UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

REGRA DE TAYLOR E A RESPOSTA DA TAXA DE JUROS À INFLAÇÃO
NO BRASIL

Camila Costa Magalhães

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

SÃO PAULO

2007

Prof(a). Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

CAMILA COSTA MAGALHÃES

**REGRA DE TAYLOR E A RESPOSTA DA TAXA DE JUROS À INFLAÇÃO
NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

SÃO PAULO

2007

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Magalhães, Camila Costa

Regra de Taylor e a resposta da taxa de juros à inflação no Brasil / Camila Costa Magalhães. -- São Paulo, 2007.
49 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2007
Bibliografia.

1. Política monetária 2. Taxa de juros 3. Inflação I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.46

Aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente aos meus pais, Eliane e Aylton, pelo apoio incondicional e à minha avó Neuza, minha segunda mãe, por todo o carinho.

Ao meu orientador, Márcio Nakane, por toda paciência, atenção e dedicação prestados desde a realização do projeto até a defesa da dissertação.

Aos professores Eurilton Araújo e Carlos Eduardo Soares Gonçalves, pelos comentários e sugestões para este trabalho.

Um agradecimento especial deve ser feito a todos os amigos que de alguma forma participaram desta importante etapa de crescimento tanto profissional quanto pessoal. São eles:

Fernanda Cabral, pela amizade e por ser sempre minha referência.

Priscilla Burity e Maria Araújo Parreiras, por todos os momentos compartilhados, desde a chegada à nova vida em São Paulo até as angústias com a realização da dissertação, passando por todos os estresses do primeiro semestre e do dia-a-dia de administração de um apartamento em comum. Muito obrigada por me fazerem crescer junto com vocês!

Antonio Loureiro, por toda a amizade, as conversas inteligentes e o bom gosto musical.

Fabiano Costa Coelho, por, com seu jeito pernambucano “arretado”, tornar nossa rotina em São Paulo menos acinzentada.

Marcelo Moreira, Sandro Peixoto e Rejane Araújo, por me receberem sempre de braços abertos em seus apartamentos quando precisei.

Gustavo Andrey, por ser meu amigo confidente, parceiro de estudos e de corridas matinais no Cepe-USP.

Eduardo Mendes, pela ajuda com a parte programação do Matlab.

Por fim, agradeço à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), pelo apoio institucional e financeiro.

RESUMO

A condução da política monetária vem sendo descrita pela literatura recente por meio de uma regra *forward-looking* do tipo “Taylor”. Neste contexto, o que a literatura identifica como o Princípio de Taylor indica que, para que haja uma política de controle inflacionário efetiva, o coeficiente de resposta dos juros nominais a um desvio da expectativa de inflação em relação à meta deve ser maior do que um. Deste modo, se este desvio for positivo, será provocado um aumento nos juros reais. No entanto, tomando uma Equação de Fischer também em termos expectacionais, a derivação da Regra nos leva a crer que tal princípio pode ser questionado, sendo necessário que este coeficiente supere $(1 + rr_t)$, ou seja, um mais os juros reais. Neste trabalho é estimada uma Regra de Taylor para o caso brasileiro, país com elevadas taxas de juros reais, buscando comparar o valor deste coeficiente ao valor de $(1 + rr_t)$. O método consiste em um *Time-Varying Parameter* (TVP), onde os parâmetros seguem passeios aleatórios. São utilizadas diversas combinações de dados. Os resultados mostraram uma política bastante agressiva por parte do Banco Central brasileiro em todos os períodos de análise.

ABSTRACT

The conduction of monetary policy is being described by recent literature through a forward-looking Taylor rule. In this context, what literature identifies as the Taylor Principle indicates that, for an efficient policy of inflation control, the coefficient of the response of nominal interest rates from the deviation of the inflation expectations in relation to the target should be more than one. If this deviation is positive, it will cause an increase in real interest rates. However, the derivation of the rule shows that this principle can be questioned, and the coefficient must be more than $(1 + rr_t)$, one plus the real interest rate. In this work we estimate a Taylor rule for Brazil, country with high real interest rates, trying to compare the coefficient value to $(1 + rr_t)$. The method consists in a Time-Varying Parameter (TVP), where the parameters follow a random walk process. Varied data combinations are used. The results show a very aggressive policy by the Central Bank in all periods of analysis.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	3
2	FUNDAMENTOS TEÓRICOS	5
2.1	A Regra de Taylor.....	6
2.2	Versão <i>forward-looking</i>	6
2.3	Regra de Taylor em uma economia aberta.....	10
2.4	O coeficiente β e o Princípio de Taylor.....	12
3	LITERATURA EMPÍRICA	14
3.1	O caso norte-americano.....	14
3.2	Literatura Empírica para o Brasil	16
4	METODOLOGIA E DADOS	20
4.1	Modelo	20
4.2	Dados utilizados.....	20
5	RESULTADOS	25
5.1	Curto Prazo	25
5.2	Respostas de Longo Prazo	36
6	CONCLUSÕES	37
	REFERÊNCIAS	39
	APÊNDICE A	43
	APÊNDICE B.....	44
	APÊNDICE C.....	45

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Juros Nominais.....	22
Gráfico 2 – Desvios das expectativas de inflação à meta.....	23
Gráfico 3 – Previsões para o hiato de produto três e quatro trimestres a frente.....	23
Gráfico 4 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral).....	27
Gráfico 5 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média dos dias que antecedem Copom no trimestre).....	27
Gráfico 6 – Média da Selic após reuniões do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral).....	28
Gráfico 7 – Média da Selic após reuniões do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média dos dias que antecedem Copom no trimestre).....	29
Gráfico 8 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (dia que antecede último Copom no trimestre).....	31
Gráfico 9 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa <i>Relatório de Inflação</i> (cenário de referência).....	31
Gráfico 10 – Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (dia que antecede primeiro Copom no trimestre).....	33
Gráfico 11 – Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa <i>Relatório de Inflação</i> (cenário de referência).....	33
Gráfico 12 – Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa <i>Relatório de Inflação</i> (cenário de mercado).....	34

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Modelos e resultados.....	35
--------------------------------------	----

1 INTRODUÇÃO

A literatura econômica tem descrito o comportamento da autoridade monetária de acordo com uma regra de juros do tipo “Taylor”. Trabalhos mais recentes, como o de Clarida, Gali, Gertler (2000), vêm tratando a questão por meio de uma versão *forward-looking* de tal regra, onde a taxa de juros responde às variações nas projeções de inflação e produto em relação a seus valores de equilíbrio. Tal especificação possui algumas vantagens em relação à versão *backward-looking* originalmente proposta em Taylor (1993), como um mais fácil monitoramento e uma maior clareza nos objetivos e metas do Banco Central (vide Svensson (1996)).

Enquanto alguns destes estudos assumem parâmetros fixos (Clarida et al., 2000), outros atentam para a necessidade desses parâmetros variarem no tempo, de forma a obterem estimativas mais precisas (Cogley e Sargent, 2001; Boivin, 2005). Em especial, o estudo de Boivin (2005) reconhece a presença de heterocedasticidade nos dados, permitindo que a variância dos choques de política não se mantenha constante.

Neste contexto, o que a literatura identifica como o Princípio de Taylor indica que, para que a política do controle inflacionário seja efetiva, o coeficiente de resposta dos juros nominais a um desvio da expectativa de inflação em $t+k$ em relação à meta deve ser maior do que um. A idéia por trás deste princípio é de que seja provocado um aumento dos juros reais quando tal desvio for positivo e uma redução do mesmo quando o desvio for negativo. Entretanto, tomando uma Equação de Fischer também em termos expectationais, a derivação da Regra nos leva a crer que tal princípio pode ser questionado.

De acordo com a hipótese do presente estudo, para que se tenha uma política monetária estabilizadora, o coeficiente de resposta dos juros a um aumento no desvio da inflação deve ser maior do que o que é comumente indicado pela literatura. Mais especificamente, ele deve superar $(1 + rr_t)$, ou seja, um mais os juros reais. Deste modo, o objetivo do presente trabalho será investigar a eficiência da política adotada pelo Banco Central contrastando este coeficiente a $(1 + rr_t)$, e não à unidade, como é tradicionalmente feito.

Este resultado assume relevância apenas em países que possuem uma taxa real de juros consideravelmente superior a zero. Por esta razão, a análise do trabalho se concentra apenas no Brasil, país com taxas de juros reais suficientemente elevadas.

Os trabalhos que estimam uma regra de Taylor para o caso brasileiro o fazem, em sua maioria, utilizando parâmetros fixos e diferindo basicamente de acordo com o método de estimação empregado e com o período de análise. Policano (2006) é um dos poucos trabalhos para o caso brasileiro que utilizam parâmetros variando no tempo. No geral, as estimações para períodos anteriores à adoção do regime de metas utilizam dados de inflação passada ou corrente, enquanto que estimações para o período posterior assumem versões *forward-looking* da regra. A maior parte dos trabalhos para o período pós-99 aponta coeficientes estatisticamente significativos e superando a unidade para o caso do desvio da inflação à meta e não significativos para o hiato do produto e para o componente cambial (Favero e Giavazzi, 2002; Minella et al., 2003). Resultados interessantes ainda são encontrados por Silva e Portugal (2002) que encontram um menor peso dado à inflação após a adoção do regime de metas e Salgado, Garcia e Medeiros (2005) que defendem uma dinâmica diferente de juros para períodos de crise, quando estes passam a ser mais sensíveis às variações de reservas cambiais.

A fim de verificar os diferentes padrões de comportamento da autoridade monetária, o presente estudo utiliza o método *Time-Varying Parameter* (TVP), onde assume-se que os parâmetros seguem passeios aleatórios. Buscando fornecer robustez aos resultados, foram estimados diversos modelos, variando de acordo com os dados utilizados.

O trabalho está dividido em seis capítulos. No Capítulo 2 é feita uma fundamentação teórica, onde são apresentadas especificações para a regra desde a originalmente proposta até a mais atual, *forward-looking* e com parâmetros variando no tempo. Na última seção deste capítulo encontra-se o ponto principal do estudo, onde o Princípio de Taylor é questionado através da derivação da regra. No Capítulo 3 é feita uma revisão empírica, incluindo os trabalhos realizados para os casos brasileiro e norte-americano. Já no Capítulo 4 são apresentados os dados e o modelo utilizados. Os resultados, por sua vez, são reportados no Capítulo 5. No sexto capítulo o trabalho é concluído.

2 FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Em regimes de câmbio flexível, a determinação de uma meta de inflação faz-se necessária uma vez que esta passa a representar o papel de âncora nominal para os preços domésticos. Isto não significa, entretanto, que esta deva ser anunciada explicitamente, mas sua obtenção deve ser buscada, em última instância, pelos formuladores de política. Neste contexto, é importante que sejam explicitados os procedimentos que serão adotados para que a meta seja alcançada, e este seria o papel das regras de política monetária.

Tais regras podem abranger diversas políticas e instrumentos, destacando-se agregados monetários, taxa de juros e taxa de câmbio. A maior parte dos estudos na área aponta para a escolha da taxa de juros, embora não descarte a possibilidade de uso de agregados monetários. Poole (1970) destaca que, havendo dificuldades na determinação da taxa de juros real de equilíbrio ou grandes choques sobre o investimento ou sobre as exportações, é preferível a adoção de agregados monetários como instrumento. Por outro lado, se os choques na velocidade da moeda são relevantes, então a taxa de juros é o melhor instrumento.

Ball (1998) discute a questão no contexto de uma economia aberta, argumentando que, neste caso, o instrumento de política deva ser uma combinação linear entre taxas de juros e de câmbio. A idéia por trás deste argumento é a de que tal combinação seria capaz de captar os dois canais pelos quais a política monetária afeta a inflação: através do nível de atividade econômica e do repasse cambial aos preços.

De fato, a maioria dos países que vem adotando um regime de metas de inflação ao longo das duas últimas décadas tem demonstrado preferência por uma regra de juros. Entretanto, há argumentos contra a adoção desta regra para o caso de países emergentes: numa situação de inflação alta, torna-se difícil mensurar a taxa real de juros, de modo que o prêmio de risco torna-se alto e variável. Além disto, em uma economia emergente com alto grau de crescimento, há incertezas quanto à taxa real de juros de equilíbrio, o que pode levar a erros de política (vide Taylor (2000)).

2.1 A Regra de Taylor

Taylor (1993), em um artigo seminal, propôs uma regra de juros para a economia norte-americana da seguinte forma:

$$r = p + .5y + .5(p - 2) + 2$$

onde r é a meta do FED para a taxa dos *fed funds*, p é a taxa de inflação medida nos últimos quatro trimestres e y corresponde ao desvio percentual do produto real em relação à meta. Embora Taylor não tenha de fato estimado esta regra, ela ganhou destaque especial por possuir um desempenho considerável na descrição dos dados norte-americanos nas décadas de 80 e 90, dando a entender que o FED adotava à época, ainda que implicitamente, uma regra de juros. Deste modo, à luz da bem sucedida experiência norte-americana, ele sugeria um aperfeiçoamento do padrão de comportamento das autoridades frente à condução da política monetária.

2.2 Versão *forward-looking*

No espírito da regra proposta por Taylor, Clarida, Gali, Gertler (2000) formularam um modelo *forward looking* assumindo que o Banco Central responde de maneira sistemática a desvios da inflação e produto em relação às respectivas metas fixadas. Tomando r_t^* como a meta para taxa de juros no tempo, uma especificação linear para a Regra de Taylor seria:

$$r_t^* = r^* + \beta(E_t[\pi_{t,k} / I_t] - \pi^*) + \gamma E_t[(x_{t,q}) / I_t] \quad (1)$$

onde $x_{t,q}$ é uma medida do hiato médio do produto entre os períodos t e $t+q$, com o hiato sendo definido como o desvio percentual entre o produto potencial e o produto corrente. Por sua vez, $\pi_{t,k}$ denota a variação percentual nos preços entre t e $t+k$ e π^* é a meta para a inflação. O r^* é, por construção, a taxa de juros nominal desejada quando tanto a inflação quanto o produto são iguais às respectivas metas. Já E corresponde ao

operador expectacional e, finalmente, I_t é o conjunto de informação disponível ao Banco Central no momento em que a taxa de juros é definida.

Além de adotarem como principal instrumento de política os juros nominais de curto prazo, o modelo de Clarida et al. (2000) ainda supõe a existência de rigidez nominal de preços e salários, de modo que a política monetária seja capaz de afetar variáveis reais mesmo no curto prazo. Cabe destacar ainda que, diferentemente da regra *backward-looking* proposta em Taylor (1993), a autoridade monetária responde a projeções de inflação e produto. Entretanto, se valores passados da taxa de inflação ou mesmo combinações lineares de valores passados de inflação e produto forem suficientes para gerar previsões da taxa de inflação futura, então esta especificação colapsa na Regra de Taylor original.

Nesta especificação, as projeções passam a atuar como uma meta intermediária na condução da política monetária. Svensson (1996) destaca as vantagens deste tipo de especificação, afirmando que a adoção desta meta intermediária contorna os problemas de monitoramento e de implementação comumente observados em regimes de metas de inflação. Além de ser mais facilmente observada tanto pelos agentes quanto pela autoridade monetária, a previsão possui uma menor variância, é mais controlável e é a variável mais correlacionada com a meta em si – condições necessárias para a constituição de uma meta intermediária adequada.

Ainda pode-se destacar outras vantagens deste modelo. Primeiramente, ao incorporar explicitamente a inflação esperada na função de reação, torna-se mais fácil distinguir os objetivos e as metas do Banco Central. Em segundo lugar, o Banco Central faz uso de um conjunto informacional mais amplo ao formar previsões.

Já uma crítica a especificações desta natureza decorre da implicação de que o Banco Central possui total controle sobre a determinação do nível de juros na economia, além de que não capta a tendência de suavização das taxas das autoridades monetárias. Segundo Woodford (2001), uma vez que os efeitos da política monetária dependem das expectativas por parte do setor privado, seria ótima a inclusão de um componente de suavização, uma vez que, tornando a meta para a taxa de juros “*history-dependent*”, seria permitido certo grau de antecipação por parte desses agentes sobre a política a ser

adotada. Com isso, o Banco Central poderia alcançar a meta desejada de forma mais eficiente.

Sack e Wieland (1999) também defendem a inclusão do componente de suavização, mesmo em situações onde o Banco Central não tem uma preocupação explícita quanto à volatilidade da taxa de juros. Eles destacam três características do ambiente macroeconômico que tornariam ótimo tal comportamento por parte da autoridade monetária: visão *forward-looking* dos agentes do mercado; erros de medida associados a variáveis macroeconômicas; e presença de incerteza acerca de parâmetros estruturais relevantes.

Deste modo, é plausível supor que a autoridade monetária leve em conta a taxa de juros passada para a implementação da taxa de juros corrente, levando-nos a admitir a seguinte especificação:

$$r_t = \rho(L)r_{t-1} + (1 - \rho)r_t^* + v_t \quad (2)$$

onde r^* é *target* para a taxa de juros, $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_n L^{n-1}$ é um polinômio de defasagens e v_t é um choque exógeno iid. Ou seja, reescrevendo em apenas uma equação, a Regra de Taylor decompõe-se em dois termos, o primeiro revelando a aversão do Banco Central por mudanças bruscas e a segunda, sua verdadeira meta.

Combinando as equações (1) e (2), é possível encontrar uma especificação compatível com os dados disponíveis. Assim, a Regra de Taylor a ser estimada fica:

$$r_t = (1 - \rho)[rr^* - (\beta - 1)\pi^* + \beta\pi_{t,k} + \gamma\pi_{t,q}] + \rho(L)r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde $rr^* \equiv r^* - \pi^*$, isto é, igual a taxa real de equilíbrio de longo prazo¹, e

¹ Embora Clarida et al (2000) considerem esta taxa constante e determinada por fatores não-monetários ao longo do tempo, eles afirmam que podem haver mudanças na trajetória da mesma. Desta forma, eles assumem que ela varia apenas entre os subperíodos analisados.

$$\varepsilon_t = -(1-\rho)\left\{\beta\left(\pi_{t,k} - E_t\left(\pi_{t,k} / I_t\right)\right) + \gamma\left(x_{t,q} - E_t\left(x_{t,q} / I_t\right)\right)\right\} \quad (4)$$

Nota-se imediatamente que o termo de perturbação estocástica ε_t definido acima é uma combinação linear dos erros de previsão da autoridade monetária, logo, é ortogonal a toda variável que pertença ao conjunto de informação I_t . Seja h_t uma variável pertencente ao conjunto de informação do Banco Central no momento t , logo, temos a seguinte condição de ortogonalidade:

$$E\{\varepsilon_t h_t\} = 0$$

Esta condição permite a estimação do vetor de parâmetros $\pi^*, \beta, \gamma, \rho$ utilizando o *Generalized Method of Moments*, com uma matriz de ponderação ótima que considere uma possível correlação em $\{\varepsilon_t\}^2$.

Já a especificação adotada por Boivin (2005) para a Regra permite que os coeficientes variem no tempo. De acordo com esta, a Regra de Taylor assume a seguinte forma:

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha_t + \beta_t \pi_{t+h_\pi/t} + \gamma_t x_{t+h_x/t} + \rho_t(L)R_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \Phi_t' Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Onde R_t é a taxa de juros nominal de curto prazo, $\pi_{t+h_\pi/t}$ e $x_{t+h_x/t}$ são as expectativas do Fed quanto à taxa de inflação e alguma proxy do hiato do produto para os horizontes h_π e h_x , respectivamente. Já Φ_t corresponde ao vetor de parâmetros e Z_t ao de regressores. Cabe notar que todos os coeficientes possuem a letra t subscrita para indicar que são variantes no tempo. A fim de modelar como se dá esta variação, o autor assume que os parâmetros seguem passeios aleatórios:

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + \omega_t \quad E[\omega_t] = 0 \quad (6)$$

² Para tal, utiliza-se o estimador da matriz de variância-covariância proposto por Newey e West. Para detalhes, vide Favero (2001).

2.3 Regra de Taylor em uma economia aberta

Numa economia aberta em regime de metas de inflação e câmbio flexível, uma questão a ser colocada é: qual o papel da taxa de câmbio na regra de política monetária? Isto é, como os instrumentos de política monetária devem reagir frente a variações na taxa de câmbio?

A maior parte dos estudos empíricos responde a esta questão através da inclusão direta da taxa de câmbio na função de reação do Banco Central:

$$r_t = \beta\pi_t + \gamma_t + \alpha_0 e_t + \alpha_1 e_{t-1} \quad (7)$$

Onde r_t representa a taxa de juros nominal, π_t a taxa de inflação e y_t o desvio do produto real em relação ao potencial. Já e_t corresponde à taxa real de câmbio, cabendo ressaltar que uma apreciação cambial representa um aumento de e_t . É importante observar que não há um termo de intercepto na equação, de modo que a meta de inflação é zero e tanto a taxa de juros quanto a taxa de câmbio são medidas relativamente a seus valores estacionários de longo prazo.

A principal divergência entre os autores reside no valor indicado para os parâmetros α_0 e α_1 . Para Obstfeld e Rogoff (1995), enquanto α_0 deve ser menor do que zero, α_1 deve ser igual a zero, de modo que o Banco Central responde apenas contemporaneamente a aumentos/reduções bruscas da taxa de câmbio relaxando/apertando a política monetária. Uma outra interpretação destes autores seria $\alpha_0 < 0$ e $\alpha_1 = -\alpha_0$, onde há uma reação frente a uma variação na taxa de câmbio.

Já Ball (1998) destaca que, com a inclusão do câmbio, a política monetária (em t) afeta a inflação por dois canais: por um lado impacta no nível de atividade econômica em $t+1$ e, por consequência, na inflação em $t+2$ e, por outro lado, através da variação cambial, que, por responder quase que imediatamente aos juros, afeta a inflação com apenas uma defasagem de diferença. Para ele, os valores que otimizam a função tal qual (5) são $\alpha_0 = -0,37$ e $\alpha_1 = 0,17$. Enquanto o coeficiente negativo α_0 tem o objetivo de estabilizar

a economia frente a variações cambiais, α_1 visa fazer com que este mecanismo de estabilização não gere um descontrole (ou um aperto excessivo) no processo inflacionário, revertendo-o no período seguinte.

Entretanto, a análise de Ball (1998) indica um resultado insatisfatório em termos de redução da variância da inflação com a inclusão do componente cambial na função de reação do Banco Central. Resultado semelhante é encontrado em Svensson (2000)³. Este último utiliza uma versão *forward-looking* da regra e chega a $\alpha_0 = -0,45$ e $\alpha_1 = 0,45$.

Taylor (2001) propõe uma explicação para tais resultados insatisfatórios argumentando que, mesmo que os parâmetros α_0 e α_1 sejam iguais a zero, o câmbio ainda impõe um efeito indireto sobre a taxa de juros. Isto é, supondo haver uma apreciação cambial, serão gerados dois efeitos: (i) redução do produto real; (ii) redução da inflação devido à queda nos preços dos bens importados e ainda devido à queda do produto. Estes efeitos da variação cambial vão ocorrer com alguma defasagem devido à inércia presente nos mecanismos de transmissão monetária e vão gerar uma redução também nas expectativas sobre a taxa de juros de curto prazo. Com expectativas racionais por parte dos agentes e uma regra tal qual (5), haverá, por consequência, uma diminuição da taxa de juros de longo prazo hoje. Este efeito será ainda maior se a regra for baseada em previsões de inflação e produtos futuros. Os resultados da inclusão do câmbio diretamente na função de reação do Banco Central serão, portanto, pequenos, uma vez que a reação à variação cambial já se encontra presente indiretamente na regra.

Em segundo lugar, conforme destacam Obstfeld e Rogoff (1995), há variações cambiais que refletem mudanças na produtividade e não devem ser alteradas. As consequências de mudanças cambiais são pequenas frente ao custo de revertê-las. Portanto, nesta relação indireta, flutuações cambiais temporárias não produzem muito efeito sobre as expectativas de inflação e, portanto, sobre a taxa de juros. Se a relação fosse direta, haveria uma grande variação nos juros que poderia ser prejudicial.

³ De acordo com Ball (1998), mantendo o hiato do produto constante (1,4%), a regra de juros com o componente cambial reduz o desvio da inflação à meta de 2,0% para 1,9% se comparado com a função que responde apenas ao hiato do produto e ao desvio da inflação. Já Svensson (2000) encontra uma redução de 2,1% para 1,8% no desvio da inflação, havendo, entretanto, um aumento na variância do produto de 0,1 pp.

2.4 O coeficiente β e o Princípio de Taylor

O que na literatura conhece-se como o Princípio de Taylor implica que, em funções de reação do Banco Central conforme descritas em (1) e em (5), o coeficiente de resposta dos juros nominais a um desvio da expectativa de inflação em $t+k$ em relação à meta deve ser maior do que um, de modo que, quando tal desvio for positivo, seja provocado também um aumento dos juros reais. Isto é, uma vez que taxas reais de juros em baixos patamares têm como consequência um estímulo à atividade econômica e, por conseguinte, à inflação, uma regra de juros caracterizada por $\beta > 1$ tende a ser estabilizadora, enquanto que uma regra com $\beta \leq 1$ tende a desestabilizar ou, no mínimo, acomodar possíveis choques que ocorram na economia.

Entretanto, considere a Equação de Fischer da forma:

$$(1 + rr_t) = \frac{(1 + r_t)}{(1 + E_t \pi_{t,k})} \quad (8)$$

Onde rr_t corresponde à taxa de juros real em t , r_t à taxa de juros nominal e $E_t \pi_{t,k}$ a taxa de inflação esperada no período entre t e $t+k$.

Para que o Princípio de Taylor seja observado, é necessário que $\frac{\partial rr_t}{\partial E_t \pi_{t,k}}$ seja maior do que zero. Desta forma, de (8), tem-se:

$$\frac{\partial rr_t}{\partial E_t \pi_{t,k}} = \frac{(1 + E_t \pi_{t,k}) \frac{\partial (1 + r_t)}{\partial E_t \pi_{t,k}} - (1 + r_t)}{(1 + E_t \pi_{t,k})^2} > 0$$

Retomando a função de reação conforme descrita em (10), sabe-se que $\frac{\partial (1 + r_t)}{\partial E_t \pi_{t,k}}$

é igual a β . Portanto:

$$\begin{aligned}
\frac{\beta(1 + E_t \pi_{t,k}) - (1 + r_t)}{(1 + E_t \pi_{t,k})^2} &> 0 \\
\beta &> \frac{(1 + r_t)}{(1 + E_t \pi_{t,k})} \\
\beta &> (1 + rr_t)
\end{aligned} \tag{9}$$

Desta forma, o resultado em (9) mostra que o coeficiente β de resposta dos juros nominais ao hiato inflacionário deve ser maior do que $(1 + rr_t)$, ou seja, maior do que um mais a taxa de juros reais - e não apenas maior do que a unidade, conforme indica o Princípio de Taylor. Assim, para que se tenha uma política monetária estabilizadora, o coeficiente β deve ser maior do que o que é comumente indicado pela literatura econômica⁴.

A análise da eficiência da política monetária ganha, portanto, uma nova dimensão. De acordo com este resultado, se o coeficiente β é maior do que um, mas menor do que $(1 + rr_t)$, a política pode não ser suficientemente ativa para que haja um controle da inflação. Portanto, o objetivo do presente estudo será investigar a eficiência da política adotada pelo Banco Central comparando o coeficiente β ao valor $(1 + rr_t)$.

Cabe ressaltar que esta diferença se torna relevante apenas em países que possuem uma taxa real de juros consideravelmente superior a zero. Em economias que possuem juros reais praticamente nulos, o Princípio de Taylor se mantém válido. Por esta razão, a análise do trabalho será concentrada apenas em países com taxas de juros reais consideravelmente elevadas – como é o caso do Brasil.

⁴ Para o caso de longo prazo, tal qual a especificação de Clarida, Gali e Gertler (2000) em (3), tem-se que $\frac{\partial(1 + r_t)}{\partial E_t \pi_{t+k}} = \frac{\beta}{1 - \rho}$, de modo que a razão $\frac{\beta}{1 - \rho}$ é que deve ser superior à $(1 + rr_t)$.

3 LITERATURA EMPÍRICA

Muitos são os trabalhos que buscam estimar uma função de reação da autoridade monetária, em especial para o caso norte-americano. De forma geral, estes trabalhos assumem um comportamento *forward-looking*, incluindo a expectativa de inflação na função. Alguns assumem parâmetros fixos (Clarida et al., 2000), enquanto que outros atentam para a necessidade desses parâmetros variarem no tempo, de forma a obterem estimativas mais precisas (Cogley e Sargent, 2001; Boivin, 2005).

3.1 O caso norte-americano

Buscando explicar a mudança na trajetória econômica experimentada pelos Estados Unidos a partir de 1979⁵, Clarida, Gali e Gertler (2000) formulam uma regra de juros tal qual (3) para os períodos pré e pós-Volcker⁶. A principal diferença encontrada pelos autores entre estes períodos envolve o coeficiente de resposta da taxa de juros à taxa de inflação: segundo eles, o Federal Reserve norte-americano teria adotado uma resposta acomodativa (β menor do que 1) antes de 1979 e agressiva (β superior a 1) a partir de então.

Alguns autores questionam a metodologia de Clarida et al. (2000) principalmente quanto à estimação de parâmetros fixos. Desta forma, Cogley e Sargent (2001) e Boivin (2005) apresentam um modelo VAR com parâmetros variantes no tempo a fim de descreverem a evolução do movimento inflacionário. Cogley e Sargent (2001) usam, para tanto, o método Bayesiano que trata os coeficientes como variáveis que seguem um passeio aleatório. Trabalham com um VAR(2) para inflação, desemprego e taxa real de juros ex-post a partir de uma amostra de dados trimestrais sazonalmente ajustados de 1948 a 2000.

Os resultados alcançados são compatíveis com os de Clarida et al., sendo, entretanto, mais consistentes por apresentarem uma dinâmica da resposta de juros à inflação. De acordo com estes, o ativismo da política monetária teve um queda a partir dos anos 60,

⁵ Em 1979, a inflação média nos Estados Unidos era de 11,25% e apresentava trajetória ascendente. Apenas três anos depois, havia caído para cerca de 4%.

⁶ Paul A. Volcker assumiu a presidência do Federal Reserve em agosto de 1979.

e, nos anos 70, esta se tornou passiva, permitindo uma queda nos juros reais em momentos de aumento da inflação. A partir da década de 80, foi retomado o ativismo da política, em maior intensidade na gestão de Volcker e em menor na primeira metade da de Greenspan. Já a partir da segunda metade, ela se torna ainda mais agressiva, apresentando um pico no final dos anos 90.

Sims (2001) e Stock (2001) criticam o estudo de Cogley e Sargent (2001) por apresentar resultados “contaminados” pela presença de heterocedasticidade. Desta forma, Boivin (2005) também realiza uma análise a partir de um modelo *forward-looking* de parâmetros variáveis, onde é reconhecida a presença de heterocedasticidade, permitindo que a variância dos choques de política não se mantenha constante no tempo.

O modelo utilizado também consiste em um TVP (*Time-Varying Parameter*). Tal modelo apresenta resultados mais satisfatórios do que a estimação em um modelo de múltiplas quebras, pois, segundo Boivin, este último requer que todos os parâmetros variem ao mesmo tempo, havendo estimações para antes e depois da quebra. Além disto, seria necessária a determinação da data desta quebra, o que é alvo de incerteza na maior parte dos trabalhos.

De acordo com o TVP, os parâmetros seguem passeios aleatórios:

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + \omega_t \quad E(\omega_t) = 0$$

Onde os estimadores de Φ_t aplicam pesos decrescentes em observações mais distantes de t , produzindo uma suavização na estimação dos momentos onde há uma quebra estrutural.

O ponto de destaque do trabalho de Boivin consiste na estimação da variância de $\{\omega_t\}$ de modo que esta não seja “contaminada” pela presença de heterocedasticidade nos choques de política. Para tanto, reescreve o modelo na forma:

$$\Delta\Phi_t = \omega_t = \tau v_t$$

Onde v_t é não correlacionado com o choque de política ε_t e possui média zero. Já τ fornece a magnitude da variância dos parâmetros.

Para garantir que esta variância não seja influenciada pela presença de heterocedasticidade nos choques de política, é implementada uma versão robusta para heterocedasticidade para esta estimação. A matriz $\{\Phi_t\}$ é obtida através da utilização do Filtro de Kalman que, por sua vez, permite mudanças na variância dos choques de política.

Outro ponto alvo de crítica no trabalho de Clarida, Gali e Gertler (2000) é levantado por Orphanides (2001) e consiste na utilização de dados *ex post* na estimação da função de reação do Banco Central. Por não estarem disponíveis aos formuladores de política no momento de tomada de decisões, a utilização destes dados pode levar a estimativas distorcidas. Boivin (2005) incorpora esta crítica e utiliza séries de previsões de inflação publicadas no *Greenbook* norte-americano. Já para o hiato de inflação, é utilizada como proxy a diferença entre a taxa natural de desemprego e a taxa de desemprego prevista.

Os resultados de Boivin (2005) de fato apontam para uma resposta à inflação mais fraca na segunda metade da década de 70, entretanto não se verifica uma quebra em 1979. A transição a partir da posse de Volcker apresenta mudanças mais significativas entre 1980 e 1982. Além disto, tais mudanças não se mostram unidirecionais, tampouco são sincronizadas entre os parâmetros.

3.2 Literatura Empírica para o Brasil

Levando em conta a adoção do regime de metas de inflação, em junho de 1999, alguns trabalhos recentes buscaram explicar a dinâmica da política monetária no Brasil, diferindo basicamente de acordo com o período de análise e com o método de estimação empregado. No regime de metas, a autoridade monetária visa sempre a convergência da inflação futura à meta. Por isso, no geral, os trabalhos para este período adotam uma regra de Taylor *forward-looking*, onde a expectativa de inflação atua como *proxy* para a

inflação futura. Outros estudos ainda incluem a variação cambial na regra, embora, na maioria dos casos, tal coeficiente não se mostre significativo⁷.

Favero e Giavazzi (2002) utilizam dados mensais e diários de fevereiro de 1999 a março de 2002 para estimar uma função de reação do Banco Central relacionando juros à sua defasagem, ao desvio da expectativa de inflação à meta, ao hiato de produto e à variação cambial. Os coeficientes destes dois últimos componentes não se mostram significantes e o coeficiente β do desvio da expectativa de inflação à meta obtido é igual a 1,78 para o caso mensal e 1,94 para o diário, o que representa uma política não-acomodativa por parte da autoridade monetária. Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) também estimam tal regra utilizando dados mensais de janeiro de 2000 a dezembro de 2002. Os resultados encontrados vão de acordo com os obtidos por Favero e Giavazzi (2002), com hiato de produto e variação cambial apresentando coeficientes não significativos e β maior do que um. No entanto, os valores encontrados para β são bastante superiores: 3,54 para o caso onde as expectativas de inflação são formadas com base em juros constantes e 2,59 onde estas são formadas pelas expectativas do próprio mercado. Destaca-se ainda um grande persistência da taxa de juros, isto é, um alto coeficiente de suavização na função de reação da autoridade monetária.

Outros estudos buscaram analisar a efetividade da política monetária no Brasil em diferentes períodos. Silva e Portugal (2002) dividem a amostra em dois períodos: de janeiro de 1995 a junho de 1999 e de julho de 1999 a dezembro de 2001. Utilizam ainda duas abordagens diferentes: regra de Taylor e modelos VAR e, na especificação, incluem a taxa de desemprego como proxy para a atividade econômica e uma série de expectativas de inflação gerada a partir de um modelo AR(1). Como resultado, encontram um menor peso dado à inflação após a implementação do regime de metas e concluem que a adoção do regime não representou uma maior preocupação com a inflação em detrimento do lado real da economia. Isto é, a experiência brasileira seria vista mais como um caso de construção de credibilidade do que de conservadorismo por parte do Banco Central.

⁷ A partir da implementação do câmbio flutuante, a variação cambial passou a representar um indicador da situação das contas externas do país. Antes disso, tal papel era representado pela variação de reservas.

Já o trabalho de Salgado, Garcia e Medeiros (2005) busca explicar as distintas dinâmicas das taxas nominais de juros durante e fora de períodos de crise cambial. Para tanto, utilizam dados de agosto de 1994 a dezembro de 2000 e modelam a função de reação do Banco Central de acordo com um TAR (*Threshold Autoregressive*), o que permite que a trajetória de juros seja analisada em regimes diferentes (com crise e sem crise). Como não houve crise cambial no período estudado sob vigência do regime de câmbio flutuante, os autores utilizam como indicador de crise a variação acumulada de reservas internacionais em três meses. Assim, foram identificados três momentos: a crise mexicana (dezembro/94 a maio/95), a asiática (outubro/97 a dezembro/97) e a russa (junho/98 a janeiro/99). Nestes momentos, os coeficientes de resposta da taxa de juros frente à inflação e à variação de reservas foram bastante superiores aos obtidos fora dos períodos de crise, o que representa uma forte preocupação do Banco Central também com as contas externas⁸. Isto é, em períodos de crise, a autoridade monetária elevaria os juros para evitar a perda de reservas. Outro resultado a ser destacado é a presença de um alto componente de suavização de juros, que, por sua vez, desaparece nos momentos de crise.

Um dos poucos trabalhos que utilizam parâmetros variando no tempo é o de Policano (2006). Ele utiliza dados mensais de janeiro de 1995 a janeiro de 2006 e estima duas funções de reação para o Banco Central através do método *Time-Varying Parameters*, onde os coeficientes seguem passeios aleatórios. A primeira estimação utiliza toda a amostra e a segunda apenas compreende os dados entre janeiro de 2000 e outubro de 2005, período sob vigência do regime de metas de inflação.

Os resultados apontaram uma diferença no padrão de comportamento da autoridade monetária. Na primeira estimação foi notada uma resposta negativa dos juros às reservas cambiais e positiva ao hiato de produto até janeiro de 1999. No período de transição para o regime de metas, houve uma maior influência da taxa de câmbio sobre a Selic, em detrimento à variação de reservas. O período após junho de 1999 apresentou respostas menores da política monetária às variáveis do modelo. No entanto, foi notada a presença de autocorrelação dos resíduos devido à omissão de variáveis e, portanto, foi incluída na função a variável desvio da expectativa da inflação à meta na segunda

⁸ Se a *dummy* de crise na função de reação é igual a um, o valor obtido para β é de 11,68. Caso contrário, o valor é de 1,27.

estimação. Nesta, por sua vez, a taxa de juros passou a reagir fortemente ao desvio da meta e a influência das demais variáveis passou a ser indireta, uma vez que alteram expectativas de inflação. O coeficiente de resposta ao desvio apresentou comportamento variável ao longo do tempo, atingindo um pico (valor maior do que quatro) em meados de 2001, a partir do qual apresenta trajetória de queda, tornando-se menor do que um no início de 2002⁹. A partir do meio de 2002 a resposta se torna bastante elevada, e o coeficiente se concentra em torno de 2,5. Nota-se, no entanto, uma gradual queda no valor do coeficiente em 2005, concomitantemente a uma redução nas expectativas de inflação, o que representa uma postura cautelosa por parte do Banco Central.

⁹ Tal queda é atribuída ao acentuado aumento nas expectativas de inflação devido às eleições presidenciais.

4 METODOLOGIA E DADOS

4.1 Modelo

A fim de avaliar, em todos os instantes de tempo, a resposta dos formuladores de política econômica no Brasil frente a desvios da inflação à meta, utilizou-se o método *Time-Varying Parameter* (TVP). Seguindo o modelo proposto por Boivin (2005), os coeficientes seguem passeios aleatórios e a Regra assume a seguinte forma:

$$\begin{aligned} r_t &= \alpha_t + \beta_t \left(E_t [\pi_{t,k} / I_t] \right) - \pi_t^* + \gamma_t E_t [x_{t,h/t} / I_t] + \rho_t(L) r_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \Phi_t' Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + \omega_t \quad E[\omega_t] = 0 \quad (11)$$

A hipótese adicional de que $E(\varepsilon_t, \omega_t) = 0$ nos permite aplicar o filtro de Kalman ao sistema acima.

4.2 Dados utilizados

Os dados têm periodicidade trimestral e o período analisado vai de janeiro de 2000¹⁰ a setembro de 2006. Foram utilizados para juros nominais a série de Selic efetiva (anualizada) um dia após a primeira e a última reunião do Copom no trimestre e a média dos valores da taxa nos dias seguintes às reuniões do Copom do trimestre¹¹. Tais séries de juros nominais são apresentadas no gráfico 1, junto à de Selic no último dia do trimestre. Todas elas mostram um comportamento bastante semelhante ao longo do tempo.

¹⁰ Data em que teve início a pesquisa Focus de expectativa de inflação (IPCA).

¹¹ Até o final de 2005 as reuniões tinham periodicidade mensal. A partir de então, começaram a ocorrer aproximadamente a cada 45 dias.

Para a construção da série de expectativas de inflação, foram utilizados dados tanto da Focus (média trimestral, média dos dias que antecedem as reuniões do Copom no trimestre, além dos dias que antecedem primeiro e último Copom do trimestre) quanto dos *Relatórios de Inflação* divulgados pelo Banco Central (cenário de referência e cenário de mercado). Nestes, foram coletadas as expectativas para o final do ano. Por fim, utilizou-se para o produto, a série dessazonalizada do PIB (índice 1991=100).

Seguindo outros trabalhos sobre o tema aplicados ao Brasil, foi construída uma série de desvio da expectativa de inflação em relação à meta com base num algoritmo que pondera os desvios do ano atual e do seguinte, onde os pesos são diretamente proporcionais ao número de meses/ trimestres até o final do ano.

Para o caso trimestral:

$$D_q = \frac{(4-q)}{4} (E_q \pi_t - \pi_t^*) + \frac{q}{4} (E_q \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$$

Onde D_q mede o desvio, q o trimestre e t o ano. Nota-se que, quanto mais no início do ano, maior o peso atribuído pelo Banco Central à meta no ano t . A partir da metade do ano, é a meta em $t+1$ que ganha maior peso¹².

De acordo com o gráfico 2 há diferenças no comportamento destes desvios ao longo do período. O pico que aparece ao final de 2002, por exemplo, é maior no caso da expectativa Focus do dia que antecede o último Copom do trimestre. Já o desvio com base no cenário de referência do *Relatório de Inflação* apresenta o menor valor na maior parte do período analisado.

O produto potencial foi calculado com a utilização do Filtro HP. Foi questionado o uso do produto alguns meses a frente ($t+q$) para a construção da série de hiato, pelo fato do Banco Central não dispor desta informação no momento da formulação de política. Desta forma, diferentemente dos demais trabalhos que estimam uma Regra de Taylor, optou-se pela utilização de projeções para três e quatro trimestres a frente, levando em

¹² Foram consideradas as metas ajustadas. Para 2005, foi considerada a meta de 5,1%, alterada em setembro de 2004 pela ata 100, parágrafos 28 a 30.

conta a defasagem de um trimestre na divulgação dos dados. Tais projeções são apresentadas no gráfico 3, onde nota-se uma variação maior para o caso do horizonte de três meses.

Gráfico 1 – Juros Nominais

Gráfico 2 – Desvios das expectativas de inflação à meta

Gráfico 3 – Previsões para o hiato de produto três e quatro trimestres a frente

Foram estimados também modelos utilizando dados mensais de taxa Selic (anualizada) ao fim do mês, expectativa de inflação com base na pesquisa Focus (média mensal) e produção industrial dessazonalizada (índice 2002=100). Entretanto, os resultados não se mostraram satisfatórios e, por isso, optou-se por abandoná-los. Ademais, Fenolio (2006) indica que a estimação de uma regra de Taylor com dados trimestrais produz resultados mais condizentes com a teoria econômica. Isto porque seus resultados apontam todos os coeficientes estatisticamente significativos e maiores do que um para o desvio da inflação à meta, positivos para o hiato do produto e menores do que um para o coeficiente de suavização¹³.

¹³ Muitos trabalhos realizados para o caso brasileiro encontram coeficientes não significativos para o hiato do produto (vide Favero e Giavazzi (2002) e Minella *et al.* (2003)).

5 RESULTADOS

Esta seção tem como objetivo reportar os resultados obtidos através do método *Time-Varying Parameter* nos diferentes modelos a fim de verificar como se dá a resposta dos juros nominais ao desvio da inflação à meta em cada instante de tempo¹⁴. A partir disto, buscar-se-á relacionar esta resposta à eficácia da política.

Os resultados são mostrados para horizontes de três e quatro trimestres para o hiato do produto. Nos gráficos, os coeficientes associados a cada um deles são, respectivamente, denotados por β_{t3} e β_{t4} . Para fins de comparação, foram construídas séries de juros reais com base na Equação de Fischer tal qual a equação (8) presente no capítulo 2¹⁵.

5.1 Curto Prazo

Foram testadas algumas combinações de dados trimestrais, variando entre a taxa Selic utilizada e a expectativa de inflação que serviu de base para a construção dos desvios. Isto gerou resultados divergentes, entretanto, em todos eles nota-se uma resposta não-acomodativa por parte da autoridade monetária, com o coeficiente β significativamente superior a $(1 + rr_t)$.

O gráfico 4 mostra os coeficientes do desvio da inflação para o modelo que utiliza para juros nominais a série de Selic um dia após a última reunião do Copom no trimestre, e, como expectativa de inflação, a média trimestral da pesquisa Focus. Nota-se uma política da autoridade monetária relativamente constante ao longo do tempo. Cabe ressaltar também que não há uma diferença entre a utilização da previsão para o hiato três ou quatro meses a frente.

Resultado semelhante é obtido ao utilizarmos a média da expectativa de inflação da pesquisa Focus nos dias que antecedem as reuniões do Copom no trimestre (gráfico 5).

¹⁴ Modelos estimados pelo software Matlab. Os coeficientes resultantes de uma regressão OLS entre as variáveis foram utilizados como parâmetros iniciais na estimação via filtro de Kalman.

¹⁵ Como a série Focus para a expectativa de inflação doze meses a frente começou a ser divulgada em novembro de 2001, foi utilizada no cálculo para os trimestres anteriores a expectativa para o final do ano seguinte.

Observa-se, em ambos os casos, uma suave queda na resposta da autoridade monetária no final de 2002 e uma política mais agressiva do meio de 2003 ao final de 2004. Tal comportamento é devido à crise de estresse ocorrida em 2002, quando a incerteza quanto à política econômica a ser adotada por Luiz Inácio Lula da Silva em seu primeiro mandato como presidente da república gerou um aumento da aversão ao risco dos investidores internacionais. Tal crise de confiança, somada ao contágio de algumas crises externas –tal qual a crise argentina – gerou uma forte desvalorização cambial no período, levando a inflação a patamares superiores à meta estipulada.

O Banco Central, por sua vez, temendo uma grande perda em termos de produto, decidiu não realizar um ajuste brusco, e diluir a convergência da inflação à meta pelos anos seguintes. As metas de 2003 e 2004 passaram então de 4% e 3,75% para 8,5% e 5,5%, respectivamente. Desta forma, a acentuada queda na resposta observada ao final de 2002 se deve ao fato das expectativas de inflação estarem bastante elevadas e o ajuste de meta só ter sido dado no ano seguinte, isto é, houve uma grande elevação no desvio, não acompanhada por uma elevação proporcional nos juros.

Em 2003, com a posse do novo presidente do Bacen, Henrique Meirelles, foi adotada uma postura mais conservadora, buscando sinalizar ao mercado que a nova gestão seguiria uma política ortodoxa. A resposta de juros à inflação tornou-se mais agressiva. Com isso, as expectativas de inflação diminuíram, o que permitiu ao Bacen reduzir juros a partir do terceiro trimestre de 2003. Tal redução foi, inclusive, superior à redução das expectativas e, por isso, observa-se juros reais mais baixos no período do meio de 2003 ao final de 2004.

Gráfico 4 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral)

Gráfico 5 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média dos dias que antecedem Copom no trimestre)

Se agora, para as mesmas expectativas de inflação, passarmos a utilizar para a variável juros nominais a média da taxa Selic após reuniões do Copom no trimestre (gráficos 6 e 7), o resultado é bastante distinto. Nestes casos, nota-se uma resposta agressiva do Banco Central do meio de 2001 até o terceiro trimestre de 2002, com uma queda bastante acentuada no trimestre seguinte. Esta resposta agressiva que teve início em 2001 pode ser interpretada como resposta às persistentes pressões inflacionárias existentes à época (crise energética e desvalorização cambial) e aos prováveis efeitos secundários da crise de energia. No entanto, também é observada nestes gráficos a mesma política acomodativa ao final de 2002 e a posterior resposta agressiva ao longo de 2003.

Gráfico 6 – Média da Selic após reuniões do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral)

Gráfico 7 – Média da Selic após reuniões do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média dos dias que antecedem Copom no trimestre)

Repetindo o exercício que utiliza os dados de Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre, mas agora com Expectativa Focus do dia que antecede o último Copom no trimestre e do *Relatório de Inflação* (cenário de referência), nota-se o mesmo resultado (vide gráficos 8 e 9). No entanto, o aumento do coeficiente β no meio de 2003 se dá de forma mais acentuada nestes modelos. A elevação dos juros reais entre o último trimestre de 2002 e o primeiro de 2003 também se dá de forma mais acentuada, principalmente no caso da expectativa do *Relatório de Inflação*. Isto provavelmente se deve ao fato de tais expectativas serem construídas com base na taxa de juros vigente após a última reunião do Copom e a taxa de câmbio constante em patamar próximo ao dos dias que antecederam a reunião. Isto é, como houve um aumento de juros nominais entre estes dois trimestres, a projeção de inflação mantendo juros constantes gerou expectativas de inflação muito menores, o que levou a esta elevação de juros reais mais acentuada do que no caso da expectativa Focus, que é baseada em expectativas de mercado. Visando comprovar este resultado, foi testado também o modelo usando as

expectativas do relatório com base no cenário de mercado¹⁶. Tal expectativa, por sua vez, leva em conta a trajetória de juros e de câmbio esperada pelo mercado até o último trimestre do ano seguinte. Entretanto, tal modelo apresentou o coeficiente ρ de persistência de juros superior a um, o que torna o modelo explosivo e, portanto, resolvemos abandoná-lo.

Para estes casos não foram repetidos os exercícios com o uso da média da Selic após as reuniões do Copom no trimestre, porque tais combinações estariam incorrendo em um problema de inconsistência cronológica. Isto é, os juros devem ser decididos com base em expectativas de inflação prévias e, nestes casos, ocorreria o contrário: a decisão de juros estaria antecedendo a divulgação das expectativas. Poder-se-ia então utilizar uma defasagem da expectativa de inflação na função, entretanto, como os resultados para a média da Selic após reuniões do Copom no trimestre testados anteriormente não se mostraram muito robustos, optou-se por dispensar tal estimação.

Cabe notar ainda que a maior parte dos casos reportados foi testada também utilizando os dados de Selic ao final do trimestre. Os resultados foram bastante similares aos obtidos com o uso da Selic um dia após a última reunião do Copom no trimestre e, por isso, optou-se por não descrevê-los, e apresentá-los apenas no Apêndice A. No entanto, são importantes por fornecerem robustez aos resultados.

¹⁶ Vide gráfico B1 do Apêndice B.

Gráfico 8 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (dia que antecede último Copom no trimestre)

Gráfico 9 – Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Relatório de Inflação (cenário de referência)

Mudando a medida de Selic utilizada – passando para a taxa um dia após o primeiro Copom do trimestre – foram testados três modelos, o primeiro com a expectativa Focus no dia que antecede o primeiro Copom do trimestre (gráfico 10), o segundo com a expectativa do cenário de referência do *Relatório de Inflação* (gráfico 11) e o último do seu cenário de mercado¹⁷ (gráfico 12). Em todos eles também nota-se uma resposta elevada a partir da metade de 2003. Entretanto, os casos da Focus e do cenário de mercado do Relatório apresentam dois picos bem definidos do coeficiente β : um no terceiro trimestre de 2001 e outro no primeiro trimestre de 2003. Tais picos podem ser atribuídos às duas crises – energética e de estresse – anteriormente citadas.

Outro fato observado não apenas nestes últimos gráficos, mas também em todos os demais expostos anteriormente, é uma tendência declinante do coeficiente durante o ano de 2005 e a reversão desta tendência a partir de 2006. De fato, em 2004, a economia brasileira experimentou uma crise de crédito que gerou pressões sobre a inflação. O Banco Central então ajustou a meta de inflação para o ano seguinte de 4,5% para 5,1% e deu início a um novo ciclo de elevações da Selic. No entanto, as expectativas de inflação formadas pelo mercado só demonstram responder a esta política a partir do início de 2005¹⁸. Com expectativas reduzidas e um cenário externo favorável, o Banco Central pôde iniciar um período de redução de juros.

Em 2006, embora os juros mantenham a tendência de queda, nota-se em todos os modelos uma elevação do coeficiente de resposta à inflação. Uma vez que os desvios da inflação à meta estão caindo, esta elevação do coeficiente significa uma postura menos cautelosa por parte da autoridade monetária. Recorde-se que se trata de um ano de eleições presidenciais.

¹⁷ As variáveis de expectativa de inflação do relatório foram incluídas com uma defasagem, de modo a resolver o problema da inconsistência cronológica.

¹⁸ A expectativa de inflação para o ano passou de 7,2% no último trimestre de 2004 para 5,7% no primeiro trimestre de 2005 de acordo com a pesquisa Focus no dia que antecede primeiro Copom do trimestre, de 7,4% para 5,5% no caso do cenário de referência do *Relatório de Inflação*, e de 7,4% para 6,1% no cenário de mercado.

Gráfico 10 – Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (dia que antecede primeiro Copom no trimestre)

Gráfico 11 – Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Relatório de Inflação (cenário de referência)

Gráfico 12 – Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa *Relatório de Inflação* (cenário de mercado)

A tabela 1 resume os modelos estimados e os principais resultados:

Tabela 1 – Modelos e resultados

	Expectativa Focus (média trimestral)	Expectativa Focus (média dias que antecedem Copom no trimestre)	Expectativa Focus (dia que antecede último Copom no trimestre)	Expectativa Focus (dia que antecede primeiro Copom no trimestre)	Relatório de Inflação (último trimestre do ano - cenário de referência)	Relatório de Inflação (último trimestre do ano - cenário de mercado)
Selic fim do trimestre	Resposta relativamente constante. Queda do valor do coeficiente ao final de 2002 e resposta mais agressiva em 2003 e 2004.	-	-	-	A elevação tanto da resposta quanto dos juros reais em 2003 se dá de forma mais acentuada.	Modelo explosivo (p>1)
Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre			Coeficiente mais elevado do meio de 2001 ao terceiro trimestre de 2002, com queda bastante acentuada no trimestre seguinte.	-		
Média Selic após reuniões do Copom no trimestre	Coeficiente mais elevado do meio de 2001 ao terceiro trimestre de 2002, com queda bastante acentuada no trimestre seguinte.		-	-	problema de inconsistência cronológica	
Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre	-	-	-	Resposta elevada e constante a partir do final de 2003. Nota-se dois picos no valor do coeficiente: no terceiro trimestre de 2001 e no primeiro trimestre de 2003.		

5.2 Respostas de Longo Prazo

Para o caso de longo prazo, a razão $\beta / (1 - \rho)$ deve ser maior do que $(1 + rr_t)$. Desta forma, é possível analisar, também pelo método *Time-Varying Parameter*, como se dá a resposta no longo prazo ao desvio da inflação. Os coeficientes estão reportados no Apêndice C.

6 CONCLUSÕES

Segundo indica o princípio de Taylor, o coeficiente de resposta dos juros nominais a um desvio da expectativa de inflação em $t+k$ em relação à meta deve ser maior do que um, de modo que seja provocado também um aumento dos juros reais quando este desvio for positivo. Entretanto, o presente trabalho buscou questionar esse princípio por meio do uso do método *Time-Varying Parameters* aplicado ao caso brasileiro, argumentando que o coeficiente apenas maior do que um não seria suficiente para que a política fosse considerada não-acomodativa. Para tanto, seria necessário que o coeficiente de resposta fosse superior a um mais juros reais, valor apontado pelo presente estudo após a derivação da Regra.

Desta forma, buscou-se contrastar o coeficiente β da resposta ao desvio ao valor de $(1 + rr_t)$ e não mais à unidade, como é comumente feito pela literatura. Buscando fornecer robustez aos resultados, foi testada uma série de combinações de dados, variando de acordo com a taxa de juros, com a expectativa de inflação e com o horizonte para o hiato de produto utilizados. Nestas combinações, o valor do coeficiente encontrado foi bastante elevado. Em apenas duas tal coeficiente se apresentou abaixo de $(1 + rr_t)$, e, ainda assim, por um período de tempo bastante curto, o que nos leva a questionar a robustez destes modelos. Por sua vez, resultados mais robustos nos permitiram identificar características do comportamento da autoridade monetária na condução da política monetária no Brasil.

Foi observada uma resposta claramente não-acomodativa frente aos desvios da inflação à meta. Podem ser destacados três fatos estilizados: uma resposta mais acentuada a partir do meio de 2001, seguida por uma queda brusca ao final de 2002 e uma resposta novamente agressiva do meio do ano de 2003 ao final de 2004. Enquanto o primeiro fato foi identificado como uma resposta às pressões inflacionárias existentes à época, principalmente por conta da crise energética, o segundo e o terceiro são devidos à crise de estresse ocorrida à época das eleições presidenciais. Nesta, a fim de evitar maiores custos para a economia, o Bacen resolveu não adotar uma política agressiva de imediato e alterou a meta de inflação para os anos seguintes, diluindo o ajuste. Além disso,

sinalizou ao mercado que a política econômica teria uma condução bastante ortodoxa, o que fez com que as expectativas de inflação fossem reduzidas.

Outro resultado a ser destacado é o aumento no coeficiente de resposta em 2006, revertendo a tendência de queda que vinha sendo observada desde 2005. Uma vez que o movimento dos juros e do desvio da inflação à meta é de queda, tal resultado pode indicar uma política monetária menos agressiva em um ano eleitoral.

REFERÊNCIAS

- BALL, L. (1998). *Policy rules for open economies*. NBER Working Paper, nº 6760.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Relatórios de Inflação, Vários Números.
Disponíveis em:< <http://www.bcb.gov.br/?RELINF>>
- BOIVIN, J. (2005). *Has US monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data*. NBER Working Paper nº11314.
- CLARIDA, R.; GALI, J. & GERTLER, M. (2000). *Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory*. The Quarterly Journal of Economics, vol.115, nº 1, p. 147-180.
- COGLEY, T. & SARGENT, T. J. (2001). *Evolving post world war II US inflation dynamics*. NBER Macroeconomics Annual 16, p.331-373.
- FAVERO, C. A. (2001). *Applied Macroeconometrics*. Oxford University Press.
- FAVERO, C. A. & GIAVAZZI, F. (2002). *Why are Brazil's interest rates so high?* IGER Working Paper nº224.
- FENOLIO, F. (2006). *Ciclos Eleitorais e Política Monetária: Evidências para o Brasil*. São Paulo: IPE/USP. (Projeto de dissertação de mestrado). mimeo
- MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I. & MUINHOS, M.K. (2003). *Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility*. Trabalho para discussão nº 77, Banco Central do Brasil.
- OBSTFELD, M. & ROGOFF, K. (1995). *The mirage of fixed exchange rates*. The Journal of Economic Perspectives, vol. 9, nº4, p.73-96.

- ORPHANIDES, A. (2001). *Monetary policy rules based on real-time data*. The American Economic Review, vol.91, nº4, p.964-985.
- POLICANO, R. M. (2006). *A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995-2005*. São Paulo: IPE/USP. (Dissertação de mestrado).
- POOLE, W. (1970). *Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model*. . The Quarterly Journal of Economics, vol.84, nº 2, p. 197-216.
- SACK, B. & WIELAND, V. (1999). *Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence*. FEDS Working Paper, nº 99-39.
- SALGADO, M. J. ; GARCIA, M. & MEDEIROS, M. (2005). *Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank reaction function*. Revista Brasileira de Economia, vol. 59, nº1.
- SILVA, M. E. A. & PORTUGAL, M. S. (2002). *Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation*. Anais do XXX Encontro Nacional de Economia, Nova Friburgo, RJ.
- SIMS, C. (2001). *Discussion of Cogley and Sargent 'Evolving post world war II US inflation dynamics*. NBER Macroeconomics Annual 16, p.373-379.
- STOCK, J. H. (2001). *Discussion of Cogley and Sargent 'Evolving post world war II US inflation dynamics*. NBER Macroeconomics Annual 16, p.379-387.
- SVENSSON, L. E. O. (1996). *Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets*. NBER Working Paper, nº 5797.
- SVENSSON, L. E. O. (2000). *Open-economy inflation targeting*. Journal of International Economics, 50(1), p.155-183.

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

TAYLOR, J.B. (2000). *Using monetary policy rules in emerging market economies*. Stanford University, mimeo.

TAYLOR, J.B. (2001). *The role of exchange rate in monetary-policy rules*. The American Economic Review, vol.91, n°2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, p.263-267.

WOODFORD, M. (2001). *The Taylor rule and optimal monetary policy*. The American Economic Review, vol.91, n°2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, p.232-237.

APÊNDICES

APÊNDICE A: Modelos utilizando dados de taxa Selic (%a.a.) ao final do trimestre

APÊNDICE B: Modelos explosivos

APÊNDICE C: Coeficientes de Longo Prazo

Apêndice A: Modelos utilizando dados de taxa Selic (%a.a.) ao final do trimestre

Gráfico A1 - Selic fim do trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral)

Gráfico A2 - Selic fim do trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Relatório de Inflação (cenário de referência)

Apêndice B: Modelos explosivos

Gráfico B1 - Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Relatório de Inflação (cenário de mercado)

Gráfico B2 - Selic fim do trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Relatório de Inflação (cenário de mercado)

Apêndice C: Coeficientes de Longo Prazo

Gráfico C1 - Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral)

Gráfico C2 - Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média dias que antecedem Copom no trimestre)

Gráfico C3 - Média Selic após reuniões do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média trimestral)

Gráfico C4 - Média Selic após reuniões do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (média dias que antecedem Copom no trimestre)

Gráfico C5 - Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa Focus (dia que antecede último Copom no trimestre)

Gráfico C6 - Selic um dia após última reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa *Relatório de Inflação* (cenário de referência)

Gráfico C9 - Selic um dia após primeira reunião do Copom no trimestre (%a.a.) e desvio construído com base em expectativa *Relatório de Inflação* (cenário de mercado)