenta relevância estatística nas estimativas dos modelos 1, 2 e 3. A literatura analisada apresenta ambos os resultados. Para Minela *et. al.* (2003) os resultados encontrados foram de irrelevância estatística para o *gap* do produto. Holland (2005), por sua vez, encontra valores negativos entre -0,10 e -0,36. O autor atribui os valores negativos à crise energética do período. Com resultados contrários estão Modenesi (2008), com hiato do produto igual a 0,33, Gonçalves e Fenolio (2007) variando entre 1,05 e 1,27 e, Policano (2006). Neste último, no período analisado até janeiro de 1999 a política monetária reagiu significativamente ao hiato do produto, com valores em torno de 0,8 e 1,2. Após a adoção do RMI e a inclusão da variável expectativa de inflação a tendência foi de queda chegando próximo a zero. Já para Soares e Barbosa (2006), a estimação do hiato do produto em valores absolutos variou entre 0,92 e 5,5, maior valor encontrado dentre a literatura estudada.

A expectativa de inflação não apresenta significância estatística contrariamente ao previsto na literatura (modelos 1, 2, 3 e 4). Em Minela *et. al.* (2003) as expectativas de inflação passaram da unidade. Utilizando as expectativas de inflação do mercado o valor variou entre 2,05 e 2,32. Utilizando as expectativas do Banco Central a variação foi maior, em torno de 2,71 e 5,70. Gonçalves e Fenolio (2007), Policano (2006), Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006) também corroboram com o resultado apresentado, com valores de acordo com a Tabela 1.

A respeito da taxa de câmbio na função de reação, foram obtidos resultados que mostram a falta de relevância estatística no comportamento da autoridade monetária, não sendo significativos em nenhum modelo em que está incluída. Conforme abordado em Taylor (1993), o mesmo considera que para o FED ao ajustar os juros, tanto o desvio da inflação em relação à meta e o hiato do produto revelam resposta indireta ao câmbio. Isto quer dizer que existe uma relação indireta da taxa de juros em relação ao câmbio. Contrariamente, Holland (2006) analisa a relação entre taxa de juros e os choques do câmbio, concluindo que o Brasil não está dentro do fenômeno “*fear of floating*” e, por isso, não reage a choques no câmbio através da manutenção da taxa de juros.

O critério de Akaike (AIC) foi escolhido para determinar qual modelo melhor se ajusta aos dados reais em relação aos outros modelos. Sabendo que estatísticas menores correspondem ao melhor ajuste, percebe-se que o melhor ajustamento foi dado pelo Modelo 5, também apresentando maior valor de  $R^2$ .

No intuito de agilizar a apresentação do trabalho, apenas para o Modelo 5 (melhor ajustado) foi realizado o teste de *Breusch-Godfrey* (LM) para verificação de eventual auto-correlação dos resíduos. Número de defasagens utilizadas foi igual a 2. Encontrou-se correlação residual ao nível de 10%. A Tabela 5 apresenta os valores dos coeficientes para o Modelo 05 após correção pelo método *Newey-West*.

**Tabela 5 - Função de reação para o BCB - correção de correlação residual pelo método Newey-West. Modelo 05**

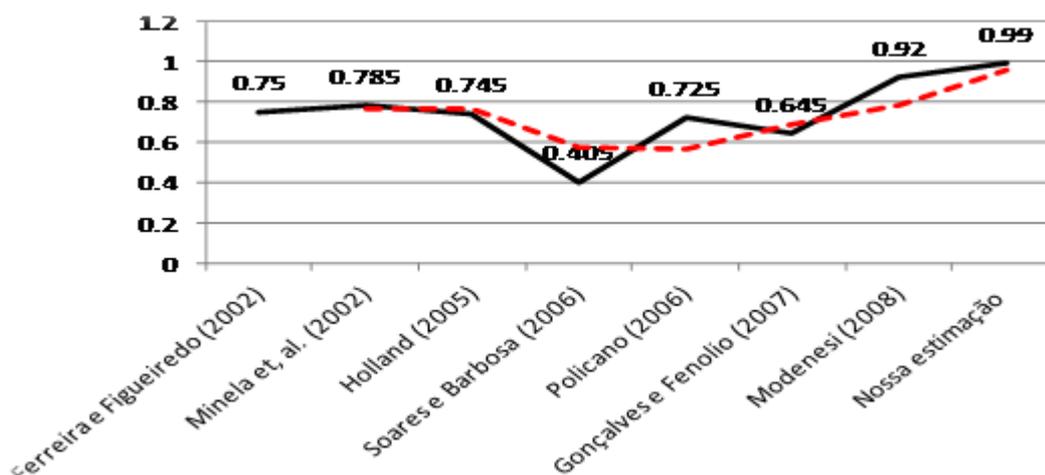
D (p (-1))	0,480379 (0,0086)
i (-1)	0,992432 (0,0000)
R <sup>2</sup>	0,984332
AIC	1,025,582

Nota: p-valor entre parênteses.

Fonte: elaboração própria.

Apenas o componente auto-regressivo e a taxa de inflação demonstraram relevância estatística sendo que esta característica segue até o Modelo 5. É possível identificar nos resultados a inércia da taxa de juros, ou seja, o componente auto-regressivo é o que apresenta maior impacto na determinação da taxa de juros Selic para o período amostral adotado neste trabalho, superior a 0,99 em todos os modelos, sugerindo que o Banco Central Brasileiro ajusta a taxa de juros com elevado gradualismo. Resultado semelhante a todos os trabalhos apresentados na revisão da literatura empírica para o país. O autor que apresenta valor próximo ao encontrado aqui é Modenesi (2008), com componente auto-regressivo igual a 0,92. Este resultado, segundo Moreira e Monte (2012), “corroborar a tese de que a suavização (*smoothing*) dos ajustes da taxa de juros, por parte dos bancos centrais, pode ser vista como um fato estilizado nas economias modernas”. Pode-se também sugerir que no período mais recente o BCB estaria aumentando o grau de inércia, visto que Modenesi (2008) trabalha com uma amostra defasada em relação à deste trabalho. De fato, comparando nossas estimações com as encontradas para o grau de inércia em todos os trabalhos coletados para o Brasil, verifica-se uma tendência de elevação do gradualismo da política monetária brasileira ao longo do tempo. Esta tendência pode ser visualizada no Gráfico 1.

*inércia da política monetária brasileira*



**Gráfico 1 – Estimação para o grau de inércia da política monetária brasileira pelos trabalhos da revisão de literatura empírica. Linha tracejada = média móvel.**

Nota: os valores para Minela et. al. (2002), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Policano (2006) e Gonçalves e Fenólio (2007) foram calculados como a média entre as respectivas estimações. Fonte: Elaboração própria.

Em relação à taxa de inflação, esta possui relevância estatística e apresenta uma relação direta com a taxa de juros. Para a estimativa relacionada à inflação, foi obtido sinal positivo com magnitude aproximadamente igual a 0,43 no Modelo 1 e após ajustes da estimação o mesmo apresentou uma magnitude aproximadamente igual a 0,48 no Modelo 5. Modenesi (2008) e Ferreira e Figueiredo (2002) corroboram com o resultado, porém, apresentam valores estimados bem superiores a esta estimativa, 0,92 e 1,1, respectivamente. Policano (2006) apresentam valores próximos ao estimado: até janeiro de 1999 os valores oscilaram entre 0,4 e 0,6, e com o RMI esse valor teve uma queda para 0,2.

Provavelmente, no período mais recente, na medida em que o BCB estaria se tornando mais gradualista, o peso da taxa de inflação na determinação da taxa Selic estaria diminuindo. Por outro lado, este excessivo gradualismo da política monetária no Brasil recente poderia ser seguido de uma perda de eficiência do RMI, visto que os ajustes da taxa Selic apresentariam magnitudes inferiores às consistentes com a convergência da inflação para a meta anunciada. Ou seja, embora o gradualismo seja um fato estilizado e uma estratégia para lidar com a incerteza, seu excesso poderia minar a eficiência da Regra de Taylor.

## Últimas considerações

O objetivo deste trabalho foi demonstrar empiricamente uma função de reação que representasse o comportamento do BCB acerca da política monetária para o período amostral de janeiro de 2005 a julho de 2012. Para tal, aspectos teóricos a respeito do novo consenso macroeconômico, tomando como ponto de partida a chamada Regra de Taylor, foram considerados como os fundamentos responsáveis pela habilitação da política monetária no Brasil pós RMI.

Pela teoria, espera-se que o desvio da inflação e do hiato do produto sejam significantes face à condução da política monetária através da taxa de juros. Com o passar dos anos, diversos autores desenvolveram novos trabalhos inserindo outras variáveis em suas funções. Um fato estilizado na economia é o comportamento gradual que segue a reação do BCB. Outro aspecto é a postura *forwardlooking* e inclusão da expectativa de inflação na função de reação após adoção do RMI. Isto implica uma tentativa de avançar no estudo aproximando-se de reações capazes de representar mais detalhadamente a forma como é conduzida a política monetária em vários períodos analisados.

Na linha de modelos mais recentes, este trabalho empírico de caráter *forwardlooking* considerou as variáveis expectativas de inflação e um componente auto-regressivo. Foram estimadas 05 funções de reação com objetivo de melhor representar o comportamento do BCB para o período amostral. Em todas as 05 estimativas a constante (modelo 1) e as variáveis taxa de câmbio (modelos 1 e 2), hiato do produto (modelos 1, 2 e 3) e o desvio da expectativa de inflação (modelos 1, 2, 3 e 4) não foram significativos. Utilizando o coeficiente de determinação ajustado e o critério de Akaike determinou-se que o modelo 5 era o melhor ajustado, composto somente pelo componente auto-regressivo e o desvio da inflação. Apenas estas duas últimas variáveis apresentaram relevância estatística nos 05 modelos.

O componente auto-regressivo, conhecido na literatura como a inércia da taxa de juros, que representa o nível de gradualismo do BCB ao determinar a taxa de juros, obteve valor do coeficiente superior a 0,99 em todas as regressões, maior valor encontrado dentre todas as referências abordadas neste trabalho. Por sua vez, para o desvio da inflação, o valor encontrado para o coeficiente variou entre 0,42 e 0,48 sendo o valor mínimo encontrado no modelo 4 e o valor máximo encontrado no modelo 5 (mais ajustado).

Em especial a partir de 2011, com a nova gestão do Banco Central do Brasil pelo presidente Alexandre Tombini, muitos analistas e economistas têm apontado

para uma aparente perda de comprometimento com a meta de inflação. Esta percepção estaria sendo justificada pelo fato de que o Banco Central não estaria ajustando a taxa Selic na medida e direção necessárias face aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta anunciada e pelo aparente aumento da inércia da política monetária nesta última gestão, se comparado com o observado sob a gestão anterior, de Henrique Meirelles. Portanto, no período mais recente, na medida em que o BCB estaria se tornando mais gradualista, o peso da taxa de inflação – e da expectativa inflacionária – na determinação da taxa Selic estaria diminuindo. Por outro lado, este excessivo gradualismo da política monetária no Brasil recente poderia ser seguido de uma perda de eficiência do RMI, visto que os ajustes da taxa Selic apresentariam magnitudes inferiores às consistentes com a convergência da inflação para a meta anunciada. Sugere-se que futuros trabalhos venham investigar retrospectivamente as *performances* comparadas do BCB ao longo de suas últimas gestões, a fim de que evidências mais robustas sobre aquela percepção sejam levantadas.

### **Referências Bibliográficas**

- BANCO CENTRAL - **Decreto nº. 3.088** de 21 de Junho de 1999. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SISMETAS>>. Acesso em 04 dez. 2012
- \_\_\_\_\_ - **Boletim anual**, 1999. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?COPOMHIST>>. Acesso em 04 dez. 2012
- BARBOSA, F. H. **A inércia da taxa de juros na política monetária**. Economia, Curitiba, v30, nº 2 (28), p 105 – 119, 2004.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. **Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory**. Quarterly Journal of Economics, vol. 115, nº 1, pp.147-180, 2000.
- FERREIRA, T. P.; FIGUEIREDO, F. M. R. **“Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil”**. Banco Central do Brasil. Trabalhos para Discussão, 59, 2002.
- GONÇALVEZ, C. E. S.; FENOLIO, F. R. **Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil**. Pesquisa e planejamento econômico, vol 37 (3), pp.465-87, 2007.
- HALDANE, A. G.; BATINI, N. **Forward-looking rules for monetary policy**. NBER Working Papers Series, n. 6543, 1998
- HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. Berkeley: University of California, 2005.

- JESUS, C. S.; CORREIA, F. M. **Velhos e novos consensos da política monetária: o que podemos dizer acerca da longevidade do regime de metas inflacionárias?** In: XIV Encontro de Economia Região Sul, 2011, Florianópolis. Anpec Sul, 2011.
- LUCAS, R. Jr. **Expectations and the Neutrality of Money**, Journal of Economic Theory, 4:103-124, April, 1972.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility**. Working Paper Series nº77, Banco Central do Brasil, 2003.
- MODENESI, A. M. **Efeito Convenção e Inércia na Taxa Selic: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007)**. In: I Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira (AKB), 2008, Campinas (SP). Anais do I Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, 2008.
- MOREIRA, R. R.; MONTE, E. Z. **Análise econômica por modelos multi e univariados: aplicação ao processo de determinação da meta de taxa básica de juros brasileira**. Pesquisa & Debate (São Paulo. 1985. Online), v. 23, p. 247-267, 2012.
- NETO, A. F. **Dez Anos de Metas para Inflação**. Brasília. 2009. Banco Central do Brasil. Disponível em: <[http://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10\\_anos\\_metas\\_inflacao\\_completo.pdf](http://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf)> Acesso em 07 fev. 2013.
- PIZA, E. C.; DIAS, J. **Novo consenso macroeconômico, risco moral e política de metas no Brasil: uma avaliação empírica**. In: “Anais do XXXIV Encontro Nacional da ANPEC”. 2006.
- POLICANO, R. M. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995 a 2005**. São Paulo: IPE/USP. (Dissertação de Mestrado). 2006.
- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. In: Encontro da Anpec, 2006.
- TAYLOR, John. Discretion Versus Policy Rules in Practice. Carnegie Rochester **Conferences Series on Public Policy** , 39, pp.195-214, 1993.
- TEIXEIRA, A. M.; MISSIO, F. J. **O Novo Consenso Macroeconômico e Alguns Insights da Crítica Heterodoxa**. Economia e Sociedade (UNICAMP. Impresso), v. 20, p. 273-297, 2011.
- VIEIRA, S. J. C. **A Inércia da Política Monetária Brasileira no Regime de Metas para Inflação**. Minas Gerais: UFV. (Dissertação). 2012.