

# Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central no Brasil \*

Vladimir K. Teles,<sup>†</sup> Mario Brundo<sup>‡</sup>

24 de Julho de 2006

## Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

### Resumo

O presente artigo estima a reação do Banco Central brasileiro a variações na inflação e no hiato do produto. Duas contribuições são incorporadas a este tipo de exercício para o caso brasileiro. A primeira trata-se do uso de medidas qualitativas de política monetária, tendo estas sido construídas com base nas atas das reuniões do COPOM, além do uso da SELIC, tradicionalmente utilizada. A segunda é o uso de parâmetros variando no tempo tanto para o modelo que usa a SELIC como variável de política monetária como no caso do modelo com variável discreta, cuja estimação e inferência são feitas a partir de uma abordagem bayesiana de simulações chamada de Cadeias de Markov Monte Carlo (MCMC) de um modelo Probit ordenado dinâmico. Os resultados revelam um aumento da austeridade da política monetária no período recente.

**Palavras Chave:** Política Monetária, Regra de Taylor, Medidas de Política Monetária.

**JEL:**E52, E58

### Abstract

This paper estimates the Brazilian Central Bank's reaction to variations in inflation and output gap. It incorporates two contributions to this kind of exercise in the Brazilian case. The first contribution is the use of qualitative measures of monetary policy, which were based on the COPOM minutes as well as the traditionally used interest rate (SELIC). The second contribution is the use of time-varying parameters which are estimated based upon a Bayesian approach known as Markov Chain Monte Carlo (MCMC) for a ordered probit dynamic model. The results show an increase in the austerity of the monetary policy in recent period.

**Key Words:** Monetary Policy, Taylor Rule, Monetary Policy Measures.

---

\*Os autores agradecem os comentários e as sugestões feitas por Ho-Chuan Huang. Qualquer erro remanescente é de inteira responsabilidade dos autores.

<sup>†</sup>Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV) , vkteles@fgvsp.br

<sup>‡</sup>Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV) , mariobrundo@fgvsp.br

# 1 Introdução

É usualmente aceito que a política monetária reage ativamente a variações na inflação e no hiato do produto. Sob este aspecto, Taylor (1993) propõe uma regra simples onde a taxa de juros estipulada pelo Bacen reage à inflação e ao hiato do produto passados, enquanto que Clarida et. al (1997, 2000) e Orphanides (2000, 2001) consideram regras de reação a valores esperados da inflação futura. Para o Brasil, Minella et. al. (2003) estimam a regra de política monetária pós adoção do regime de metas de inflação demonstrando que esta assume um papel crítico na estabilização macroeconômica por se caracterizar como um mecanismo de construção de credibilidade.

O presente artigo tem como objetivo estimar a função de reação do Banco Central incorporando duas contribuições para o caso brasileiro. Em primeiro lugar, medidas alternativas de política monetária são sugeridas ao uso da SELIC. Isto é relevante dado o fato de que a SELIC pode flutuar por outras razões que independem das ações de política monetária. Nesse sentido, o presente artigo segue o espírito de Friedman e Schwartz (1963) e Romer e Romer (1989, 2004) ao construir medidas de política monetária discretas em uma abordagem narrativa baseada nas atas do COPOM. Boschen e Mills (1995) apresentam duas vantagens da aplicação de tal tipo de medida ao invés da medida convencional: a maior persistência da relação entre estas variáveis e o M2 que com as variáveis de mercado monetário e a maior consistência obtida a partir dessas variáveis por não apresentarem relações contraditórias com as variáveis de mercado monetário. Este tipo de variável é utilizada em trabalhos similares onde a autocorrelação da política monetária é modelada através de um probit dinâmico como em Eichengreen et al (1985), Davutyan e Parke (1995).

Uma vantagem clara do uso deste tipo de medida para o caso brasileiro atual é isolar os choques de política monetária das possíveis variações da taxa natural de juros. Sob este aspecto, é um argumento freqüente que a taxa de juros natural do Brasil é mais alta que a dos demais países por motivos institucionais (e.g. Arida, Bacha e Lara-Resende, 2004). Sendo assim a estimação das funções de reação do Banco Central utilizando variáveis construídas a partir da abordagem narrativa possibilitam-nos obter resultados livres das variações na taxa natural para avaliar o quão conservador é de fato o Bacen.

O segundo ponto é a utilização de parâmetros variáveis no tempo. Sobre este aspecto segundo McNess (1986) as reações da política monetária podem ser similares a uma “criatura frágil”, uma vez que seus parâmetros podem mudar à medida que as preferências dos formuladores de política e as condições econômicas mudam. Esse tipo de estimação tem sido utilizada como uma evolução recente da estimação das regras de política monetária, como por Huang e Shen (2002), Primiceri (2005) e Huang e Lin (2006). Para o caso brasileiro o vislumbre das mudanças nos parâmetros da política monetária no tempo é essencial, uma vez que, segundo Minella et al (2003) a construção de credibilidade e a estabilidade macroeconômica são fortemente afetadas por esses parâmetros. Para conduzir a estimação da reação do Bacen sob esta condição, com a variável discreta aqui construída, um modelo Probit ordenado dinâmico com

parâmetros variáveis no tempo (DOP-TVP) é estimado a partir de avanços recentes na abordagem de simulação bayesiana chamada de *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC). Neste aspecto o presente artigo segue de perto Huang e Lin (2006).

A próxima seção explica a construção das medidas de política monetária propostas com base nas atas do COPOM. A seção 3 apresenta a modelagem econométrica, descrevendo as funções de reação do Bacen e a técnica de estimação bayesiana e o algoritmo de simulação de MCMC. A seção 4 apresenta os resultados e a última seção as conclusões.

## 2 Medidas de Política Monetária

A acurácia das estimações de funções de reação do Banco Central dependem crucialmente da medida de política monetária utilizada. O uso de uma medida imprópria pode obscurecer a relação entre a política monetária e as demais variáveis e conduzir a um resultado distante da realidade.

Nesse sentido medidas convencionais de política monetária tem uma fragilidade óbvia: a verossimilhança com movimentos endógenos (ver Romer e Romer, 1989, 2004, e Bernanke e Mihov, 1998). A oferta de moeda, por exemplo, tende a aumentar em tempos de crescimento econômico por causa de aumentos no multiplicador monetário. Como exemplo desta endogeneidade podemos observar que em épocas precedentes de crescimento as firmas buscam crédito, de forma que a base monetária antecede o crescimento econômico, embora não seja a causa deste, mas a consequência. (Tobin, 1965, King e Plosser, 1984). Mesmo a SELIC, utilizada freqüentemente como indicador de política monetária, varia por diversas razões não relacionadas com a política monetária. Mesmo se considerarmos a meta de variáveis monetárias, como a taxa SELIC definida como meta do COPOM, não é possível fugir completamente do problema da endogeneidade, pois estas metas estão igualmente sujeitas a choques nas condições da economia, como mudanças na taxa natural de juros, por exemplo.

Por esta razão Friedman e Schwarz (1963) desenvolveram uma “abordagem narrativa” onde a história da política econômica monetária americana era contada a partir de procedimentos não estatísticos. Segundo este método os choques de política monetária são identificados a partir de recordações históricas de descrições de procedimentos ou motivações que levaram a uma determinada medida de política, de forma a contabilizar as razões que provocaram os choques de política monetária. Este tipo de estudo tende a ter resultados mais persuasivos que os baseados em procedimentos estatísticos isolados, uma vez que elimina o problema de endogenia intrínseco a variáveis do mercado monetário.

Este procedimento inspirou Romer e Romer (1989) a desenvolverem uma variável *dummy* criada a partir de uma abordagem narrativa à la Friedman e Schwarz e testar em modelos de série de tempo o efeito deste índice de política monetária sobre a inflação e o desemprego. Para tanto, eles utilizaram os boletins do *Federal Open Market Committee* (FOMC) para isolar os choques de política monetária desejados. O

critério utilizado foi o de definir uma variável igual a um apenas quando a decisão de uma política monetária constracionista foi explicitamente definida pela necessidade de gerar recessão com o objetivo de conter a inflação, e igual a zero caso contrário.

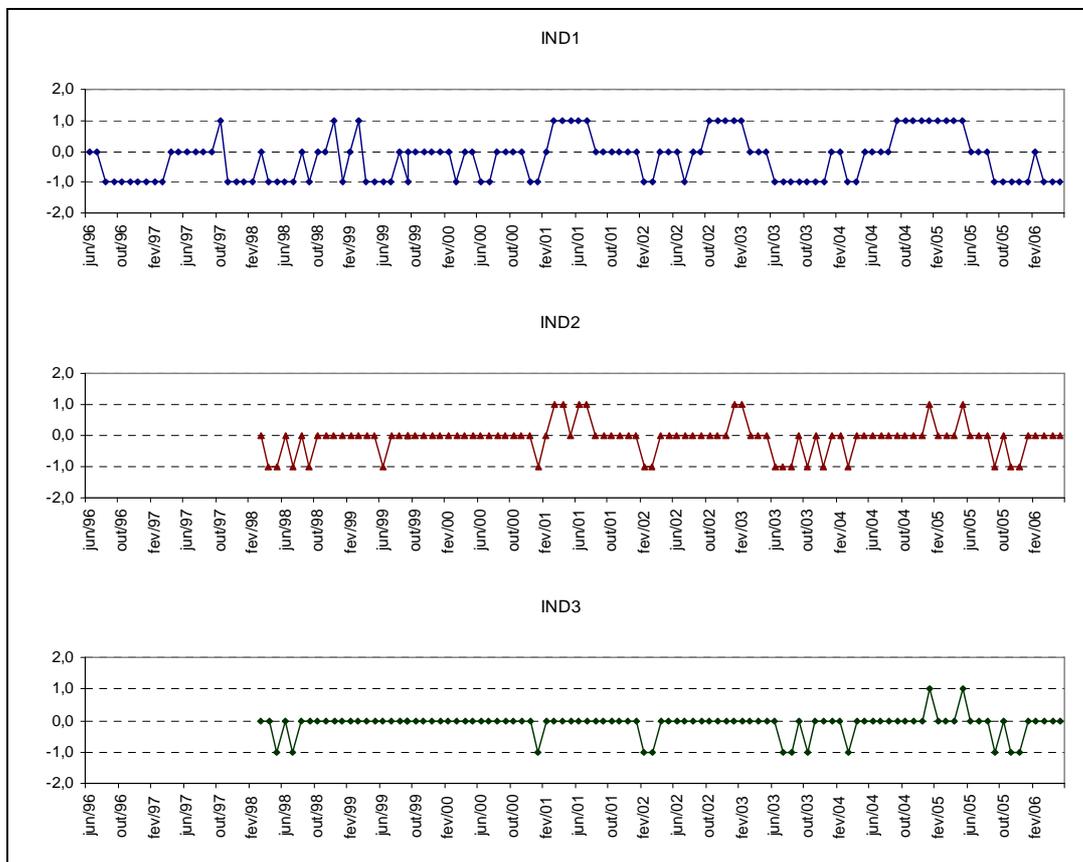
De forma similar, o presente artigo busca construir índices de política monetária discretos para definir as ações da política monetária brasileira e, em seguida, utilizar tais índices para estimar a regra de reação do Banco Central a variações na inflação e no hiato do produto. Este procedimento é especialmente útil para o caso brasileiro atual onde as taxas de juros assumem valores muito mais altos que o padrão internacional. Sob este aspecto, um argumento adotado para explicar tal fato é o de que a taxa natural de juros do Brasil é mais alta que a dos outros países por razões institucionais (Arida, Bacha e Lara-Resende, 2004). A questão que queremos responder é em até que ponto as estimativas da reação do Bacen são contaminadas por variações na taxa natural de juros ou por outros fatores exógenos à sua prescrição quando a variável de política monetária utilizada é a taxa SELIC.

Como alertado por Romer e Romer (1989), o uso da abordagem narrativa tem diversos benefícios, porém também apresenta seus perigos, devido à possibilidade da ocorrência de um viés inconsciente do pesquisador ao construir as medidas de política monetária discretas dado o seu caráter subjetivo. Para evitar tal perigo três índices alternativo de política monetária são propostos aqui.

O primeiro (IND1) é o menos rigoroso, pois considera que todas as variações na meta da SELIC são motivadas pelo controle da inflação. Assim, o IND1 assume valor 1 no mês em que a meta da SELIC foi elevada, 0 quando não houve alteração e -1 quando a meta da SELIC foi reduzida. O indicador começa em junho de 2006, ocasião da primeira reunião do COPOM e vai até maio de 2006. O segundo indicador (IND2) considera apenas as variações na meta da SELIC cujo motivo explicitado na ata do COPOM foi o de provocar um choque para combater uma variação inesperada na inflação corrente observada. Já o terceiro indicador (IND3) considera como choque na política monetária as variações causadas por mudanças na expectativa de inflação. Os dois últimos indicadores iniciam em março de 1998, quando as atas do COPOM começaram a ser divulgadas. O indicador IND1 foge dos princípios da abordagem narrativa uma vez que não leva em consideração o mapeamento dos motivos dos choques de política monetária. Dessa forma, os resultados obtidos com o IND1 poderão ser comparados com os dos demais indicadores para se avaliar como a triagem feita pela abordagem narrativa pode alterar os resultados.

A evolução dos três indicadores é apresentada na Figura (1). As funções de reação do Bacen são estimadas tomando estes indicadores como medida de política monetária assim como a SELIC utilizada tradicionalmente, e depois comparados, como será apresentado nas seções subseqüentes.

Figura 1: Índices Discretos de Política Monetária



### 3 Modelagem Econométrica

A função de reação do Banco Central é estimada utilizando duas especificações diferentes e dois tipos de medidas de política monetária diferentes, o primeiro tipo é o uso da taxa SELIC enquanto que o segundo é o uso das variáveis discretas construídas na seção anterior (IND1, IND2, e IND3).

#### 3.1 Modelos com SELIC como Variável de Política Monetária

Dois tipos de especificação são normalmente sugeridos para se estimar a reação do Banco Central a variações na inflação e no hiato do produto. A especificação sugerida por Taylor (1993) leva em conta as alterações na inflação e no hiato corrente como segue adiante,

$$jur_t = \beta_0 + \rho jur_{t-1} + \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $jur$  é a taxa de juros anualizada,  $\pi$  é o log do índice de preços em questão menos o log do índice de preços de doze meses atrás, e  $y$  é o hiato do produto. Neste caso, se considerarmos que  $\rho = 0$  teremos exatamente a regra original proposta por Taylor. Entretanto, a inclusão de  $jur_{t-1}$  entre os regressores incorpora a existência de uma suavização das variações da taxa de juros mais coerente com a realidade, como sugerido por Judd e Rudebusch (1998). Ao se utilizar esta especificação dinâmica modificamos a interpretação dos coeficientes  $\beta_i$ , que poderiam ser considerados um coeficiente de resposta de longo prazo à inflação e ao gap do produto e agora passam a ser as respostas de curto-prazo destes. Nesse sentido Taylor (1999) argumenta que a especificação sem a suavização dos juros tem um caráter puramente normativo.

Entretanto, como comentado por McCallum (1993a, b) a especificação (1) não é, de fato, operacional, uma vez que os valores correntes de  $\pi$  e de  $y$  não são conhecidos. Sendo assim, uma especificação alternativa é proposta por Clarida, Gali e Gertler (2000) e reformulada por Orphanides (2001, 2002) onde a inflação é substituída pela inflação esperada. Clarida, Gali e Gertler utilizam um modelo econométrico para alcançar o valor esperado da inflação de um ano a frente, porém conforme sugerido por Orphanides (2001) a melhor medida é a expectativa de inflação divulgada pelo Banco Central, e que deve-se utilizar a diferença entre a inflação esperada de um ano a frente e a meta de inflação para se avaliar qual é o valor da taxa natural percebida pelo Banco Central. Assim, uma especificação alternativa para a regra de reação do Bacen é dada por,

$$jur_t = \beta_0 + \rho jur_{t-1} + \beta_1 (E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t]) + \beta_2 y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $\bar{\pi}_t$  é a meta de inflação para doze meses à frente. Logo, temos duas especificações alternativas. Uma baseada em (1) porém com valores defasados para  $\pi$  e  $y$ , seguindo a sugestão de MacCallum, e outra dada por (2)<sup>1</sup>. Estas duas equações são, portanto, estimadas com parâmetros variáveis no tempo<sup>2</sup>, de forma a se observar como a regra de Taylor para o caso brasileiro tem se comportado ao longo do tempo.

Nesta subseção, descrevemos a modelagem econométrica de diferentes funções de reação de política monetária do Banco Central, de acordo com possíveis medidas de política monetária discretas, qualitativas.

Consideramos como medidas discretas, variáveis qualitativas que podem assumir três valores possíveis: -1, 0 e 1. Atribuímos o valor -1 a períodos em que o Banco Central estaria assumindo uma postura “solta” de política monetária. Similarmente, associamos o valor 0 a períodos de uma possível neutralidade e 1 a períodos de possível contração monetária. O detalhamento exato de tais medidas se encontra em seção anterior.

Tal como Huang e Lin (2006), modelamos tais medidas qualitativas com um probit ordenado (estático) simples e com duas versões de probits dinâmicos, uma com

<sup>1</sup> Consideramos esta especificação sem defasagem no gap do produto para manter coerência com outros trabalhos feitos para o Brasil como Minella et al, 2003.

<sup>2</sup> Utilizamos as regras de Taylor como equações de medida equações em diferença de primeira ordem

coeficientes fixos e outra com coeficientes variáveis. A vantagem de se permitir coeficientes variáveis é que, assim, podemos detectar a ocorrência de quebras estruturais nos parâmetros do modelo.

### 3.1.1 Modelo OP

Iniciaremos considerando um probit ordenado em duas especificações plausíveis para a função de reação:

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t] + \beta_2 y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $I_t^*$  é uma variável latente que representa como a política monetária reage aos choques na economia. Em particular, seus valores realizados,  $I_t$ , assumem os valores  $-1$ ,  $0$  e  $1$ , como indicado acima. As variáveis explicativas já foram descritas na subseção anterior. Como vemos, a equação (3) assume que o Banco Central reage a mudanças na inflação e hiato passados enquanto que a equação (4) postula que o Banco Central reaja às expectativas de inflação futura que não correspondam à meta e ao hiato do produto corrente. Ambas as especificações acima possuem resíduos normalmente distribuídos com variância normalizada em 1.

Os valores observados  $I_t$  são determinados da seguinte forma:

$$I_t = \begin{cases} -1, & \text{se } I_t^* \leq 0, \\ 0, & \text{se } 0 < I_t^* \leq \gamma, \text{ e} \\ 1, & \text{se } \gamma < I_t^* \leq 0. \end{cases}$$

Conseqüentemente, em qualquer dos casos, estimamos  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\gamma$  conjuntamente. Para tanto, usamos a procedimento baseado em simulações para se computar a distribuição posterior exata dos parâmetros, Albert e Chib (1993).

### 3.1.2 Modelo FP-DOP

Ao invés de um probit estático, podemos modelar a medida de política monetária por meio de um probit dinâmico com parâmetros constantes. Consideramos as seguintes especificações:

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \phi I_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t] + \beta_2 y_t + \phi I_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

O probit ordenado dinâmico com parâmetros fixos difere do estático na medida em que considera, além das variáveis explicativas, defasagens da variável de política monetária. Isto é feito pois queremos modelar qualquer correlação serial dos resíduos que possa ter permanecido na especificação estática.

Em geral, devemos esperar que os resíduos na especificação estática sejam serialmente correlacionados como decorrência do gradualismo na condução da política monetária. Tal gradualismo se manifesta em uma certa inércia na evolução das variáveis de política, que é modelada pela inclusão de componentes autorregressivos na especificação dinâmica. Se isto não for feito, tal autocorrelação se manifesta forçosamente nos resíduos da especificação estática. Apesar de podermos incluir tantas defasagens quantas necessárias para "embranquecer" os resíduos, este artigo inclui apenas uma defasagem.

### 3.1.3 Modelo TVM-DOP

Uma terceira especificação dinâmica sugerida por Huang e Lin (2006) considera um probit ordenado dinâmico com parâmetros variáveis. Esta especificação tem por vantagem capturar possíveis quebras estruturais dos parâmetros, causadas por mudanças na condução de política monetária. Essas mudanças podem ser relacionadas, por exemplo, com diferentes intensidades na intenção da política ao longo do tempo, bem como com diferentes ênfases nos objetivos de estabilidade dos preços e crescimento econômico.

A especificação de reação da política monetária com o probit dinâmico com parâmetros variáveis é dada abaixo:

$$I_t^* = [1 \quad \pi_{t-1} \quad y_{t-1} \quad I_{t-1}] [\beta_{0t} \quad \beta_{1t} \quad \beta_{2t} \quad \phi_t]' + \varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{0t} \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \phi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{0(t-1)} \\ \beta_{1(t-1)} \\ \beta_{2(t-1)} \\ \phi_{t-1} \end{bmatrix} + \eta_t \quad (7)$$

$$I_t^* = [1 \quad E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t] \quad y_t \quad I_{t-1}] [\beta_{0t} \quad \beta_{1t} \quad \beta_{2t} \quad \phi_t]' + \varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} \beta_{0t} \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \phi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{0(t-1)} \\ \beta_{1(t-1)} \\ \beta_{2(t-1)} \\ \phi_{t-1} \end{bmatrix} + \eta_t \quad (8)$$

onde assume-se que os coeficientes sigam um passeio aleatório vetorial com distúrbios normais independentes entre si.

### 3.1.4 Inferência

Queremos inferir a respeito dos parâmetros das equações que representam a função de reação do Banco Central, do parâmetro  $\gamma$  da normal truncada que rege a variável latente e, no caso de parâmetros que variam com o tempo, de suas variâncias. Representando o vetor dos parâmetros de interesse por  $\theta$ , representamos sua distribuição posterior por:

$$p(\theta|I) = \frac{p(\theta)f(I|\theta)}{\int p(\theta)f(I|\theta)} \propto p(\theta)f(I|\theta)$$

onde  $p(\theta)$  representa as crenças a priori sobre os parâmetros e  $f(I|\theta)$  a densidade amostral dado o parâmetro  $\theta$  (função de verossimilhança).

Para obter a informação sobre os parâmetros desejados devemos inferir sobre sua distribuição a posteriori. Para tanto, usamos simulações de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC). Mais precisamente, usamos o método de amostragem de Gibbs, que é um algoritmo particular de MCMC.

Resumidamente, a amostragem por Gibbs consiste em gerar amostras da variável latente e dos parâmetros, em processos de iterações sucessivas. Em cada iteração, a distribuição que gera as amostras é atualizada, levando-se em conta os novos parâmetros da equação e da truncagem produzidos na última iteração. Ao longo desse processo, obtém-se uma seqüência de parâmetros que pode ser interpretada como realizações de uma cadeia de Markov. Espera-se que esta cadeia convirja em distribuição para a densidade conjunta a posteriori das variáveis latentes e dos parâmetros. Conseqüentemente, descartando um número suficientemente grande de pontos iniciais nas seqüências dos parâmetros, podemos obter informação sobre suas densidades marginais a posteriori. Por fim, usamos o teorema ergódico para estimar os momentos dessas densidades a posteriori com os momentos amostrais da série temporal. Uma explicação mais detalhada deste procedimento se encontra em Huang e Lin (2006).

## 4 Resultados

Desejamos determinar qual tem sido o comportamento da política monetária ao reagir a choques na inflação, inflação esperada e no hiato do produto. Para tanto, utilizamos dados mensais de 1996:01 a 2006:03 para estimar as equações (1) e (2) utilizando a SELIC como medida de política monetária e, em seguida (3) a (8) usando os índices construídos na seção 2 como medida de política monetária. Os dados de hiato do produto foram construídos utilizando-se a produção industrial mensal filtrados pelo filtro  $hp^3$ , o índice de preços usado para a inflação foi o IPCA, as expectativas de inflação são as divulgadas pelo Boletim do Banco Central, e as metas de inflação usadas são as divulgadas pelo Bacen mensalizadas por uma interpolação linear.

### 4.1 Modelos com SELIC como variável de Política Monetária

Ao utilizarmos a SELIC como medida de política monetária estimamos inicialmente um modelo com parâmetros fixos por mínimos quadrados ordinários alcançando as estimações apresentadas na Tabela 1. Uma variável *dummy* denominada de IT foi inserida para separar os períodos pré e pós meta de inflação, assumindo valores zero antes da adoção do regime de metas e um para o período após a adoção do regime. Os resultados indicam uma reação insignificante com relação à inflação antes do período de metas, porém fortemente significativa no período de metas de inflação. Ao mesmo

---

<sup>3</sup>Diferença percentual do produto real com relação ao potencial

tempo, o parâmetro de soothing dos juros também diminui sensivelmente para o período das metas, embora permaneça positivo. O parâmetro de reação ao hiato do produto foi insignificante em todos os resultados.

Tabela 1: Estimações para os modelos usando SELIC

Variáveis	Estimações		
	( 1 )	( 2 )	( 3 )
C	0.0369 (0.0142)	0.0974 (0.0225)	0.0667 (0.0173)
$jur_{t-1}$	0.8240 (0.0602)	0.6822 (0.0779)	0.6333 (0.0903)
$\pi_{t-1}$	-0.0027 (0.0804)	-0.1240 (0.0885)	...
$y_{t-1}$	0.1397 (0.1590)	0.1373 (0.2386)	...
$jur_{t-1} * IT$	...	-0.3228 (0.0948)	...
$\pi_{t-1} * IT$	...	0.4341 (0.1968)	...
$y_{t-1} * IT$	...	-0.4100 (0.2730)	...
$E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}]$	...	...	0.4218 (0.2188)
$y_t$	...	...	-0.1532 (0.1702)

OBS: Erros-Padrão entre parênteses

Se considerarmos como regra que a reação à inflação (0.43) tem de ser maior que um menos o parâmetro de suavização (1-0.36) para obtermos as condições necessárias e suficientes de um equilíbrio determinado<sup>4</sup> [ver Woodford (2004, cap. 4)] podemos dizer que o modelo que considera a reação à inflação passada é, na média, muito próxima da requerida pela teoria para se alcançar a estabilidade no período de metas de inflação. Se usarmos a especificação com desvio da expectativa de inflação com relação à meta chegaremos a uma conclusão similar<sup>5</sup>, de forma que a regra de política monetária é, a princípio, coerente com a teoria econômica para se obter a estabilização da inflação.

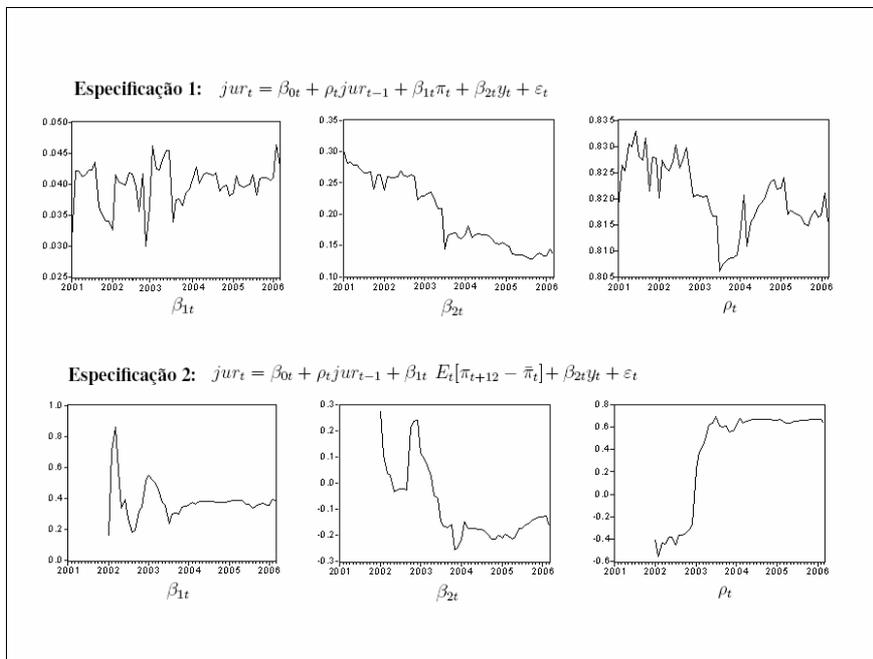
A fim de expandir a análise utilizamos modelos com parâmetros variáveis no tempo para verificar como o comportamento do banco central tem se alterado ao longo do

<sup>4</sup>A regra é dada por  $\beta_1 + \Omega\beta_2 > 1 - \rho$ , onde  $\Omega$  é um parâmetro estrutural da economia. Assim, estamos considerando que a resposta ao hiato do produto é zero por esta ser insignificante

<sup>5</sup>Neste caso a regra é dada por,  $\beta_1 < 1 + \rho + \Omega(\beta_2 + \Psi(1 + \rho))$ , onde  $\Psi$  é um parâmetro estrutural da economia positivo

tempo. Os resultados apresentados na figura 2 deixam clara uma certa estabilidade dos parâmetros com exceção de 2003 quando parece ter ocorrido um aumento do parâmetro de reação da inflação e, em contrapartida, uma queda do parâmetro de *smoothing* da política monetária. Ao utilizarmos a especificação com desvio da inflação com relação à sua meta é possível observar uma mudança drástica do parâmetro de smoothing da política monetária em 2003, que foi mantida nos anos posteriores, o que, aliada a estabilidade do parâmetro de reação ao desvio da inflação significa um caráter mais rigoroso de combate à inflação de longo-prazo.

Figura 2: Parâmetros da Reação da Política Monetária - SELIC



## 4.2 Modelos com variáveis discretas de Política Monetária

Como abordado na seção 2 a SELIC pode variar por diversos motivos não relacionados com a política monetária. Dessa forma três indicadores alternativos são sugeridos para isolar os efeitos causados pela política monetária e observar como estes variam no tempo para o caso brasileiro.

Inicialmente modelos de probit ordenado referentes às equações 3 e 4 são estimados, e seus resultados são apresentados nas Tabelas 2 e 3. Os resultados correspondem a média, erro-padrão e percentis das distribuições marginais a posteriori. Tais percentis nos dão uma visão geral da posição dessas distribuições.

A Tabela 2 nos informa os resultados do probit ordenado para a especificação que modela o índice de política monetária como dependendo da inflação passada e do

Tabela 2: Estimacões do Modelo OP com Inflacão Passada

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

	Média	Erro Padrão	Mediana	2.5%	5.0%	95.0%	97.5%
<b>Índice 1</b>							
$\beta_0$	0.4295	0.2636	0.4293	-0.0938	-0.0081	0.8572	0.9287
$\beta_1$	-2.7604	3.268	-2.7331	-9.0777	-8.0992	2.6393	3.7385
$\beta_2$	10.8292	4.3182	10.7892	2.4339	3.8005	17.9435	19.4207
$\gamma$	1.1957	0.1418	1.1985	0.9013	0.9518	1.4284	1.4735
<b>Índice 2</b>							
$\beta_0$	0.8589	0.3038	0.8580	0.2671	0.3636	1.3550	1.4529
$\beta_1$	1.5203	3.9719	1.4887	-6.3096	-5.0708	7.9937	9.2943
$\beta_2$	6.4204	5.4273	6.4098	-4.1113	-2.4437	15.2750	17.1065
$\gamma$	2.3853	0.2075	2.3809	1.9807	2.0510	2.7310	2.8029
<b>Índice 3</b>							
$\beta_0$	1.4292	0.3676	1.4239	0.7280	0.8376	2.0403	2.1584
$\beta_1$	-3.3609	4.6815	-3.3468	-12.5738	-11.0468	4.2775	5.7649
$\beta_2$	1.9685	6.3988	1.9948	-10.4911	-8.5133	12.6215	14.7519
$\gamma$	3.3279	0.3286	3.3061	2.7336	2.8188	3.9095	4.0351

hiato do produto passado. Em todos os casos o  $\gamma$  apresenta valores significativamente positivos a julgar pelos seus intervalos de confiança bayesianos de 95%. Quanto ao  $\beta_2$ , apesar de seus percentis indicarem valores negativos no intervalo de 90% sua média e mediana são positivas para todos os casos, o que sugere uma política ativa para a estabilizacão do produto em torno do produto potencial. Por outro lado, o  $\beta_1$  apresenta média e mediana negativos para as estimacões com IND1 e IND3. Para o caso da estimacão usando o IND2 como variável dependente o resultado foi positivo. Isto é coerente com a forma de construçãõ deste indicador que leva em conta apenas as reações do Bacen a choques inesperados na inflaçãõ passada.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo de probit ordenado que utiliza uma especificaçãõ considerando as reações do Banco Central aos desvios da inflaçãõ com relaçãõ à sua meta. Os resultados são similares aos obtidos no caso anterior, com exceçãõ à reaçãõ do Bacen com relaçãõ à inflaçãõ esperada. Agora as médias e medianas são positivas quando usado IND2 e IND3, mas negativa quando usado o IND1. No caso do IND2 é possível observar ainda que o  $\beta_1$  apresenta valores significativamente positivos a julgar pelos seus intervalos de confiança bayesianos de 95%. Isso indica que a probabilidade do Banco Central passar a ter uma política mais rigorosa está atrelada à taxa de inflaçãõ, como é de se esperar.

As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados dos modelos probit ordenados dinâmicos, onde o caráter autoregressivo dos juros é considerado. A especificaçãõ que considera a reaçãõ do Bacen à inflaçãõ passada encontra resultados contraditórios ao alcançar valores médios de  $\beta_1$  negativos em todos os casos. Tal situaçãõ é invertida ao utilizar

Tabela 3: Estimações do Modelo OP com Expectatva de Inflação

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t] + \beta_2 y_t + \varepsilon_t$$

	Média	Erro Padrão	Mediana	2.5%	5.0%	95.0%	97.5%
<b>Índice 1</b>							
$\beta_0$	1.4292	0.3676	1.4239	0.7280	0.8376	2.0403	2.1584
$\beta_1$	-3.3609	4.6815	-3.3468	-12.5738	-11.0468	4.2775	5.7649
$\beta_2$	1.9685	6.3988	1.9948	-10.4911	-8.5133	12.6215	14.7519
$\gamma$	3.3279	0.3286	3.3061	2.7336	2.8188	3.9095	4.0351
<b>Índice 2</b>							
$\beta_0$	0.7708	0.2027	0.7691	0.3802	0.4433	1.1077	1.182
$\beta_1$	32.9307	12.3672	32.8575	8.8379	12.6359	53.3472	57.3993
$\beta_2$	6.3924	7.5501	6.2846	-8.5061	-6.0298	19.0103	21.1521
$\gamma$	2.4801	0.3159	2.4640	1.8945	1.9768	3.0182	3.1409
<b>Índice 3</b>							
$\beta_0$	0.9614	0.2141	0.9602	0.5480	0.6137	1.3161	1.3841
$\beta_1$	15.466	13.1072	15.3495	-10.0882	-5.7677	37.4105	41.3111
$\beta_2$	2.9062	8.3574	2.8709	-13.3368	-10.7000	16.8096	19.4546
$\gamma$	3.0117	0.3817	2.9947	2.3276	2.4197	3.6704	3.8159

Tabela 4: Estimações do Modelo DOP-FP com Inflação Passada

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \phi I_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

	Média	Erro Padrão	Mediana	2.5%	5.0%	95.0%	97.5%
<b>Índice 1</b>							
$\phi$	0.7296	0.0691	0.7323	0.5888	0.6121	0.8388	0.8600
$\beta_0$	0.4246	0.2485	0.4243	-0.0580	0.0173	0.8358	0.9148
$\beta_1$	-4.7942	3.1847	-4.7816	-11.0613	-10.0634	0.5093	1.4571
$\beta_2$	9.9571	4.3302	9.8790	1.6190	2.8782	17.1902	18.5563
$\gamma$	1.7654	0.2382	1.7561	1.3116	1.3987	2.1679	2.2570
<b>Índice 2</b>							
$\phi$	0.5325	0.1301	0.5415	0.2650	0.3080	0.7362	0.7658
$\beta_0$	0.6045	0.2829	0.6031	0.0571	0.1440	1.0774	1.1656
$\beta_1$	-0.3635	3.5905	-0.3691	-7.3940	-6.3227	5.4807	6.6961
$\beta_2$	6.7065	5.0784	6.7434	-3.0548	-1.5536	15.0557	16.6453
$\gamma$	2.9979	0.3843	2.9661	2.3225	2.4161	3.7047	3.8335
<b>Índice 3</b>							
$\phi$	0.4273	0.2107	0.4544	-0.0406	0.0360	0.7277	0.7636
$\beta_0$	0.9681	0.3929	0.9466	0.2549	0.3625	1.6433	1.8049
$\beta_1$	-2.8200	4.0830	-2.8134	-10.9102	-9.5984	3.7952	5.1494
$\beta_2$	3.3184	5.7218	3.3599	-7.9300	-6.0796	12.5367	14.2830
$\gamma$	3.8497	0.5836	3.7881	2.9085	3.0253	4.9266	5.1789

a especificação com desvio da inflação com relação a sua meta, onde tanto a média como a mediana de  $\beta_1$  assumem valores positivos em todos os casos.

Tabela 5: Estimações do Modelo DOP-FP com Expectativa de Inflação

$$I_t^* = \beta_0 + \beta_1 E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t] + \beta_2 y_t + \phi I_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

	Média	Erro Padrão	Mediana	2.5%	5.0%	95.0%	97.5%
<b>Índice 1</b>							
$\phi$	0.7306	0.0901	0.7352	0.5379	0.5761	0.8695	0.8966
$\beta_0$	0.0470	0.1619	0.0486	-0.2676	-0.2189	0.3131	0.3649
$\beta_1$	22.1217	12.9469	21.9951	-2.5865	1.1666	43.7938	48.2542
$\beta_2$	26.3384	8.9213	26.0996	9.4029	11.9850	41.4981	44.6881
$\gamma$	2.3672	0.4853	2.3320	1.5479	1.6400	3.2312	3.3714
<b>Índice 2</b>							
$\phi$	0.3910	0.1802	0.4021	0.0138	0.0739	0.6700	0.7198
$\beta_0$	0.4622	0.2128	0.4558	0.0597	0.1232	0.8224	0.8909
$\beta_1$	19.0805	11.8928	18.8767	-3.8577	-0.3772	38.8091	42.8375
$\beta_2$	5.5404	7.2561	5.5223	-8.7063	-6.3147	17.5863	19.9274
$\gamma$	2.6043	0.3990	2.5812	1.9120	1.9971	3.2781	3.4304
<b>Índice 3</b>							
$\phi$	0.4095	0.2315	0.4331	-0.1036	-0.0120	0.7499	0.7914
$\beta_0$	0.6324	0.2742	0.6196	0.1365	0.2082	1.1110	1.2288
$\beta_1$	11.7669	12.6545	11.7007	-12.6207	-8.8340	32.7174	37.1621
$\beta_2$	5.8146	7.9381	5.8215	-9.8632	-7.3557	18.8505	21.3914
$\gamma$	3.4901	0.6040	3.4097	2.5160	2.6414	4.6073	4.8700

A fim de considerar as variações ao longo do tempo dos parâmetros de reação da política monetária os modelos foram re-estimados utilizando-se coeficientes variáveis. Os resultados são apresentados nas figuras ?? a ??. Os resultados para a especificação com inflação passada afetando a decisão do Bacen são controversos uma vez que são extremamente instáveis, com mudanças frequentes de sinal.

Por outro lado, os resultados do modelo com a especificação que leva em conta os desvios da inflação com relação à sua meta são coerentes para todos os indicadores sugeridos, apresentando sempre o sinal esperado e um comportamento similar. Os resultados indicam um aumento substancial dos valores dos parâmetros de reação da política monetária à inflação esperada e do parâmetro de suavização dos juros, apontando para uma política mais agressiva de combate a inflação tanto de curto como de longo prazos no período recente. O início do período de aumento do  $\beta_1$  coincide para o início de 2003 em todos os casos, sugerindo que o governo Lula, que assumiu nesta época, tem uma política mais ativa no combate à inflação que o governo anterior.

Figura 3: Parâmetros da Reação da Política Monetária - IND1

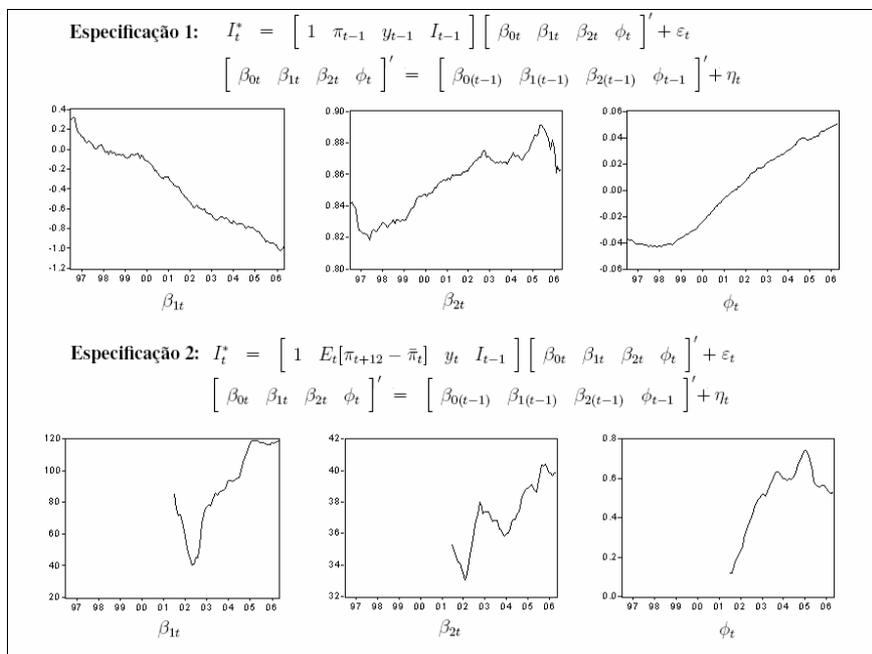


Figura 4: Parâmetros da Reação da Política Monetária - IND2

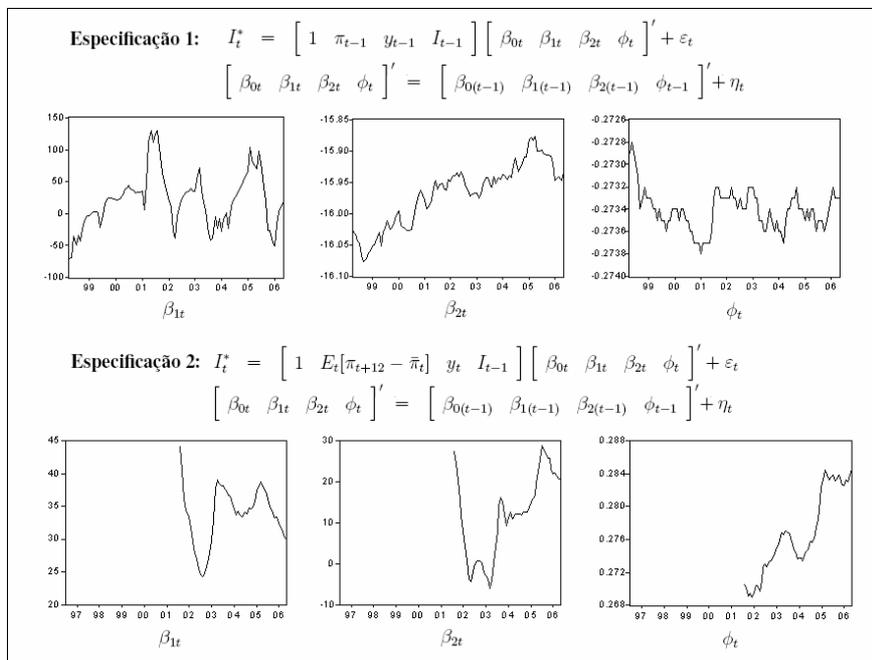
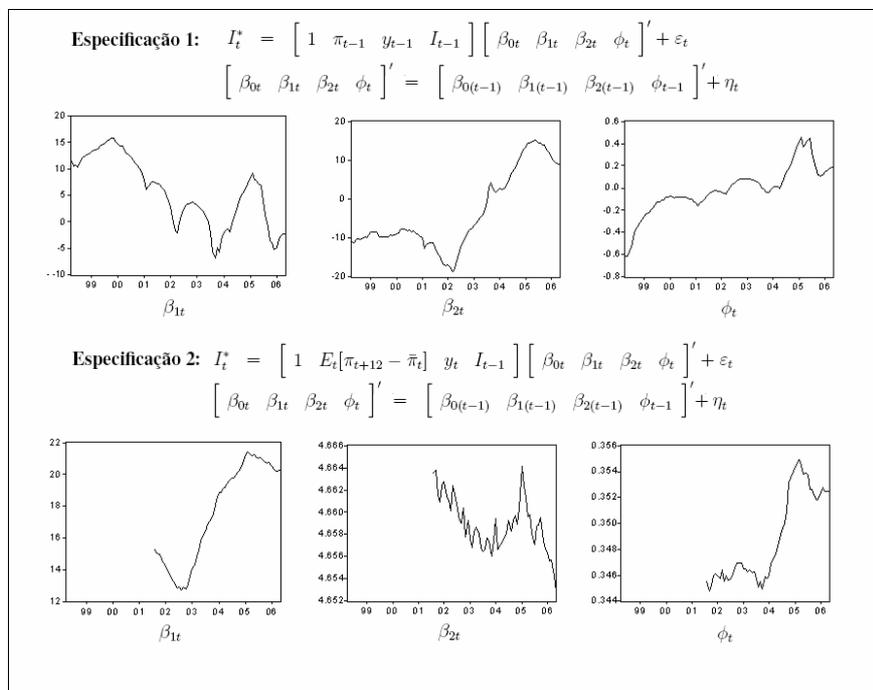


Figura 5: Parâmetros da Reação da Política Monetária - IND3



## 5 Conclusões

Este artigo teve como objetivo estimar a função de reação do Banco Central a variações na inflação, na inflação esperada e no hiato do produto. Para tanto, medidas alternativas de política monetária foram sugeridas, baseadas em uma abordagem narrativa inspirada em Friedman e Schwarz (1963) e Romer e Romer (1989) com o objetivo de isolar o componente de decisão de política de outras possíveis causas de variações da SELIC.

Dessa forma, a estimação e inferência são feitas a partir de uma abordagem bayesiana de simulações chamada de Cadeias de Markov Monte Carlo (MCMC) de um modelo Probit ordenado dinâmico. Em uma segunda etapa do artigo os modelos foram estimados utilizando-se parâmetros variáveis no tempo para se estudar o comportamento da reação da Política Monetária ao longo do tempo.

Os resultados evidenciam que o Banco Central tem uma política monetária ativa de combate à inflação e esta política tem se tornado mais agressiva em um período recente, coincidente com o período governo Lula, com um aumento substancial do parâmetro de reação à inflação.

## Referências

- [1] **Albert, J., Chib, S.**, 1993. Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data. *American Statistical Association*, 88, 669-679.
- [2] **Arida, P., Bacha, E., Lara-Resende, A.**, 2004. Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: conjectures on the case of Brazil. *Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças, Rio de Janeiro, Brazil*
- [3] **Bernanke, B., Mihov, I.**, 1998. Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 869-902.
- [4] **Boschen, J., Mills, L.**, 1995. The Relation Between Narrative and Money Market Indication of Monetary Policy. *Oxford Journal*, 1, 24-44.
- [5] **Clarida, R., Gali, J., Gertler, M.**, 1997. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, 42, 1033-1067.
- [6] **Clarida, R., Gali, J., Gertler, M.**, 2000. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180.
- [7] **Davutyan, N., Parke, W.**, 1995. The operations of the Bank of England, 1890-1908: a dynamic probit approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 1099-1112.
- [8] **Eichengreen, B., Watson, M., Grossman, R.**, 1985. Bank Rate Policy Under the Interwar Gold Standard: A Dynamic Probit Model. *Economic Journal*, 95, 725-745.
- [9] **Friedman, M., Schwartz, A.**, 1971. Monetary History of the United States, 1867-1960. *Princeton University Press*, 45, 32-64.
- [10] **Huang, T., Shen, C.**, 2002. Seasonal Cointegration and Cross-Equation restrictions on a Forward-Looking Buffer Stock Model of Money Demand. *Applied Economics*, 38, 449-464.
- [11] **Huang, H., Lin, S.**, 2006. Time-varying discrete monetary policy reaction. *Journal of Economics*, 111, 11-46.
- [12] **Judd, J., Rudebusch, G.**, 1998. Taylor's rule and the Fed, 1970-1997. *Economic Review*, 3-16.
- [13] **King, R., Plosser, C.**, 1984. The Behavior of Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle. *American Economic Review*, 3, 363-380.

- [14] **Mirella, A., Freitas, P., Goldfajn, I., Muinhos, M.**, 2003. Inflation Targetin in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Trabalho para Discussão, Banco Central do Brasil*, 77, Julho.
- [15] **McCallum, B.**, 1993a. Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan. *Economic Quarterly, Federal Reserve Bank of Richmond*, 2, 13-43.
- [16] **McCallum, B.**, 1993b. Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Some Critical Issues. *Monetary and Economic Studies*, 11, 1-45.
- [17] **McNess, S.**, 1986. Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: A Comparison of US Forecasts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 5-15.
- [18] **Orphanides, A.**, 2000. Activist Stabilization Policy and Inflation: The Taylor Rule in the 1970s. *Journal of Dynamics and Control*, 26, 2093-2113.
- [19] **Orphanides, A.**, 2001. Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. *American Economic Review*, 91, 964-985.
- [20] **Primiceri, G.**, 2005. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economics Studies*, 72, 821.
- [21] **Romer, C., Romer, D.**, 1989. Does Monetary Policy Matter? A New test in the spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 121-170.
- [22] **Romer, C., Romer, D.**, 2004. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. *American Economic Association*, 94, 1055-1084.
- [23] **Taylor, John B.**, 1993. Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- [24] **Taylor, J.**, 1999. The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank. *Journal of Monetary Economics*, 3, 655-679.
- [25] **Tobin, J.**, 1965. The Monetary Interpretation of History. *The American Economic Review*, 3, 464-485.
- [26] **Woodford, M.**, 2004. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.