

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

---

Três Ensaio sobre Política Monetária no Brasil: Assimetrias  
nos Efeitos Reais de Choques Monetários, Preferências do  
Banco Central e Regras Monetárias Ótimas

---

Porto Alegre  
2008

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

**Três Ensaio sobre Política Monetária no Brasil: Assimetrias  
nos Efeitos Reais de Choques Monetários, Preferências  
do Banco Central e Regras Monetárias Ótimas**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande de Sul como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino  
Portugal

Porto Alegre  
2008

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)  
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

A659t

Aragón, Edilean Kleber da Silva Bejarano

Três ensaios sobre política monetária no Brasil: assimetrias nos efeitos reais de choques monetários, preferências do Banco Central e regras monetárias ótimas / Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón. – Porto Alegre, 2008.

114 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2008.

1. Política monetária : Brasil. 2. Inflação : Brasil. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.74(81)  
336.764.02(81)

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

**Três Ensaio sobre Política Monetária no Brasil: Assimetrias  
nos Efeitos Reais de Choques Monetários, Preferências  
do Banco Central e Regras Monetárias Ótimas**

**Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande de Sul como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Economia.**

Banca Examinadora:

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal (Orientador – UFRGS)

---

Prof. Dr. Márcio Holland de Brito (FGV-SP)

---

Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia (UFPB)

---

Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes (UNISINOS)

## AGRADECIMENTOS

*Ao professor Marcelo Portugal, pela dedicada e valiosa orientação ao longo da elaboração deste trabalho, pelo exemplo de profissionalismo e pela amizade.*

*Aos membros da Banca Examinadora, pelas críticas e sugestões.*

*A Náthaly, pelo amor, paciência e incentivo ao longo de todo o curso de Doutorado.*

*Aos membros da Massa Crítica - Erik Alencar, José Luis e Renato Sugahara – pela amizade, parceria nos estudos e momentos de lazer caracterizados por degustações de vinho e “milionárias” apostas no Pôquer.*

*Aos amigos Osvaldo Candido e Priscilla Golzio, pela amizade e apoio.*

*Aos funcionários do PPGE, pelo eficiente apoio técnico.*

*À CAPES e ao CNPq, pelo apoio financeiro ao longo destes anos de Doutorado.*

*Aos meus pais, Esmerino e Diva, pelo apoio e amor incondicional.*

## Resumo

Esta tese é composta de três ensaios. No primeiro ensaio, nós examinamos se os efeitos reais das ações de política monetária no Brasil são assimétricos. Para isto, estimamos modelos Markov-switching que permitem que os choques monetários positivos e negativos afetem a taxa de crescimento do produto de forma assimétrica nos estados de expansão e recessão econômica. Os resultados obtidos mostram que: i) quando as ações de política monetária são mensuradas através das inovações ortogonalizadas para a taxa Selic em um modelo VAR, os efeitos reais de choques monetários negativos são maiores do que os de choques positivos no estado de expansão e os efeitos reais de choque negativos são maiores em expansão do que em recessão econômica; ii) quando a variação na taxa de juros Selic é tomada como medida de política monetária, nós constatamos também assimetrias entre os efeitos reais de variações positivas e negativas na taxa Selic durante a fase de recessão, e entre os efeitos reais de variações negativas na taxa Selic entre as fases do ciclo de negócios. No segundo ensaio, nós procuramos aperfeiçoar o entendimento da política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação através da calibração das preferências do Banco Central. Em específico, nós calibramos a função perda do policymaker escolhendo, de uma ampla classe de políticas alternativas, os valores dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio entre a trajetória ótima e a trajetória verdadeira da taxa Selic. Nossos resultados mostram que o Banco Central tem adotado um regime de metas de inflação flexível e dado um maior peso à estabilização da inflação. Nós constatamos também que a preocupação da autoridade monetária com a suavização da taxa de juros tem sido maior do que com a estabilização do produto. O terceiro ensaio investiga a existência de possíveis assimetrias nos objetivos do Banco Central. Assumindo que a função perda é assimétrica em relação a desvios positivos e negativos do gap do produto e da taxa de inflação em relação à meta, nós estimamos uma função de reação não-linear que permite identificar e testar a significância estatística dos parâmetros de assimetrias nas preferências da autoridade monetária. Para o período de 2000-2007, os resultados indicaram que o Banco Central brasileiro apresentou uma preferência assimétrica a favor de uma inflação acima da meta. Visto que este comportamento pode ser decorrente das decisões de política em momentos de fortes crises (tais como as de 2001 e 2002), nós delimitamos a nossa amostra para o período de 2004-2007. Para este período, nós não encontramos evidências empíricas apontando para qualquer tipo de assimetria nas preferências sobre a estabilização da inflação e do gap do produto.

**Palavras-chave:** Choques monetários positivos e negativos; Ciclo de negócios; Preferências do Banco Central; Política monetária ótima; Regras de taxa de juros não-lineares.

## Abstract

This thesis is composed of three essays. In the first essay, we check whether the effects of monetary policy actions on output in Brazil are asymmetric. Therefore, we estimate Markov-switching models that allow positive and negative shocks to affect the growth rate of output in an asymmetric fashion in expansion and recession states. Results show that: i) when monetary policy actions are measured by means of orthogonalized innovations for the Selic rate in a VAR model, the real effects of negative monetary shocks are larger than those of positive shocks in an expansion and the real effects of negative shocks are greater in an expansion than in a recession; ii) when the variation in the Selic rate is used to measure monetary policy, we also have asymmetries between the real effects of positive and negative variations in the Selic rate during a recession, and between the real effects of negative variations of the Selic rate between the states of the business cycle. In the second essay, we seek to further elucidate the Brazilian monetary policy under the inflation targeting regime by calibrating Central Bank preferences. More specifically, we calibrate the policymaker's loss function by choosing the preference parameter values which minimize the deviation between the optimal and actual paths of the basic interest rate (Selic). Our results indicate that the Central Bank has adopted a flexible inflation target regime and placed some greater weight upon inflation stabilization. We also find out that the monetary authority's concern with interest rate smoothing has been far deeper than with output stabilization. The third essay investigates the existence of possible asymmetries in the Central Bank of Brazil's objectives. By assuming that the loss function is asymmetric with regard to positive and negative deviations of the output gap and of the inflation rate from its target, we estimated a nonlinear reaction function which allows identifying and checking the statistical significance of asymmetric parameters in the monetary authority's preferences. For years 2000 to 2007, results indicate that the Central Bank of Brazil showed asymmetric preference over an above-target inflation rate. Given that this behavior may stem from policy decisions in periods of severe crises (e.g., in 2001 and in 2002), we restricted our sample to the 2004-2007 period. We did not find any empirical evidence of any type of asymmetry in the preferences over the stabilization of inflation and of the output gap for this period.

**Keywords:** Positive and negative monetary shocks; Business cycle; Central Bank preferences; Optimal monetary policy; Nonlinear interest rate rules.

## Lista de Figuras

### Capítulo 2

Figura 1 - Choques monetários obtidos do VAR	28
Figura 2 - Variações da taxa de juros Selic	28
Figura 3 - Evolução da taxa de crescimento do PIB e das probabilidades filtradas e suavizadas de recessão para o modelo MS(2)-ARX1(7)	34
Figura 4 - Efeitos estado-dependentes de um choque monetário do VAR	37
Figura 5 - Evolução da taxa de crescimento do PIB e das probabilidades filtradas e suavizadas de recessão para o modelo MS(2)-ARX2(7)	40
Figura 6 - Efeitos estado-dependentes de uma variação da taxa Selic	42

### Capítulo 3

Figura 1 - Taxa Selic observada versus taxa Selic ótima	66
Figura 2 - Taxa Selic observada versus taxa Selic ótima para diferentes pesos na função Perda	70
Figura 3 - Trajetórias para a taxa Selic observada e simulada	77
Figura A1 - Gap do produto ( $y_t$ )	82
Figura A2 - Taxa de inflação anualizada ( $\pi_t$ )	82
Figura A3 - Taxa real de juros ( $r_t$ )	82
Figura A4 - Taxa de câmbio nominal ( $q_t$ )	82
Figura A5 - Depreciação da taxa de câmbio ( $\Delta q_t$ )	83
Figura A6 - Meta de inflação	87

### Capítulo 4

Figura 1 - Função perda simétrica e assimétrica em relação ao gap do produto (a) e a inflação (b)	96
Figura A1 - Taxa de juros Selic	114
Figura A2 - Gap do produto	114
Figura A3 - Desvio da inflação em relação a uma meta constante	115
Figura A4 - Desvio da inflação em relação a uma meta tempo-variante	115
Figura A5 - Desvio da inflação esperada em relação à meta	115



## Lista de Tabelas

### Capítulo 2

Tabela 1 - Critérios de informação para o VAR	25
Tabela 2 - Testes de especificação dos resíduos do VAR	26
Tabela 3 - Teste LR para escolha de $p$ no modelo MS(2)-ARX1( $p$ )	30
Tabela 4 - Critérios de informação e teste LR do modelo MS(2)-ARX1(7) versus modelo linear	31
Tabela 5 - Testes de especificação para o modelo MS(2)-ARX1(7)	31
Tabela 6 - Estimativas dos parâmetros do modelo MS(2)-ARX1(7)	33
Tabela 7 - Testes de Wald para o modelo MS(2)-ARX1(7)	35
Tabela 8 - Critérios de informação e teste LR do modelo MS(2)-ARX2(7) versus modelo linear	38
Tabela 9 - Testes de especificação para o modelo MS(2)-ARX2(7)	38
Tabela 10 - Estimativas dos parâmetros do modelo MS(2)-ARX2(7)	39
Tabela 11 - Testes de Wald para o modelo MS(2)-ARX2(7)	41

### Capítulo 3

Tabela 1 - Resultados dos testes de raiz unitária	59
Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros do modelo macroeconômico	61
Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros da função perda	64
Tabela 4 - Pesos usados na função perda do Banco Central	68
Tabela 5 - Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central	68
Tabela 6 - Testes de Wald para diferentes pesos na função perda do Banco Central	71
Tabela 7 - Estimativas dos parâmetros do VAR(4) por quase-FIML	75
Tabela A1 - Estimativas dos parâmetros da função perda	83
Tabela A2 - Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central	84
Tabela A3 - Testes de Wald para diferentes pesos na função perda do Banco Central	84
Tabela A4 - Estimativas dos parâmetros da função perda	85
Tabela A5 - Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central	86
Tabela A6 - Testes de Wald para diferentes pesos na função perda do Banco Central	86
Tabela A7 - Estimativas dos parâmetros da função perda	88
Tabela A8 - Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central	89
Tabela A9 - Testes de Wald para diferentes pesos na função perda do Banco Central	89
Tabela A10 - Sensibilidade dos parâmetros da função perda ao fator de desconto ( $\delta$ )	90

### Capítulo 4

Tabela 1 - Teste de raiz unitária ADF: 2000:01-2007:10	103
--	-----

Tabela 2 - Estimativas das funções de reação não-lineares (11), (14) e (16): 2000:1-2007:10	105
Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros de assimetria na função perda	106
Tabela 4 - Estimativas das funções de reação não-lineares (17)-(18): 2000:1-2007:10	108
Tabela 5 - Estimativas das funções de reação não-lineares (17) e (18): 2004:1-2007:10	109
Tabela A1 - Meta de inflação: 1999-2008	114

# SUMÁRIO

1	Introdução	12
2	Os efeitos reais assimétricos da política monetária no Brasil	14
2.1	Introdução	14
2.2	Metodologia empírica	18
2.2.1	Modelo econométrico	18
2.2.2	Determinação do número de regimes	22
2.2.3	Testes de simetria dos efeitos reais choques monetários	23
2.3	Descrição dos dados	24
2.4	Resultados	29
2.4.1	Estimativas para o modelo MS com choques do VAR	29
2.4.2	Cheque de robustez dos resultados	38
2.5	Conclusões	42
	Referências	44
3	Estimando as preferências do Banco Central do Brasil no regime de metas de inflação	49
3.1	Introdução	49
3.2	O modelo teórico	51
3.2.1	A estrutura da economia	51
3.2.2	O problema do Banco Central e a regra ótima de política monetária	53
3.3	Estratégia empírica	56
3.4	Resultados	57
3.4.1	Estimativas do modelo macroeconômico para o Brasil	57
3.4.2	As preferências do Banco Central no regime de metas de inflação	62
3.4.2.1	Regra ótima de política monetária	64
3.4.2.2	A trajetória ótima versus a trajetória observada da taxa Selic	65
3.4.2.3	Comparação com pesos alternativos na função perda	67
3.5	Estimando as preferências do Banco Central	72
3.5.1	Resultados da estimação	74
3.6	Conclusões	78
	Referências	79
	Apêndice A – Evolução das séries utilizadas	82
	Apêndice B – Resultados para a calibração com estimativas SUR	83
	Apêndice C – Resultados para a calibração com estimativas FIML	85
	Apêndice D – Calibrando as preferências em um modelo com metas de inflação variando no tempo	87

Apêndice E – Sensibilidade dos pesos calibrados a diferentes valores do fator de desconto ( $\delta$ )	90
4 Não-linearidades na função de reação do Banco Central: o caso de preferências assimétricas	91
4.1 Introdução	91
4.2 O modelo teórico	94
4.2.1 A estrutura da economia	94
4.2.2 Objetivos assimétricos da autoridade monetária	95
4.3 Função de reação na forma reduzida	98
4.4 Resultados	101
4.4.1 Descrição dos dados	101
4.4.2 Funções de reação estimadas	103
4.5 Conclusão	110
Referências	111
Anexo A – Metas de inflação	114
Anexo B – Trajetórias das variáveis utilizadas	114

# 1 Introdução

A presente tese apresenta três ensaios sobre política monetária no Brasil. O objetivo geral é aperfeiçoar o entendimento das decisões de política monetária do Banco Central e dos seus efeitos sobre o lado real da economia.

O primeiro ensaio procura investigar se os efeitos reais da política monetária são assimétricos quanto a direção da ação da política e a fase do ciclo econômico prevalecente no momento em que a política é implementada. Para este fim, utiliza-se uma estratégia empírica de duas etapas. Primeiramente, os choques estruturais de política monetária são obtidos a partir da estimação de um modelo VAR e utilizados na construção das séries de choques positivos e negativos. Na segunda etapa, o modelo Markov-switching desenvolvido por Hamilton (1989) é estendido para permitir que os choques monetários positivos e negativos possam afetar a taxa de crescimento do PIB de forma assimétrica entre os estados de expansão e recessão econômica. As assimetrias entre os efeitos reais dos diferentes tipos de choques são verificadas através de um conjunto de testes de Wald. Como cheque de robustez dos resultados, a variação na taxa Selic também é utilizada como uma mensuração da política monetária.

As evidências empíricas obtidas mostram que: i) quando as ações de política monetária são mensuradas através das inovações ortogonalizadas para a taxa Selic em um modelo VAR, os efeitos reais de choques monetários negativos são maiores do que os de choques positivos no estado de expansão e os efeitos reais de choque negativos são maiores em expansão do que em recessão econômica; ii) quando a taxa de juros Selic é tomada como medida de política monetária, também se constata a existência de assimetrias entre os efeitos reais de variações positivas e negativas na fase de recessão, e entre os efeitos reais de variações positivas implementadas em diferentes fases do ciclo de negócios; iii) não há evidência em favor de assimetrias nas ações de política monetária contra-cíclicas.

No segundo ensaio, procura-se aperfeiçoar o entendimento da política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação através da calibração das preferências do Banco Central. Em específico, calibra-se a função perda da autoridade monetária escolhendo, de uma ampla classe de políticas alternativas, os valores dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio quadrático entre a trajetória ótima e a trajetória verdadeira da taxa Selic. A vantagem da estratégia de calibração é que ela independe da

distribuição dos termos de erros no modelo macroeconômico estrutural que restringe o problema de otimização do policymaker. Por outro lado, o fato de não produzir desvios-padrão para os valores das preferências torna impossível testar a significância estatística das “estimativas”. Para contornar este problema, os parâmetros da função perda do Banco Central também são estimados em conjunto com os parâmetros das restrições do problema de otimização. Os resultados encontrados indicam que o Banco Central tem adotado um regime de metas de inflação flexível e dado um maior peso à estabilização da inflação. Adicionalmente, constata-se que a preocupação da autoridade monetária brasileira com a suavização da taxa Selic tem sido maior do que com a estabilização do gap do produto.

O terceiro e último ensaio desta tese consiste em verificar a existência de possíveis assimetrias nos objetivos do Banco Central. Assumindo que a função perda é assimétrica em relação a desvios positivos e negativos do gap do produto e da taxa de inflação em relação à meta, nós estimamos uma função de reação não-linear que permite identificar e testar a significância estatística dos parâmetros de assimetrias nas preferências da autoridade monetária. Os resultados obtidos indicam que a política monetária do Banco Central no período de 2000-2007 pode ser caracterizada por uma função de reação não-linear em relação à inflação, mas linear em relação ao gap do produto. Em particular, as evidências empíricas mostram que a autoridade monetária brasileira é mais avessa a desvios negativos do que a desvios positivos da inflação em relação à meta. Uma vez que este comportamento é contrário ao de um policymaker preocupado em estabelecer credibilidade a sua política desinflacionaria e pode estar refletindo as decisões de política em momentos de fortes crises (tais como 2001 e 2002), estimações adicionais são realizadas para o período de 2004-2007. Neste caso, os resultados não apontam para qualquer tipo de assimetria nas preferências sobre a estabilização da inflação e do gap do produto.

## 2 Efeitos reais assimétricos da política monetária no Brasil

### 2.1 Introdução

Assimetrias nos efeitos reais da política monetária é um resultado que pode surgir em vários modelos teóricos sob três tipos. O primeiro está relacionado à direção da ação da política monetária, onde um choque monetário negativo afeta mais fortemente o produto do que um choque positivo de mesmo tamanho.<sup>1</sup> Esta forma de assimetria está presente em modelos que geram uma curva de oferta agregada convexa em razão de uma maior rigidez nominal para baixo dos preços e/ou salários.<sup>2</sup> Um modelo representativo desta literatura é o de custo de ajustamento assimétrico desenvolvido por Ball e Mankiw (1994). Neste modelo, a assimetria no ajustamento de preços decorre da suposição de que a inflação apresenta uma tendência positiva. Na ausência de choques, a inflação empurra o preço nominal desejado para cima do preço nominal corrente escolhido pela firma. O efeito de um choque monetário positivo é aumentar ainda mais a diferença entre o preço nominal desejado e corrente, enquanto um choque monetário negativo traz o preço nominal desejado na direção do preço nominal corrente. Em razão disto, um choque monetário positivo conduz a ajustamentos mais freqüentes nos preços, enquanto um choque monetário negativo é refletido principalmente no nível de produção das firmas.

O segundo tipo de assimetria diz respeito ao tamanho da ação da política monetária, onde os pequenos choques monetários afetam mais fortemente o lado real da economia do que os grandes choques. O modelo de custo de menu de Ball e Romer (1989, 1990) ilustra bem este tipo de assimetria. Neste modelo, quando um pequeno choque monetário é dado, há uma mudança no produto da economia, enquanto o nível de preços não se altera. Isto ocorre porque, após o choque, a utilidade de cada produtor de manter seu preço fixo é maior do que a utilidade de ajustar o preço. Para grandes choques monetários, a utilidade de cada produtor em ajustar o preço é maior do que a

---

<sup>1</sup> Choques monetários positivos podem ser definidos como aumentos não-antecipados na oferta monetária ou reduções não-antecipadas na taxa de juros básica. Em contraposição, os choques monetários negativos são reduções não-antecipadas na oferta monetária ou aumentos não-antecipados na taxa de juros da política monetária.

<sup>2</sup> O modelo keynesiano com rigidez para baixo do salário nominal e os modelos de custo de ajustamento assimétrico investigados por Caballero e Engel (1993) e Tsiddon (1993) estão incluídos nesta classe de modelos.

utilidade auferida ao manter os preços fixados. Isto leva as firmas a ajustarem seus preços, enquanto a quantidade produzida permanece inalterada.

Por fim, a política monetária pode afetar diferentemente o produto se a economia está em recessão ou em expansão. Isto pode ocorrer em função de fricções no mercado de crédito que são originadas das assimetrias de informação entre os emprestadores e tomadores de empréstimos.<sup>3</sup> Em razão destas fricções, a política monetária afeta não apenas a taxa de juros, mas também o prêmio de financiamento externo, fazendo com que o impacto dos choques monetários sobre o custo dos empréstimos, demanda por investimento e produto real seja aumentado. Visto que, em períodos de recessão, o montante de colaterais é menor, a posição financeira dos agentes econômicos é mais fraca e a oferta de crédito pelos bancos comerciais está mais restrita do que em períodos de expansão, o prêmio de financiamento externo tornar-se mais elevado nessa fase do ciclo de negócios. Como resultado, os choques de política monetária podem apresentar maiores efeitos sobre o produto durante a fase de recessão econômica.

Vários trabalhos têm apresentado evidências empíricas que apontam para existência das diferentes formas de assimetria nos efeitos da política monetária sobre o produto. O trabalho pioneiro é o de Cover (1992) que verifica se os choques monetários negativos têm maiores efeitos reais do que os choques positivos na economia norte-americana. Seguindo Barro (1977) e Mishkin (1982), Cover utiliza um procedimento de dois passos. O primeiro passo consiste em estimar um processo de oferta de moeda e tomar os resíduos desta equação como mensuração dos choques monetários. Em seguida, os choques monetários são incluídos na equação do produto, onde a especificação permite diferentes efeitos dos valores positivos e negativos destes choques. Os resultados obtidos indicam que os choques monetários negativos afetam mais o produto do que os choques positivos. De Long e Summers (1988), Rhee e Rich (1995) e Karras e Stokes (1999) empregam a abordagem de Cover (1992) e chegam a resultados semelhantes aos deste autor.

Ravn e Sola (2004) examinam se a assimetria nos efeitos dos choques monetários nos EUA está relacionada à direção e ao tamanho destes choques. A diferenciação entre grandes e pequenos choques é baseada nas variâncias das inovações de um modelo Markov-switching para a taxa básica de juros (Federal Funds rate). Os

---

<sup>3</sup> Gertler e Hubbard (1988), Bernanke e Gertler (1989), Gertler et al (1990), Gertler e Gilchrist (1994) e Bernanke e Gertler (1995) apresentam uma vasta análise sobre imperfeições no mercado de crédito.



resultados encontrados apontam para a não-neutralidade apenas de choques monetários pequenos e negativos.

Garcia e Schaller (2002), Dolado e Maria-Dolores (2001, 2006), Peersman e Smets (2001) e Kaufmann (2002) averiguam a assimetria com relação à fase do ciclo de negócios estimando modelos Markov-switching que permitem que os efeitos da política monetária sobre o produto sejam diferentes entre os estados de expansão e recessão econômica. Estes autores encontram fortes evidências de que as ações de política monetária têm maiores efeitos sobre o produto em períodos de recessão nas economias dos EUA, Áustria, Alemanha, Espanha, Itália, França e Bélgica.

Weise (1999) e Lo e Piger (2005) avaliam conjuntamente os três tipos de assimetria nos efeitos reais da política monetária nos EUA. Enquanto Weise (1999) investiga os tipos de assimetria analisando as funções de impulso-resposta geradas pela estimação de um modelo LSTVAR (*Logistic Smooth Transition Vetor Autoregression*), Lo e Piger (2005) estimam um modelo de componentes não-observáveis e verificam se a variação temporal na resposta do componente cíclico do produto aos choques monetários está relacionada às diferentes formas de assimetria. Ambos os trabalhos encontram mais evidências a favor da assimetria relacionada à fase do ciclo de negócios.

O objetivo central do presente trabalho é investigar se os efeitos reais das ações de política monetária no Brasil pós-plano Real são assimétricos. Especificamente, nós procuramos responder as seguintes questões: i) em uma dada fase do ciclo de negócios, os efeitos reais de uma política monetária contracionista são diferentes dos efeitos de uma política expansionista? ii) os efeitos reais de uma política monetária contra-cíclica dependem da fase do ciclo de negócios vigente no momento em que a política é implementada? iii) os efeitos reais de uma política monetária contracionista (ou expansionista) são diferentes entre as fases do ciclo de negócios?

Para a consecução do objetivo delineado, nós mensuramos os choques de política monetária e então construímos as séries de choques monetários positivos e negativos. Nós analisamos as diferentes assimetrias usando uma extensão original do modelo Markov-switching desenvolvido por Hamilton (1989). Em particular, nós consideramos uma especificação do modelo Markov-switching que permite que os choques positivos e negativos possam afetar a taxa de crescimento do PIB de forma assimétrica entre os estados de expansão e recessão econômica. As vantagens deste modelo são: i) a escolha dos estados é determinada em conjunto com a estimação dos

parâmetros do modelo; ii) na estimação dos coeficientes de um dado estado, dá-se um maior peso relativo às observações que mais claramente correspondem a este estado; iii) o modelo possibilita averiguar conjuntamente os diferentes tipos de assimetrias nos efeitos da política monetária sobre o produto. Para verificar se os efeitos reais dos choques monetários são assimétricos, nós realizamos um conjunto de testes de Wald impondo diferentes restrições sobre os parâmetros estimados. Por fim, as trajetórias do produto em resposta a um choque monetário positivo ou negativo são construídas e analisadas para cada fase do ciclo de negócios.

Um ponto importante na análise dos efeitos de choques monetários diz respeito à escolha do instrumento de política monetária e, conseqüentemente, a forma de mensurar as ações de política. Nós escolhemos a taxa de juros Selic como o instrumento de política porque consideramos que esta variável reflete adequadamente as principais decisões de política monetária tomadas pelo Banco Central no período pós-plano Real. Posto isto, nós mensuramos as ações de política monetária com base nas inovações de um modelo auto-regressivo vetorial no qual inclui a taxa Selic como uma das variáveis do sistema. Para checar a robustez dos resultados encontrados, nós consideramos a variação na taxa Selic como uma mensuração da política monetária.

Nós procuramos fornecer duas contribuições à literatura empírica existente. Ao contrário da grande parte dos trabalhos nesta linha de pesquisa, nós analisamos a assimetria relacionada à direção do choque em conjunto com a assimetria entre expansão e recessão econômica. Muitos trabalhos tendem a confundir estes dois tipos de assimetria pensando que as ações da política monetária são tipicamente contra-cíclicas, de modo que uma análise acerca da assimetria entre política expansionista e contracionista permite fazer inferência sobre assimetria entre expansões e recessões. Entretanto, alguns trabalhos indicam que este raciocínio pode ser equivocado para a economia brasileira. Kaminsky et al. (2004) apresenta um conjunto de evidências sugerindo que a política monetária é pró-cíclica em economias emergentes como o Brasil. Minella et al. (2002, 2003) estimam várias funções de reação para o Banco Central do Brasil e encontram que, em algumas especificações, o coeficiente medindo a resposta da taxa Selic a variações no produto é negativo e estatisticamente significativo. Isto sugere que a taxa de juros pode ter aumentado quando o produto esteve declinando ou diminuído quando o produto esteve crescendo.

A segunda contribuição é tentar prover evidências de assimetria nos efeitos reais da política monetária no Brasil para o período pós-plano Real. Evidências empíricas de

que as ações de política monetária afetam o lado real da economia brasileira tem sido apresentada por vários autores, tais como Moreira et al. (1998), Rabanal e Schwartz (2001), Minella (2003), Cysne (2005), Céspedes et al. (2005) e Fernandes e Toro (2005). Todavia, nenhum destes estudos tem considerado a possibilidade de que tais efeitos sejam assimétricos quanto às condições econômicas e/ou à natureza da ação da política.

As evidências empíricas obtidas permitem destacar três resultados. Primeiro, quando as ações de política monetária são mensuradas através das inovações ortogonalizadas para a taxa Selic em um modelo VAR, os efeitos reais de choques monetários negativos são maiores do que os de choques positivos no estado de expansão e os efeitos reais de choque negativos são maiores em expansão do que em recessão econômica. Segundo, quando a variação na taxa de juros Selic é tomada como medida de política monetária, nós constatamos também assimetrias entre os efeitos reais de variações positivas e negativas na taxa Selic na fase de recessão, e entre os efeitos reais de variações positivas na taxa Selic entre as fases do ciclo de negócios. Finalmente, nós não encontramos nenhuma evidência em favor de assimetrias nas ações de política monetária contra-cíclicas implementadas em diferentes fases do ciclo de negócios.

O trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2.2, apresenta-se o modelo empírico e os testes estatísticos que usaremos para analisar os diferentes tipos de assimetria nos efeitos reais da política monetária. A seção 2.3 descreve as séries de tempo utilizadas no trabalho. Na seção 2.4, os resultados obtidos são apresentados e analisados. Por fim, a seção 2.5 traz as conclusões do trabalho e sugestões para futuras pesquisas.

## **2.2 Metodologia empírica**

### **2.2.1 Modelo econométrico**

Uma estratégia empírica que pode ser utilizada para verificar não-linearidade e assimetria em dados de séries temporais é estimar o modelo Markov-switching (MS) desenvolvido por Hamilton (1989). Neste modelo, as mudanças de regime no comportamento de uma série temporal dependem de uma variável aleatória não-observável (denotada por  $S_t$ ) que caracteriza o regime ou estado em que o processo estava no período  $t$ . Esta variável é suposta assumir o valor 0 ou 1 e seguir um processo

Markov-switching de  $r$ -ésima ordem. Hamilton (1989) ajusta uma especificação univariada desse modelo para a taxa de crescimento do produto real, permitindo que a taxa média de crescimento dependa do regime  $S_t$  cuja evolução é determinada por uma cadeia de Markov de primeira ordem e dois estados (recessão e expansão econômica).

Para verificar se os efeitos reais da política monetária são assimétricos, nós utilizamos uma versão estendida do modelo de Hamilton (1989) que permite que os choques monetários positivos e negativos possam afetar a taxa de crescimento do produto de forma assimétrica entre os estados de expansão e recessão econômica. A especificação mais geral do modelo Markov-switching que consideramos é dada por:

$$\begin{aligned} \Delta y_t - \mu_{s_t} &= \phi_1 (\Delta y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \phi_p (\Delta y_{t-p} - \mu_{s_{t-p}}) + \\ &\quad \gamma_{s_{t-1},1}^- u_{t-1}^- + \dots + \gamma_{s_{t-p},p}^- u_{t-p}^- + \gamma_{s_{t-1},1}^+ u_{t-1}^+ + \dots + \gamma_{s_{t-p},p}^+ u_{t-p}^+ + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim i.i.d. N(0, \sigma^2) \\ \mu_{s_t} &= \mu_0 (1 - s_t) + \mu_1 s_t \\ \gamma_{s_{t-1},1}^- &= \gamma_{0,1}^- (1 - s_{t-1}) + \gamma_{1,1}^- s_{t-1} \\ \gamma_{s_{t-1},1}^+ &= \gamma_{0,1}^+ (1 - s_{t-1}) + \gamma_{1,1}^+ s_{t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

onde  $\Delta y_t$  é a taxa de crescimento do PIB real brasileiro,  $\mu_{s_t}$  é a taxa média de crescimento do produto estado-dependente,  $u_{t-i}^-$  é um choque monetário negativo,  $\gamma_{s_{t-i},i}^-$  é coeficiente estado-dependente medindo a resposta de  $\Delta y_t$  a um choque monetário negativo,  $u_{t-i}^+$  é um choque monetário positivo e  $\gamma_{s_{t-i},i}^+$  é o coeficiente estado-dependente medindo a resposta de  $\Delta y_t$  a um choque monetário positivo. A variável de estado  $S_t$  é suposta assumir o valor 0 quando a economia está em recessão e o valor 1 quando a economia está em expansão. Assim, os parâmetros do modelo no estado de recessão são  $\mu_0$ ,  $\gamma_{0,i}^-$  e  $\gamma_{0,i}^+$ , enquanto que, em expansão, estes parâmetros são dados por  $\mu_1$ ,  $\gamma_{1,i}^-$  e  $\gamma_{1,i}^+$ . O processo gerador dos regimes  $S_t$  é um processo Markov-switching de primeira ordem e dois estados cuja matriz de probabilidade transição, suposta ser ergódica e irreduzível, é dada por:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{bmatrix} \quad (2)$$

onde

$$\begin{aligned} p_{00} &= \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0], \\ 1 - p_{00} &= \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 0], \end{aligned} \quad (3)$$

$$p_{11} = \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1],$$

$$1 - p_{11} = \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 1].$$

Nós assumimos que as probabilidades de transição são constantes no tempo e determinadas pelas seguintes funções logísticas:

$$p_{00} = \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = \frac{\exp(\theta_0)}{1 + \exp(\theta_0)} \quad (4)$$

$$p_{11} = \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = \frac{\exp(\theta_1)}{1 + \exp(\theta_1)} \quad (5)$$

em que  $\theta_0$  e  $\theta_1$  são parâmetros irrestritos. Com base nas probabilidades em (4) e (5), pode-se ainda calcular a duração média ( $d_{st}$ ) dos regimes de recessão e expansão econômica através das expressões  $1/(1-p_{00})$  e  $1/(1-p_{11})$ , respectivamente. A duração de cada regime pode ser diferente, mas será constante no tempo porque a matriz de probabilidade de transição está fixada.

O modelo (1)-(2) é estimado usando o filtro apresentado em Hamilton (1989). O filtro é implementado através dos seguintes passos:

i) calcula-se

$$\Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] = \Pr[S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}] \times \Pr[S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] \quad (6)$$

em que  $\Pr[S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}]$  é dado por (3) e  $I_{t-1} = \{\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}, u_{t-1}^-, \dots, u_{-p+1}^-, u_{t-1}^+, \dots, u_{-p+1}^+\}$  é o conjunto de informação disponível no período t-1;

ii) calcula-se a densidade conjunta de  $\Delta y_t$  e  $(S_t, \dots, S_{t-p})$  através da expressão

$$f(\Delta y_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}) = f(\Delta y_t | S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p}, I_{t-1}) \times \Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] \quad (7)$$

onde

$$f(\Delta y_t | S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p}, I_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} ((\Delta y_t - \mu_{s_t}) - \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) - \dots - \phi_p(\Delta y_{t-p} - \mu_{s_{t-p}}) - \gamma_{s_{t-1}, 1}^- u_{t-1}^- - \dots - \gamma_{s_{t-p}, p}^- u_{t-p}^- - \gamma_{s_{t-1}, 1}^+ u_{t-1}^+ - \dots - \gamma_{s_{t-p}, p}^+ u_{t-p}^+)^2\right]; \quad (8)$$

iii) a densidade de  $\Delta y_t$  dado  $I_{t-1}$  é obtida por

$$f(\Delta y_t | I_{t-1}) = \sum_{s_t=0}^1 \dots \sum_{s_{t-p}=0}^1 f(\Delta y_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}); \quad (9)$$

iv) a densidade conjunta dos estados dado  $I_t$  é calculada usando a expressão

$$\Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_t] = \frac{f(\Delta y_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1})}{f(\Delta y_t | I_{t-1})} \quad (10)$$

v) por fim, utilizando (10), a densidade conjunta dos estados  $(S_t, \dots, S_{t-p+1})$  é obtida por

$$\Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p+1} = s_{t-p+1} | I_t] = \sum_{s_{t-p}=0}^1 \Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_t]. \quad (11)$$

Seguindo Hamilton (1989), nós iniciamos o filtro em  $t=1$  com a probabilidade conjunta incondicional  $\Pr[S_0=s_0, S_1=s_1, \dots, S_{-p+1}=s_{-p+1}]$ . Para obtermos esta probabilidade, nós ajustamos  $\Pr[S_{-p+1}=0]=\pi$  e  $\Pr[S_{-p+1}=1]=1-\pi$ , onde  $\pi$  e  $1-\pi$  são as probabilidades ergódicas do processo de Markov, e calculamos

$$\Pr[S_\tau = s_\tau, \dots, S_{-p+1} = s_{-p+1}] = \Pr[S_\tau = s_\tau | S_{\tau-1} = s_{\tau-1}] \times \Pr[S_{\tau-1} = s_{\tau-1}, \dots, S_{-p+1} = s_{-p+1}] \quad (12)$$

para  $\tau = -p+2, -p+3, \dots, 0$ .<sup>4</sup> A interação sobre o filtro é repetida para  $t=1, \dots, T$ .

Dois subprodutos do filtro (6)-(11) podem ser obtidos. Primeiro, por somar a densidade conjunta (10) sobre os estados, é possível obter as probabilidades filtradas de estar em recessão ou em expansão econômica, dado o conjunto de informação disponível no tempo  $t$ . Estas probabilidades são dadas por

$$\Pr[S_t = s_t | I_t] = \sum_{s_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{s_{t-p}=0}^1 \Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_t], \quad s_t = 0, 1 \quad (13)$$

e fornecem informação acerca de qual regime é mais provável que a série  $\Delta y_t$  esteja em cada ponto da amostra. O segundo subproduto do filtro é a avaliação da densidade de  $\Delta y_t$  dado  $I_{t-1}$ . Visto que, na interação sobre (6) e (11), o vetor de parâmetros  $\lambda = \{p_{00}, p_{11}, \sigma, \mu_0, \mu_1, \phi_1, \dots, \phi_p, \gamma_{0,1}^-, \dots, \gamma_{0,p}^-, \gamma_{1,1}^-, \dots, \gamma_{1,p}^-, \gamma_{0,1}^+, \dots, \gamma_{0,p}^+, \gamma_{1,1}^+, \dots, \gamma_{1,p}^+\}$  é suposto conhecido e fixado, a função log-likelihood  $L(\lambda)$  avaliada em  $\lambda$  pode ser calculada como:

$$L(\lambda) = \sum_{t=1}^T \log f(\Delta y_t | I_{t-1}; \lambda). \quad (14)$$

O valor de  $\lambda$  que maximiza a função log-likelihood  $L(\lambda)$  pode ser encontrado através de uma rotina de otimização numérica que é iniciada com um dado vetor de parâmetros  $\lambda_0$ .

<sup>4</sup> Ver Hamilton (1989, 1994) para detalhes.

### 2.2.2 Determinação do número de regimes

Uma importante questão relacionada à especificação do modelo Markov-switching é saber se este provê uma caracterização mais adequada dos dados quando comparado a um modelo com coeficientes constantes. Um procedimento formal é utilizar a estatística razão de verossimilhança (LR) para testar a hipótese nula de que um processo com 1 regime gera os dados contra a hipótese alternativa de que estes dados são gerados por um modelo com 2 regimes. Entretanto, este teste é problemático porque as condições de regularidade não são mantidas sob a hipótese nula devido à presença de parâmetros de incômodo (nuisance parameters) e singularidade da matriz informação. Hansen (1992) e Garcia (1998) têm propostos alguns procedimentos para a derivação da distribuição assintótica da estatística LR para modelos Markov-switching. Enquanto os procedimentos propostos por Hansen (1992) requerem uma pesada carga computacional e fornecem apenas os *p-values* que são um limite superior para os verdadeiros *p-values*, os valores críticos para o teste LR apresentados por Garcia (1998) não são válidos para a nossa especificação (1).

Uma alternativa ao teste de hipótese formal é escolher o número de estados markovianos com base em critérios de informação penalizadores de complexidade, tais como Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Psaradakis e Spagnolo (2003) examinam a performance destes critérios em selecionar o número de regimes em modelos Markov-switching auto-regressivos e constatam que o procedimento de seleção com base no AIC apresenta grande sucesso em eleger o número correto de estados se o tamanho da amostra e as mudanças nos parâmetros são não tão pequenas. Smith et al. (2006) derivam um novo critério para selecionar o número de regimes e variáveis em modelos Markov-switching, o critério Markov-switching (MSC), e demonstram que este apresenta uma boa performance em modelos de regressão e auto-regressivos, com um e vários estados, em grandes e pequenas amostras, e com baixo e alto ruído. Estes autores mostram também que o critério MSC não incorre no problema de selecionar um número de estados maior do que o do processo gerador dos dados, tal como é verificado ao se utilizar o critério AIC.

Neste trabalho, nós utilizamos três procedimentos para verificar se o modelo Markov-switching é mais apropriado do que o modelo linear. Os dois primeiros consistem no uso dos critérios de informação AIC e MSC, expressos por:

$$AIC = \frac{-2L(\Delta y_t, \hat{\lambda})}{T} + \frac{2N}{T} \quad (15)$$

$$MSC = -2L(\Delta y_t, \hat{\lambda}) + \sum_{l=0}^1 \frac{\hat{T}_l(\hat{T}_l + 2K)}{\hat{T}_l - 2K - 2} \quad (16)$$

onde  $L(\Delta y_t, \hat{\lambda})$  é o valor da função log-likelihood em  $\lambda = \hat{\lambda}$ ,  $N$  é o número de parâmetros do modelo,  $T$  é o número de observações,  $T_0 = \sum_t \Pr(S_t = 0 | I_T)$ ,  $T_1 = \sum_t \Pr(S_t = 1 | I_T)$ ,  $\Pr(S_t = s_t | I_T)$  é a probabilidade suavizada do regime  $s_t$  (0,1) e  $K$  é o número de variáveis explicativas mais o termo constante. O terceiro procedimento é utilizar a aproximação para a distribuição assintótica da estatística LR proposta Ang e Bekaert (1998). Como mostrado por estes autores, a distribuição assintótica da estatística LR entre 1 e 2 regimes pode ser aproximada por uma distribuição qui-quadrado, onde o número de graus de liberdade é dado pelo número de parâmetros de incômodo do modelo com 2 regimes mais o número de restrições lineares impostas pelo modelo com 2 regimes sobre o modelo com 1 regime.

### 2.2.3 Testes de simetria dos efeitos reais dos choques monetários

Uma vez que o modelo (1) tenha sido estimado, nós testamos possíveis assimetrias nos efeitos reais da política monetária através da imposição de restrições sobre a soma dos parâmetros  $\gamma_{S_t, i}^j$ , onde  $j = -, +$  e  $i = 1, \dots, p$ . A significância estatística das restrições impostas no modelo é verificada através da usual estatística de Wald.<sup>5</sup> A preferência pelo teste de Wald em relação ao teste LR deve-se ao fato de que este primeiro permite testar as restrições impostas estimando apenas o modelo irrestrito.

Como mencionado na introdução, nós procuramos verificar a existência de três tipos de assimetria nos efeitos da política monetária sobre produto, a saber: i) assimetria entre choques monetários negativos e positivos em cada fase do ciclo de negócios; ii) assimetria entre os choques monetários contra-cíclicos; iii) assimetria dos choques monetários entre as fases do ciclo de negócios. Para isto, as seguintes hipóteses nulas de simetrias são testadas:

- simetria nos efeitos de choques monetários positivos e negativos

<sup>5</sup> Para detalhes sobre o teste de Wald, ver Greene (2000).



$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{0,i}^- = \sum_{i=1}^p \gamma_{0,i}^+ \quad (17)$$

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{1,i}^- = \sum_{i=1}^p \gamma_{1,i}^+ \quad (18)$$

- simetria nos efeitos dos choques monetários contra-cíclicos

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{0,i}^+ = \sum_{i=1}^p \gamma_{1,i}^- \quad (19)$$

- simetria nos efeitos dos choques monetários entre recessão e expansão econômica

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{0,i}^- = \sum_{i=1}^p \gamma_{1,i}^- \quad (20)$$

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{0,i}^+ = \sum_{i=1}^p \gamma_{1,i}^+ \quad (21)$$

Sob as hipóteses nulas (17) a (21), a estatística de Wald tem aproximadamente uma distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

### 2.3 Descrição dos dados

A estimação do modelo (1) é realizada usando dados de frequência mensal para o período de julho de 1995 a agosto de 2006. Como os dados mensais para o PIB real não são disponíveis para o período analisado, nós tomamos o índice da produção industrial mensal ajustado sazonalmente como proxy do PIB real e calculamos a taxa de crescimento do produto ( $\Delta y_t$ ) como  $\ln(y_t/y_{t-1}) \times 100$ , onde  $\ln$  denota o logaritmo natural. A série do índice de produção industrial ajustado sazonalmente foi coletada junto ao IBGE.<sup>6</sup>

A série dos choques monetários ( $u_t$ ) é obtida através da estimação de um modelo auto-regressivo vetorial (VAR) de ordem  $p$ .<sup>7</sup> Estimamos o modelo VAR com três variáveis: i) o logaritmo natural do índice da produção industrial; ii) taxa de inflação mensal definida por  $\ln(IPCA_t/ IPCA_{t-1}) \times 100$ , onde IPCA é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo calculado pelo IBGE; iii) taxa de juros Selic-overnight ao mês,

<sup>6</sup> IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

<sup>7</sup> Para detalhes sobre modelos VAR, ver Sims (1980), Bernanke (1986) e Enders (1995).

considerada como o instrumento de política monetária. Os dados utilizados foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil e IBGE. O VAR é estimado com dados mensais para o período de janeiro de 1995 a agosto de 2006. Seguimos a recomendação de Sims (1980) e Doan (1992) e incluímos todas as variáveis em níveis no VAR.<sup>8</sup> A escolha da ordem  $p$  do modelo foi baseada nos critérios de informações multivariados AIC, SC e HQ, bem como nos resultados dos testes LM multivariado para autocorrelação dos resíduos do sistema, teste de White para heterocedasticidade dos resíduos do sistema e de cada equação, teste LM-ARCH para heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH) nos resíduos de cada equação e o teste Jarque-Bera (JB) para normalidade dos resíduos.

A Tabela 1 apresenta os valores dos critérios de informação para os modelos VAR( $p$ ), com  $p \in 1, \dots, 16$ . Todos os critérios de informação indicam que o VAR(1) é a especificação mais apropriada. No entanto, os testes de especificação para os resíduos do sistema e de cada equação desse modelo apontam para problemas de autocorrelação de primeira ordem, heterocedasticidade, efeito ARCH e não normalidade (ver Tabela 2). Dado que os problemas de autocorrelação e/ou heterocedasticidade também permaneceram nos modelos VAR(2) ao VAR(4), nós decidimos utilizar o VAR(5) para obtermos a série de choques monetários ( $u_t$ ).<sup>9</sup>

**Tabela 1**  
**Critérios de informação para o VAR**

<b>p</b>	<b>AIC</b>	<b>SC</b>	<b>HQ</b>
1	-4,3694	-4,0950	-4,2579
2	-4,3600	-3,8798	-4,1649
3	-4,2387	-3,5528	-3,9601
4	-4,1294	-3,2377	-3,7672
5	-4,1158	-3,0183	-3,6700
6	-4,0634	-2,7602	-3,5341
7	-3,9517	-2,4427	-3,3388
8	-3,9589	-2,2441	-3,2623
9	-3,8605	-1,9400	-3,0804
10	-3,7851	-1,6588	-2,9214
11	-3,7212	-1,3891	-2,7739
12	-3,6871	-1,1493	-2,6562
13	-4,3694	-0,9466	-2,5757
14	-4,3600	-0,8572	-2,6085
15	-4,2387	-0,5821	-2,4557
16	-4,1294	-0,3207	-2,3164

<sup>8</sup> Sims et al. (1990), Hendry (1996) e Bernanke e Mihov (1997) enfatizam que a especificação do VAR com as variáveis em níveis produz estimativas consistentes se há ou não relação de co-integração, enquanto que a especificação em diferença é inconsistente se as variáveis forem co-integradas.

<sup>9</sup> Todos os modelos VAR estimados apresentaram problema de normalidade dos resíduos do sistema e de pelo menos uma das equações.

**Tabela 2**  
**Testes de especificação dos resíduos do VAR**

<b>Teste LM multivariado para autocorrelação dos resíduos</b>										
<b>p</b>	<b>VAR(1)</b>		<b>VAR(2)</b>		<b>VAR(3)</b>		<b>VAR(4)</b>		<b>VAR(5)</b>	
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
1	23,2	0,0058	19,2	0,0232	4,26	0,0001	6,60	0,0554	15,7	0,0742
2	6,05	0,7349	5,51	0,7882	36,3	0,0000	23,2	0,0059	9,82	0,3651
3	6,17	0,7228	9,25	0,4144	14,4	0,1079	13,7	0,1344	11,9	0,2220
4	7,59	0,5763	6,91	0,6460	10,2	0,3338	15,6	0,0768	6,29	0,7102
5	6,99	0,6393	3,83	0,9224	4,14	0,9019	4,86	0,8466	6,58	0,6803
6	5,50	0,7885	6,62	0,6764	6,90	0,6474	8,48	0,4861	6,76	0,6619
7	7,91	0,5428	8,38	0,4962	8,46	0,4890	9,60	0,3839	10,8	0,2909
8	4,96	0,8374	5,67	0,7727	5,70	0,7697	5,45	0,7932	4,48	0,8771
9	6,31	0,7081	7,53	0,5822	8,78	0,4574	8,68	0,4675	7,63	0,5714
10	6,42	0,6969	7,47	0,5879	7,08	0,6283	7,13	0,6232	8,72	0,4638
<b>Testes de heterocedasticidade, heterocedasticidade condicional auto-regressiva e normalidade<sup>1</sup></b>										
	<b>Teste</b>	<b>Sistema</b>		<b>Produto</b>		<b>Inflação</b>		<b>Selic</b>		
VAR(1)	ARCH(1)	-		0,0000		0,9796		0,1649		
	White	0,0000		0,0000		0,4930		0,0995		
	JB	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		
VAR(2)	ARCH(2)	-		0,0008		0,4832		0,3532		
	White	0,0001		0,0000		0,2285		0,5333		
	JB	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		
VAR(3)	ARCH(3)	-		0,8766		0,5799		0,5184		
	White	0,0000		0,0000		0,4277		0,5890		
	JB	0,0000		0,0000		0,0004		0,0000		
VAR(4)	ARCH(4)	-		0,9477		0,6947		0,7698		
	White	0,1021		0,1675		0,6952		0,8777		
	JB	0,0000		0,0000		0,2554		0,0000		
VAR(5)	ARCH(5)	-		0,8984		0,6807		0,5918		
	White	0,2388		0,3025		0,7066		0,9586		
	JB	0,0000		0,0000		0,2741		0,0000		

Nota: <sup>1</sup> Valores referem-se aos *p-values*.

Os resíduos da equação da taxa de Selic não representam necessariamente um choque monetário puro, visto que eles podem ser correlacionados com os resíduos das outras equações no VAR. Assim, para a estimação dos choques monetários estruturais, nós seguimos a estrutura de identificação recursiva proposta por Sims (1980) – a ortogonalização de Choleski dos resíduos. A ordenação das variáveis no VAR foi produto, inflação e taxa de juros Selic.<sup>10</sup> Visto que a periodicidade dos dados utilizados é mensal, é razoável assumir que o produto e taxa de inflação não são afetados contemporaneamente pela taxa de juros Selic. A hipótese de que a política monetária reage contemporaneamente a choques no produto e na taxa de inflação é mais razoável porque os dados de inflação e produto são disponibilizados ao público com alguma defasagem. No entanto, parece-nos plausível assumir que, ao decidir sobre o valor da

<sup>10</sup> Esta ordenação tem sido empregada em vários trabalhos, tais como Bernanke e Blinder (1992), Christiano et al. (1996), Bernanke e Mihov (1998) e Minella (2003).

taxa de juros Selic em um determinado mês, o Banco Central tem a sua disposição alguns indicadores correntes para a produção agregada e inflação.

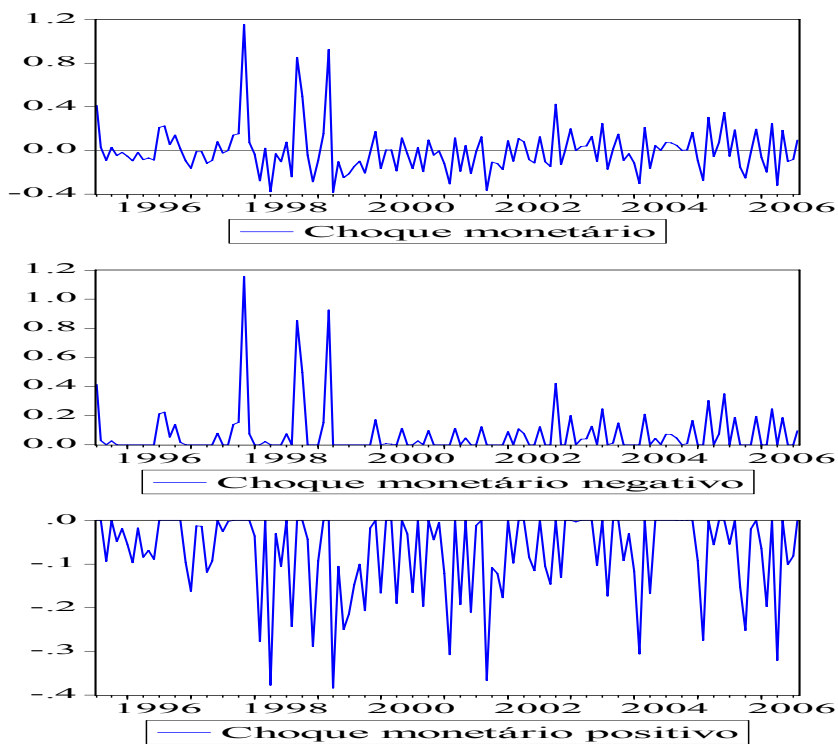
Após a obtenção da série nos choques monetários estruturais ( $u_t$ ), o passo seguinte foi obter os diferentes tipos destes choques que são considerados no modelo (1). Seguimos Cover (1992) e obtemos as séries de choques monetários positivos e negativos através das seguintes definições:

$$\begin{aligned} u_t^+ &= \min(u_t, 0) \\ u_t^- &= \max(u_t, 0) \end{aligned} \quad (22)$$

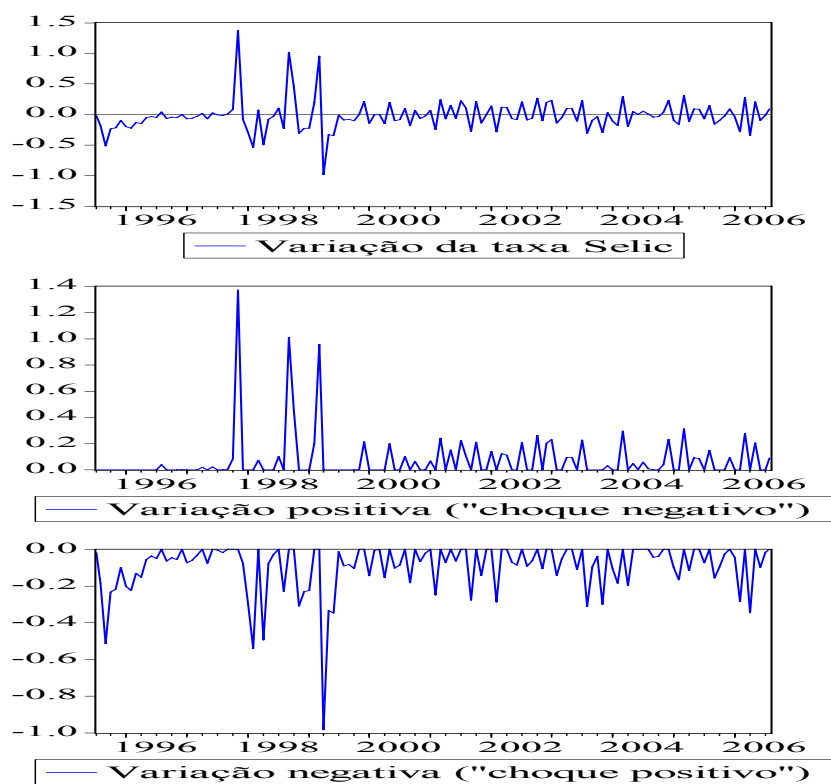
onde  $u_t^+$  é um choque monetário positivo e  $u_t^-$  é um choque monetário negativo.

A Figura 1 traz o comportamento dos choques monetários  $u_t$ ,  $u_t^+$  e  $u_t^-$  entre julho de 1995 e agosto de 2006. Duas constatações podem ser feitas. A primeira é que os choques monetários apresentaram abruptos aumentos em novembro de 1997, agosto de 1998 e março de 1999. Enquanto as duas primeiras elevações ocorreram nos períodos em que os choques externos (crises na Ásia e Rússia) atingiram a economia brasileira e colocaram em risco a manutenção do regime de bandas cambiais, o terceiro choque aconteceu no mês em que a taxa de juros Selic foi elevada para reduzir as expectativas inflacionárias e a alta volatilidade da taxa de câmbio decorrentes da adoção do regime de câmbio flexível em janeiro de 1999. A segunda é que os choques monetários positivos têm ocorridos com mais frequências e, além disso, parecem ser mais serialmente correlacionados do que os choques monetários negativos.

Para checar a robustez dos resultados, nós utilizamos a variação da taxa de juros Selic como medida alternativa de política monetária. Esta variável não é uma medida apropriada dos choques de política monetária porque ela é parcialmente endógena. No entanto, a sua utilização é justificada pelo fato dos choques monetários identificados do modelo VAR serem regressores gerados no modelo (1). Com destaque por Pagan (1984), a presença de regressores gerados pode implicar em inconsistência dos desvios-padrões dos parâmetros estimados, bem como dos testes baseados nestes desvios-padrões. Em razão disto, a utilização de uma medida de política monetária que não seja um regressor gerado é um importante cheque de robustez dos resultados encontrados. Uma vez que consideramos a variação da taxa de juros Selic como uma mensuração da política monetária, as séries de “choques monetários” negativos (variações positivas na taxa de juros) e positivos (variações negativas na taxa de juros) foram obtidas de acordo com as definições apresentadas em (22) e podem ser visualizadas na Figura 2.



**Figura 1 - Choques monetários obtidos do VAR**



**Figura 2 - Variações da taxa de juros Selic**

## 2.4 Resultados

Nesta seção, reportamos os resultados dos modelos Markov-switching estimados com a finalidade de verificar se os efeitos da política monetária sobre o produto são assimétricos. As estimativas do vetor de parâmetros  $\lambda$  foram obtidas através da maximização da função log-likelihood (14). Todas as estimações foram feitas usando o procedimento Optmum do software Gauss. A otimização numérica foi realizada usando o algoritmo BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb e Shanno) descrito em Gill et al. (1981). Para assegurar uma mais rápida convergência para o máximo, os parâmetros  $p$  e  $q$  foram restritos ao intervalo  $[0,1]$ .

Uma conhecida dificuldade na estimação de modelos Markov-switching diz respeito ao fato de que a função log-likelihood não apresenta um máximo global (Hamilton, 1991). Adicionalmente, verifica-se com frequência a existência de vários máximos locais que produzem valores similares para a função log-likelihood, mas diferentes estimativas para os parâmetros. Diante destes problemas, nós seguimos as recomendações dadas por Boldin (1996), as quais consistem em tentar vários valores iniciais na rotina de otimização e considerar se cada conjunto de estimativas dos parâmetros é plausível. Para alguns modelos estimados, nós verificamos que o máximo local com o maior valor da função log-likelihood foi caracterizado por uma probabilidade de transição  $p_{00}$  igual a zero e/ ou probabilidades filtradas de recessão (regime 1) que capturaram apenas outliers nos dados. Como os modelos com essas características implicam que apenas um estado persiste em praticamente todo período da amostra, nós consideramos um máximo local alternativo cuja estimativa do vetor de parâmetros possibilite analisar mais adequadamente os períodos de recessão e expansão do produto.

### 2.4.1 Estimativas para o modelo MS com choques do VAR

Inicialmente, o modelo (1) foi estimado considerando os choques monetários positivos e negativos obtidos do VAR. Chamamos este modelo de MS(2)-ARX1( $p$ ).<sup>11</sup> A Tabela 3 traz um conjunto de testes LR utilizados para a determinação da ordem autoregressiva do modelo. Os resultados indicam que o número ótimo de defasagens é  $p=7$ .

<sup>11</sup> MS(2)-ARX1( $p$ ) denota um modelo Markov-switching com 2 regimes e  $p$  defasagens da variável endógena e dos regressores exógenos (choques monetários positivos e negativos) obtidos do VAR1.

**Tabela 3**  
**Teste LR para escolha de p no modelo MS(2)-ARX1(p)**

Teste	Valor	Nº. de restrições	P-value
7 contra 6	16,25	5	0,0062
7 contra 5	24,89	10	0,0056
7 contra 4	39,8	15	0,0005
7 contra 3	46,79	20	0,0006
7 contra 2	50,96	25	0,0016
7 contra 1	65,76	30	0,0002
6 contra 5	8,64	5	0,1243
6 contra 4	23,55	10	0,0089
6 contra 3	30,54	15	0,0101
6 contra 2	34,72	20	0,0216
6 contra 1	49,51	25	0,0024
5 contra 4	14,91	5	0,0108
5 contra 3	21,91	10	0,0156
5 contra 2	26,08	15	0,0372
5 contra 1	40,87	20	0,0039
4 contra 3	6,99	5	0,2214
4 contra 2	11,17	10	0,3444
4 contra 1	25,96	15	0,0384
3 contra 2	4,17	5	0,5252
3 contra 1	18,97	10	0,0406
2 contra 1	14,79	5	0,0113

Para checar se a escolha do modelo MS(2)-ARX1(7) é apropriada, utilizamos duas estratégias. Primeiramente, empregamos os critérios de informação AIC e MSC, e o teste LR proposto por Ang e Bekaert (1998) para verificar se o modelo Markov-switching é mais apropriado que o modelo com coeficientes constantes. Adicionalmente, nós realizamos testes para verificar ausência de correlação serial e heterocedasticidade condicional auto-regressiva nos erros de previsão padronizados do modelo MS(2)-ARX1(7). Estes erros foram definidos como:

$$\xi_t = \sum_{s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-7}} \frac{\Delta y_t - E[\Delta y_t | s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-7}, I_{t-1}]}{\sigma} \times \Pr[s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-7} | I_{t-1}]. \quad (23)$$

Nós testamos a hipótese nula de que não há autocorrelação em  $\xi_t$  até a defasagem  $k$  de duas maneiras. A primeira foi regressar  $\xi_t$  sob uma constante e  $k$  defasagens de  $\xi_t$  e utilizar a estatística F para testar a hipótese nula de que os coeficientes auto-regressivos desta regressão auxiliar são conjuntamente iguais a zero.<sup>12</sup> A segunda forma foi utilizar a estatística de teste Ljung-Box (LB).<sup>13</sup> Sob a hipótese nula de ausência de correlação serial até a defasagem  $k$ , a estatística LB( $k$ ) é assintoticamente distribuída como uma  $\chi^2$  com  $k$  graus de liberdade. Para testar a hipótese nula de que não há efeito ARCH até a

<sup>12</sup> Este procedimento tem sido utilizado por Goodwin (1993).

<sup>13</sup> Ver Ljung e Box (1978).

ordem  $q$ , nós utilizamos a estatística  $ARCH(q)$ , no qual foi construída usando  $TR^2$  (onde  $T$  é o número de observações e  $R^2$  é R-quadrado) de uma regressão auxiliar que modela o quadrado de  $\xi_t$  como um processo auto-regressivo de ordem  $q$ . Sob  $H_0$ , a estatística  $ARCH(q)$  distribui-se assintoticamente como uma  $\chi^2$  com  $q$  graus de liberdade.<sup>14</sup>

A Tabela 4 mostra os resultados da comparação entre o modelo Markov-switching e a especificação com coeficientes constantes. Como pode ser observado, o critério de informação MSC e o teste LR realizado para o nível de significância de 2% sugerem que o modelo com dois regimes prover uma representação dos dados mais adequada do que o modelo linear. Os resultados dos testes de especificação apresentados na Tabela 5 sugerem a ausência de significante autocorrelação e efeitos ARCH nos erros de previsão do modelo.

**Tabela 4**  
**Critérios de informação e teste LR do modelo MS(2)-ARX1(7) versus modelo linear**

	<b>Modelo MS</b>	<b>Modelo linear</b>
AIC	3,9976	3,9786
MSC	632,24	643,01
Log-lik	-213,85	-229,64
<b>Teste LR – Ang e Bekaert (1998)</b>		
<b>Valor</b>	<b>Nº. de restrições</b>	<b>P-value</b>
31,60	17	0,0169

**Tabela 5**  
**Testes de especificação para o modelo MS(2)-ARX1(7)**

<b>Teste F para autocorrelação até a ordem k</b>		
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
AR(12)	0,43	0,9497
AR(24)	0,45	0,9841
<b>Teste Ljung-Box para autocorrelação até a ordem k</b>		
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
LB(12)	5,30	0,9470
LB(24)	13,80	0,9510
<b>Teste para efeitos ARCH até a ordem q</b>		
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
ARCH(8)	8,44	0,3917

A Tabela 6 apresenta as estimativas de máxima verossimilhança para os parâmetros do modelo MS(2)-ARX1(7). Os valores estimados para  $\mu_{St}$  indicam que a

<sup>14</sup> Em modelos Markov-switching, os testes LB e ARCH sobre os erros padronizados têm sido utilizados por vários autores, tais como Driffill e Sola (1998), Maheu e McCurdy (2000), Ravn e Sola (2004) e Kim et al. (2004).



economia apresenta uma taxa de crescimento média de -1,17% ao mês (-14,04% ao ano) em períodos de recessão (estado 0) e de 0,728% ao mês (8,74% ao ano) em períodos de expansão econômica (estado 1). As probabilidades de permanecer em cada regime são estimadas em 0,735 para o estado 0 e 0,946 para o estado 1. Isto implica que as recessões duram em média 3,8 meses, enquanto que os períodos de expansão têm uma duração média de 18,64 meses. O conjunto desses resultados mostra que o modelo Markov-switching estimado captura as assimetrias nos ciclos de negócios, caracterizando as recessões como curtos períodos de abrupta queda do produto e as expansões como períodos de gradual e duradouro aumento do produto.

A evolução da taxa de crescimento do produto e das probabilidades de recessão é apresentada na Figura 3. A probabilidade filtrada de recessão pode ser entendida como a inferência ótima acerca deste regime no tempo  $t$  usando informação disponível até o período  $t$ , enquanto que a probabilidade suavizada de recessão diz respeito a inferência sobre este estado usando toda informação da amostra.<sup>15</sup> Observando a Figura 3, é possível perceber que as trajetórias temporais das probabilidades filtradas e suavizadas são muito semelhantes, sugerindo que estimativas dos períodos de recessão podem ser obtidas através da estimação recursiva um passo a frente (probabilidades filtradas) ou usando toda informação amostral (probabilidades suavizadas). A datação específica para os períodos de recessão econômica pode ser obtida através da regra no qual assinala a observação  $t$  ao estado 0 se a probabilidade suavizada deste regime é maior que 0,5 (Hamilton, 1989). A aplicação desta regra ao modelo estimado permite distinguir dois períodos de recessões mais longas (1998:7-1998:12 e 2001:3-2001:11) e duas recessões com durações de no máximo um trimestre (1997:4-1997:5 e 2002:12-2003:2). Estes resultados parecem ser consistentes com aqueles obtidos por Céspedes et al. (2006).<sup>16</sup>

---

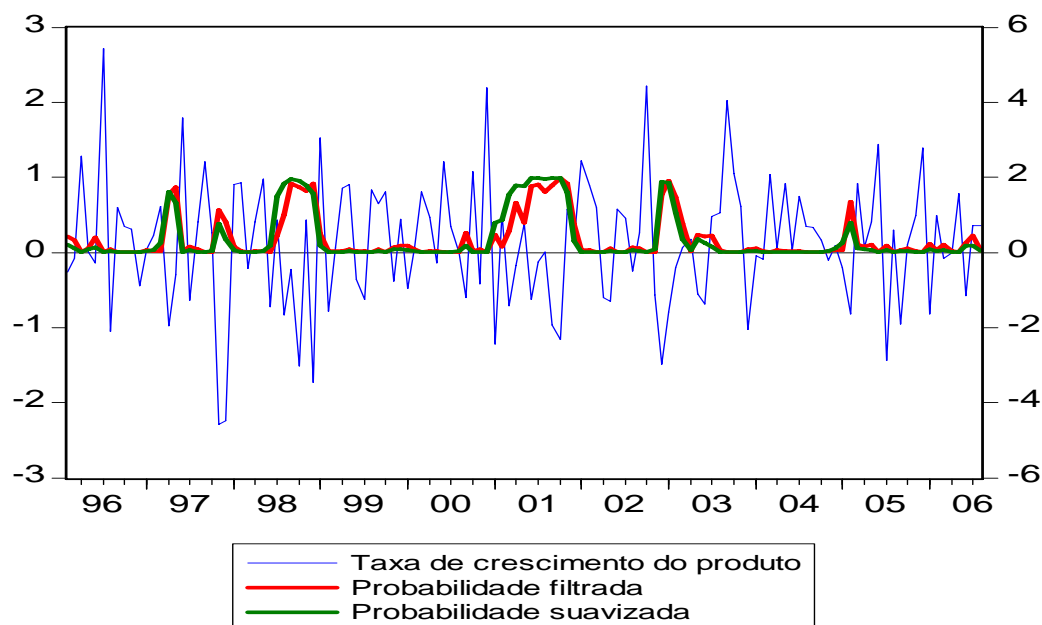
<sup>15</sup> A probabilidade suavizada de recessão foi obtida através do algoritmo de Kim (1994).

<sup>16</sup> Estes autores usam dados trimestrais e estimam os períodos de recessão e expansão econômica para o Brasil usando o algoritmo de Bry-Boschan e modelos Markov-switching.

**Tabela 6**  
**Estimativas dos parâmetros do modelo MS(2)-ARX1(7)**

Parâmetro	Regime 0		Regime 1	
	Estimativa	Desvio-Padrão	Estimativa	Desvio-Padrão
$\mu_{S_t}$	-1,1738*	0,3164	0,7280*	0,1523
$\beta_1$	-0,3172*	0,0939	-0,3172*	0,0939
$\beta_2$	-0,1865**	0,0926	-0,1865**	0,0926
$\beta_3$	-0,3055*	0,0929	-0,3055*	0,0929
$\beta_4$	-0,0820 <sup>n.s</sup>	0,0849	-0,0820 <sup>n.s</sup>	0,0849
$\beta_5$	0,1833**	0,0807	0,1833**	0,0807
$\beta_6$	-0,1051 <sup>n.s</sup>	0,0795	-0,1051 <sup>n.s</sup>	0,0795
$\beta_7$	0,0225 <sup>n.s</sup>	0,0695	0,0225 <sup>n.s</sup>	0,0695
$\gamma_{S_{t-1},1}^-$	-2,1926 <sup>n.s</sup>	1,5060	-5,2377*	0,8658
$\gamma_{S_{t-2},2}^-$	3,3960***	1,7855	-1,0456 <sup>n.s</sup>	0,9335
$\gamma_{S_{t-3},3}^-$	-4,8438*	1,7631	0,2106 <sup>n.s</sup>	0,9238
$\gamma_{S_{t-4},4}^-$	3,0367***	1,6720	-2,4248*	0,8434
$\gamma_{S_{t-5},5}^-$	-5,0492*	1,7717	-0,5419 <sup>n.s</sup>	0,8532
$\gamma_{S_{t-6},6}^-$	2,6511 <sup>n.s</sup>	1,8676	-0,6683 <sup>n.s</sup>	0,8427
$\gamma_{S_{t-7},7}^-$	2,1596 <sup>n.s</sup>	1,8285	-2,3243*	0,8598
$\gamma_{S_{t-1},1}^+$	-0,0909 <sup>n.s</sup>	1,2257	-0,3766 <sup>n.s</sup>	1,5483
$\gamma_{S_{t-2},2}^+$	-7,0426*	2,6244	-1,4112 <sup>n.s</sup>	1,5126
$\gamma_{S_{t-3},3}^+$	0,3926 <sup>n.s</sup>	2,8931	-3,8426*	1,4271
$\gamma_{S_{t-4},4}^+$	-6,8694*	2,2504	0,9764 <sup>n.s</sup>	1,5554
$\gamma_{S_{t-5},5}^+$	-4,2807***	2,5595	-2,1910 <sup>n.s</sup>	1,4725
$\gamma_{S_{t-6},6}^+$	4,4145***	2,3742	0,2470 <sup>n.s</sup>	1,4213
$\gamma_{S_{t-7},7}^+$	3,9618***	2,0644	3,1888**	1,5390
$\sigma$	1,0583*	0,0784	1,0583*	0,0784
$p_{00}/p_{11}$	0,7351*	0,1019	0,9463*	0,0257
$d_{st}$	3,7749	-	18,617	-
$\Sigma\gamma^-$	-0,84	-	-12,03	-
$\Sigma\gamma^+$	-9,51	-	-3,41	-
Log-lik.	-213,85			

Nota: \* Significante a 1%. \*\* Significante a 5%. \*\*\* Significante a 10%. <sup>n.s</sup> Não Significativo.



**Figura 3 - Evolução da taxa de crescimento do PIB e das probabilidades filtradas e suavizadas de recessão para o modelo MS(2)-ARX1(7)**

Os efeitos dos choques monetários sobre o produto são mensurados através dos parâmetros  $\gamma_{S,i}^j$ . Os coeficientes  $\gamma_{0,i}^-$  ( $\gamma_{1,i}^-$ ) podem ser interpretados como o efeito sobre a taxa de crescimento do produto de um aumento inesperado de 1 ponto percentual na taxa Selic em t-i se a economia esteve em recessão (expansão) no tempo em que este aumento ocorreu. Os coeficientes  $\gamma_{0,i}^+$  ( $\gamma_{1,i}^+$ ) têm interpretações análogas para os choques monetários positivos. Visto que mudanças inesperadas na taxa Selic em uma direção movem o produto na direção oposta, espera-se que os valores dos coeficientes  $\gamma_{S,i}^j$  sejam negativos.

As estimativas para os parâmetros  $\gamma_{S,i}^j$  estão contidas na Tabela 6. Com base nos sinais e significâncias estatísticas destes coeficientes, é possível verificar que a predita relação inversa entre as ações de política monetária e o nível de produto só pode ser diretamente observada para os choques monetários negativos em um regime de crescimento econômico. No entanto, a soma dos coeficientes de cada tipo de choque para cada regime ( $\sum_i \gamma_{0,i}^j$  e  $\sum_i \gamma_{1,i}^j$ , para  $j=-,+$ ) sugere que, em ambas as fases do ciclo de negócios, um aumento inesperado da taxa Selic reduz o produto, enquanto que uma redução inesperada da taxa Selic eleva a produção agregada da economia.

Para verificarmos a significância estatística dos efeitos dos diferentes choques monetários, nós realizamos um conjunto de Wald impondo diferentes restrições sobre

os parâmetros estimados. Os resultados destes testes estão apresentados nas oito primeiras linhas da Tabela 7. Nas quatro primeiras linhas, testamos a hipótese nula de que os coeficientes relacionados a um dado choque monetário em um dado regime são conjuntamente iguais a zero. Em todos os casos, esta hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 1%. As quatro linhas seguintes testam se a soma dos coeficientes de cada choque é igual a zero. Considerando um nível de significância de 10%, nós podemos observar que esta hipótese é rejeitada apenas para os choques negativos no estado de expansão e choques positivos no estado de recessão. Isto indica que os efeitos de choques monetários pró-cíclicos sobre o produto são neutros.

**Tabela 7**  
**Testes de Wald para o modelo MS(2)-ARX1(7)**

Hipótese nula	Valor da Estatística $\chi^2$	Nº. de restrições	P-value
$\gamma_{0,i}^- = 0, \forall i$	20,92	7	0,0039
$\gamma_{1,i}^- = 0, \forall i$	52,42	7	0,0000
$\gamma_{0,i}^+ = 0, \forall i$	23,44	7	0,0014
$\gamma_{1,i}^+ = 0, \forall i$	19,42	7	0,0070
$\Sigma \gamma_{0,i}^- = 0$	0,08	1	0,7773
$\Sigma \gamma_{1,i}^- = 0$	22,04	1	0,0000
$\Sigma \gamma_{0,i}^+ = 0$	2,80	1	0,0943
$\Sigma \gamma_{1,i}^+ = 0$	0,98	1	0,3221
$\Sigma \gamma_{0,i}^- = \Sigma \gamma_{0,i}^+$	2,17	1	0,1407
$\Sigma \gamma_{1,i}^- = \Sigma \gamma_{1,i}^+$	3,60	1	0,0578
$\Sigma \gamma_{0,i}^+ = \Sigma \gamma_{1,i}^-$	0,17	1	0,6801
$\Sigma \gamma_{0,i}^- = \Sigma \gamma_{1,i}^-$	8,26	1	0,0041
$\Sigma \gamma_{0,i}^+ = \Sigma \gamma_{1,i}^+$	1,19	1	0,2753

Nós averiguamos agora se os efeitos das diferentes formas de ações da política monetária são assimétricos. Para este fim, nós testamos as hipóteses nulas de simetrias explanadas na seção 2.2.3. Da Tabela 7, vários resultados podem ser destacados. Primeiro, a hipótese nula de simetria entre os efeitos dos choques positivos e negativos não é rejeitada a um nível de significância de 10% no estado 0, mas é rejeitada (em favor de  $\Sigma \gamma_{1,i}^- = -12,03 > \Sigma \gamma_{1,i}^+ = -3,41$ ) a um nível de significância de 6% no estado 1. Isto sugere que os efeitos reais dos choques monetários negativos são maiores do que os efeitos dos choques positivos apenas na fase de expansão do ciclo de negócios.

Segundo, a não rejeição da hipótese nula  $\Sigma\gamma_{0,i}^+ = \Sigma\gamma_{1,i}^-$  evidencia que o impacto sobre o produto de uma dada redução inesperada na taxa Selic em uma fase de recessão é igual ao de um aumento do mesmo tamanho em um período de expansão. Esta constatação indica que os efeitos reais de uma política monetária contra-cíclica não dependem da fase do ciclo de negócios prevalecente no momento em que o choque monetário é dado. Terceiro, o resultado do teste de Wald rejeita fortemente a hipótese nula de que os efeitos reais de choques negativos são iguais entre os estados markovianos em favor de um efeito maior destes choques na fase de expansão econômica ( $\Sigma\gamma_{1,i}^- = -12,84 > \Sigma\gamma_{0,i}^- = -0,86$ ). Por fim, nós não podemos rejeitar a hipótese nula de simetria dos efeitos reais dos choques monetários positivos entre as fases do ciclo de negócios.

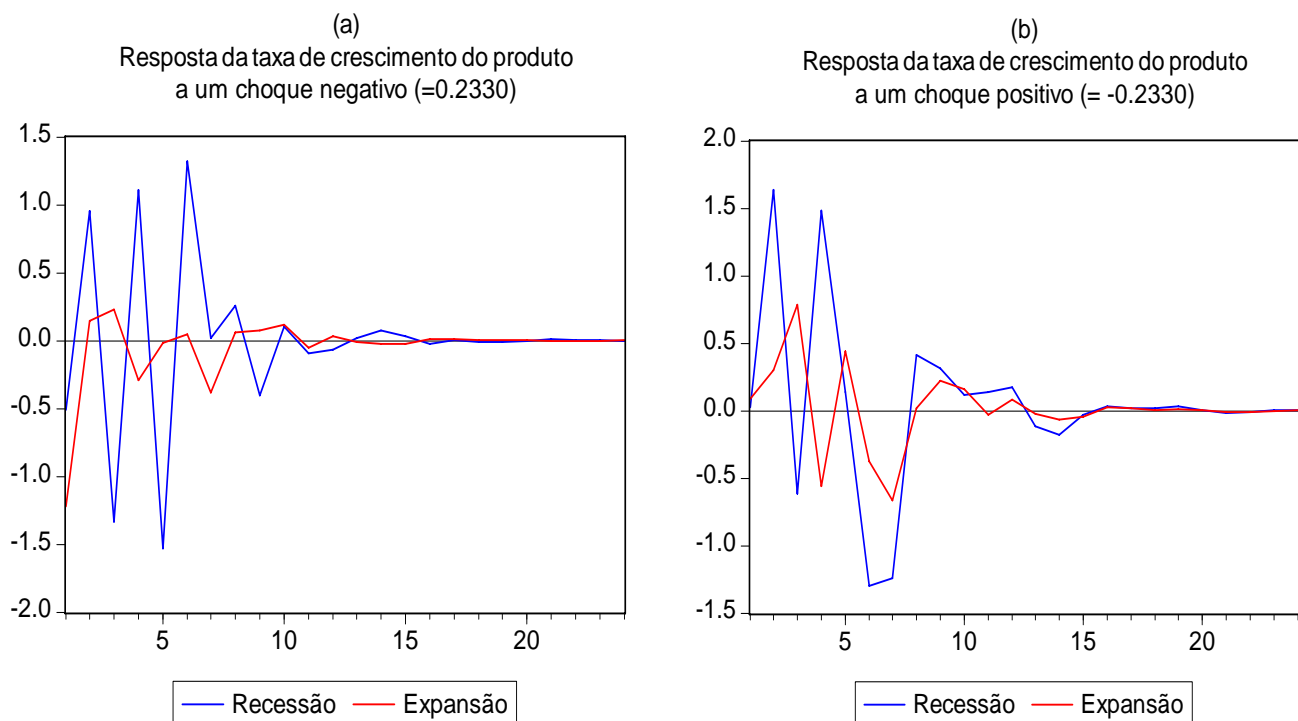
As diferenças nos efeitos reais da política monetária são ilustradas na Figura 4. No painel (a), mostramos as trajetórias da taxa de crescimento do produto nos estados de recessão e expansão em respostas a um choque negativo (ou aumento inesperado da taxa Selic) igual a 0,233 pontos percentuais implementado em  $t=0$ .<sup>17</sup> No painel (b), as respostas da taxa de crescimento do produto a um choque positivo (ou redução inesperada na taxa Selic) de -0,233 pontos percentuais são apresentadas para os dois regimes markovianos. De início, podemos verificar que uma característica comum em ambos os painéis é o comportamento oscilatório do produto em resposta aos diferentes tipos de choques monetários. Isto possivelmente decorre do alto nível de ruído na série mensal de taxa de crescimento da produção industrial. Quando comparamos as trajetórias do produto entre os diferentes regimes, observamos também que, para qualquer um dos dois tipos de choques considerados, a resposta do produto apresenta uma maior variabilidade na fase de recessão do ciclo de negócios.

Em relação aos impactos de choques monetários específicos, a Figura 4 mostra que o efeito de um aumento não-esperado da taxa Selic é reduzir o produto em  $t=1$ , enquanto que uma redução inesperada desta variável eleva o nível de produção um mês após o choque. A maior redução do produto em resposta a um choque negativo ocorre no quinto mês se economia está em recessão e no primeiro mês se a economia está em uma fase de expansão. Já no caso de um choque monetário positivo, a elevação do

---

<sup>17</sup> O valor 0,2330 é a estimativa para o desvio-padrão da série dos choques monetários estruturais  $u_t$  que foi obtida do VAR.

produto alcança um máximo no segundo e terceiro mês durante os estados de recessão e expansão, respectivamente.



**Figura 4 - Efeitos estado-dependentes de um choque monetário do VAR**

Por fim, verifica-se que a resposta acumulada da taxa de crescimento do produto nos 24 meses após um choque negativo (positivo) é igual a -0,09% (1,02%) no regime de recessão e -1,3% (0,37%) no regime de expansão. As diferenças destes valores sugerem que: i) no regime de expansão, os choques negativos afetam mais o produto do que os choques positivos do mesmo tamanho; ii) o efeito real de um choque negativo é maior em expansão do que em recessão; iii) durante a fase de recessão, o efeito real de um dado choque positivo supera, em valor absoluto, o efeito de um choque negativo do mesmo tamanho; iv) o efeito real de um choque positivo é maior na fase de expansão; e v) o efeito real de um aumento inesperado da taxa Selic na fase de expansão é maior do que o de uma redução inesperada desta variável durante uma recessão. É importante destacar que os resultados iii a v devem ser olhados com cautela em razão dos testes de Wald não terem rejeitado as hipóteses nulas de simetria para estes casos.

## 2.4.2 Cheque de robustez dos resultados

Para verificar a robustez dos resultados apresentados acima, nós mensuramos as ações de política monetária através da variação da taxa de juros Selic e estimamos o modelo Markov-switching (1) com sete defasagens de cada variável explicativa. Este modelo foi denominado de MS(2)-ARX2(7).

Os valores dos critérios de informação AIC e MSC, apresentados na Tabela 8, indicam unanimemente a superioridade do modelo Markov-switching em relação à sua contrapartida linear. Além disso, o teste LR proposto por Ang e Bekaert (1998) rejeita a hipótese nula de que o modelo com 1 regime gera os dados contra a hipótese alternativa de que estes dados são gerados pelo modelo com 2 regimes.

**Tabela 8**  
**Critérios de informação e teste LR do modelo**  
**MS(2)-ARX2(7) versus modelo linear**

	<b>Modelo MS</b>	<b>Modelo linear</b>
AIC	3,8068	3,9804
MSC	611,48	643,23
Log-lik	-201,73	-229,75
<b>Teste LR – Ang e Bekaert (1998)</b>		
<b>Valor</b>	<b>Nº. de restrições</b>	<b>P-value</b>
56,05	17	0,0000

Na tabela 9, nós apresentamos os testes de especificação para os erros de previsão padronizados do modelo MS(2)-ARX2(7). Os p-values para os valores calculados das estatísticas F, LB e ARCH mostram que as hipóteses nulas de autocorrelação e de efeitos ARCH nos erros de previsão são rejeitadas para um nível de significância 10%.

**Tabela 9**  
**Testes de especificação para o modelo MS(2)-ARX2(7)**

<b>Teste F para autocorrelação até a ordem k</b>		
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
AR(12)	0,91	0,5358
AR(24)	1,02	0,4529
<b>Teste Ljung-Box para autocorrelação até a ordem k</b>		
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
LB(12)	12,99	0,3700
LB(24)	23,05	0,5170
<b>Teste para efeitos ARCH até a ordem q</b>		
	<b>Valor</b>	<b>P-value</b>
ARCH(8)	11,47	0,1765

Nós agora consideramos as estimativas dos parâmetros do modelo Markov-switching. Como pode ser observado na Tabela 10, o estado 0 é caracterizado por uma taxa média de crescimento negativa do produto (-1,25% ao mês), enquanto que o estado 1 apresenta uma taxa média de crescimento positiva (0,86% ao mês). Isso permite novamente classificar os regimes 0 e 1 como as fases de recessão e expansão econômica.

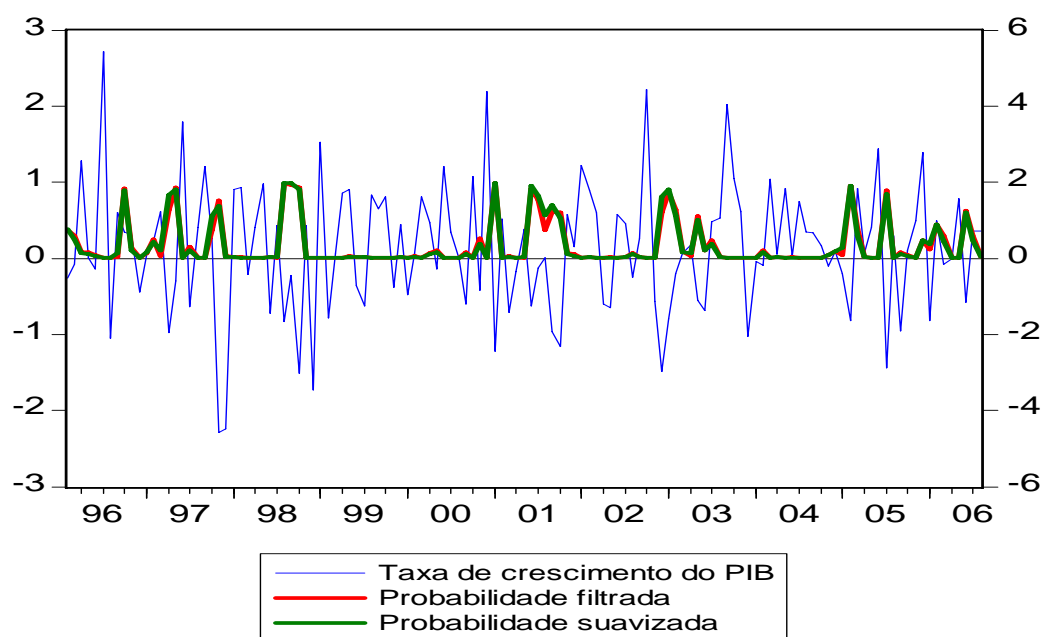
**Tabela 10**  
**Estimativas dos parâmetros do modelo MS(2)-ARX2(7)**

Parâmetro	Regime 0		Regime 1	
	Estimativa	Desvio-Padrão	Estimativa	Desvio-Padrão
$\mu_{S_t}$	-1,2461*	0,2134	0,8601*	0,0897
$\beta_1$	-0,2852*	0,0689	-0,2852*	0,0689
$\beta_2$	-0,3859*	0,0774	-0,3859*	0,0774
$\beta_3$	-0,4209*	0,0853	-0,4209*	0,0853
$\beta_4$	-0,2015*	0,0708	-0,2015*	0,0708
$\beta_5$	-0,3078*	0,0676	-0,3078*	0,0676
$\beta_6$	-0,0575 <sup>n.s</sup>	0,0680	-0,0575 <sup>n.s</sup>	0,0680
$\beta_7$	0,1574**	0,0653	0,1574**	0,0653
$\gamma_{S_{t-1},1}^-$	-1,2658 <sup>n.s</sup>	1,1741	-6,2263*	0,6471
$\gamma_{S_{t-2},2}^-$	0,8755 <sup>n.s</sup>	1,3173	-2,5189*	0,7120
$\gamma_{S_{t-3},3}^-$	-3,4797**	1,3849	-0,9555 <sup>n.s</sup>	0,8413
$\gamma_{S_{t-4},4}^-$	-2,9437**	1,4114	-2,3527*	0,7311
$\gamma_{S_{t-5},5}^-$	2,1908 <sup>n.s</sup>	1,3927	-2,4040*	0,8693
$\gamma_{S_{t-6},6}^-$	-8,2666*	1,4873	-0,5373 <sup>n.s</sup>	0,8640
$\gamma_{S_{t-7},7}^-$	8,9452*	1,3709	-1,6894**	0,6574
$\gamma_{S_{t-1},1}^+$	-6,5526**	2,9220	1,9680***	0,9928
$\gamma_{S_{t-2},2}^+$	-1,5263 <sup>n.s</sup>	3,3452	-1,4762 <sup>n.s</sup>	0,9792
$\gamma_{S_{t-3},3}^+$	1,7698 <sup>n.s</sup>	3,6406	-1,7461**	0,7756
$\gamma_{S_{t-4},4}^+$	3,4051 <sup>n.s</sup>	3,3603	-1,3908***	0,7830
$\gamma_{S_{t-5},5}^+$	-22,069*	3,5623	0,0572 <sup>n.s</sup>	1,8025
$\gamma_{S_{t-6},6}^+$	21,830*	3,6777	-0,2326 <sup>n.s</sup>	0,9104
$\gamma_{S_{t-7},7}^+$	-19,995*	3,4128	1,9529*	0,7236
$\sigma$	0,8041*	0,0549	0,8041*	0,0549
$p_{00}/p_{11}$	0,3966*	0,0315	0,8904*	0,1105
$d_{st}$	1,6574	-	9,1208	-
$\Sigma\gamma^-$	-3,94	-	-16,68	-
$\Sigma\gamma^+$	-23,14	-	-0,87	-
Log-lik.	-201,73			

Nota: \* Significante a 1%. \*\* Significante a 5%. \*\*\* Significante a 10%. <sup>n.s</sup> Não Significativo.



A matriz de transição estimada mostra que a probabilidade de permanecer no estado de recessão,  $p_{00}$ , é igual 0,40, o que implica em uma duração média de 1,66 meses para este regime. Em contraposição, a fase de expansão apresenta uma duração média de aproximadamente 9 meses ( $p_{11}=0,89$ ). Quando comparado ao modelo da seção anterior, as menores persistência e duração de ambos os estados markovianos constatadas aqui são decorrentes do ajuste do modelo MS(2)-ARX2(7) a abruptas e transitórias quedas no produto. Observando as probabilidades filtradas e suavizadas apresentadas na Figura 5, é possível verificar que agora o modelo Markov-switching considera o bimestre outubro-novembro de 1997 e os meses de janeiro de 2001, janeiro e julho de 2005, e junho de 2006 como sendo períodos em que a economia brasileira encontrava-se em recessão.



**Figura 5 - Evolução da taxa de crescimento do PIB e das probabilidades filtradas e suavizadas de recessão para o modelo MS(2)-ARX2(7)**

Sobre os efeitos reais das ações de política monetária, nós podemos observar na Tabela 10 que a soma dos coeficientes relacionados a cada “choque” sugere que uma variação positiva da taxa Selic (“choque monetário negativo”) reduz o produto, enquanto que uma variação negativa da taxa Selic (“choque monetário positivo”) aumenta a produção da economia. Para verificar a significância estatística destes efeitos, nós testamos à hipótese nula de que a soma dos coeficientes relacionados a cada

“choque” é igual à zero. Como mostrado na Tabela 11, os resultados dos testes de Wald dão suporte a não-neutralidade dos efeitos de variações positivas na taxa Selic em ambas as fase do ciclo de negócios. Em relação a variações negativas na taxa Selic, nós encontramos evidência de que a soma dos coeficientes relacionados a esta ação de política é estatisticamente diferente de zero apenas no estado de recessão.

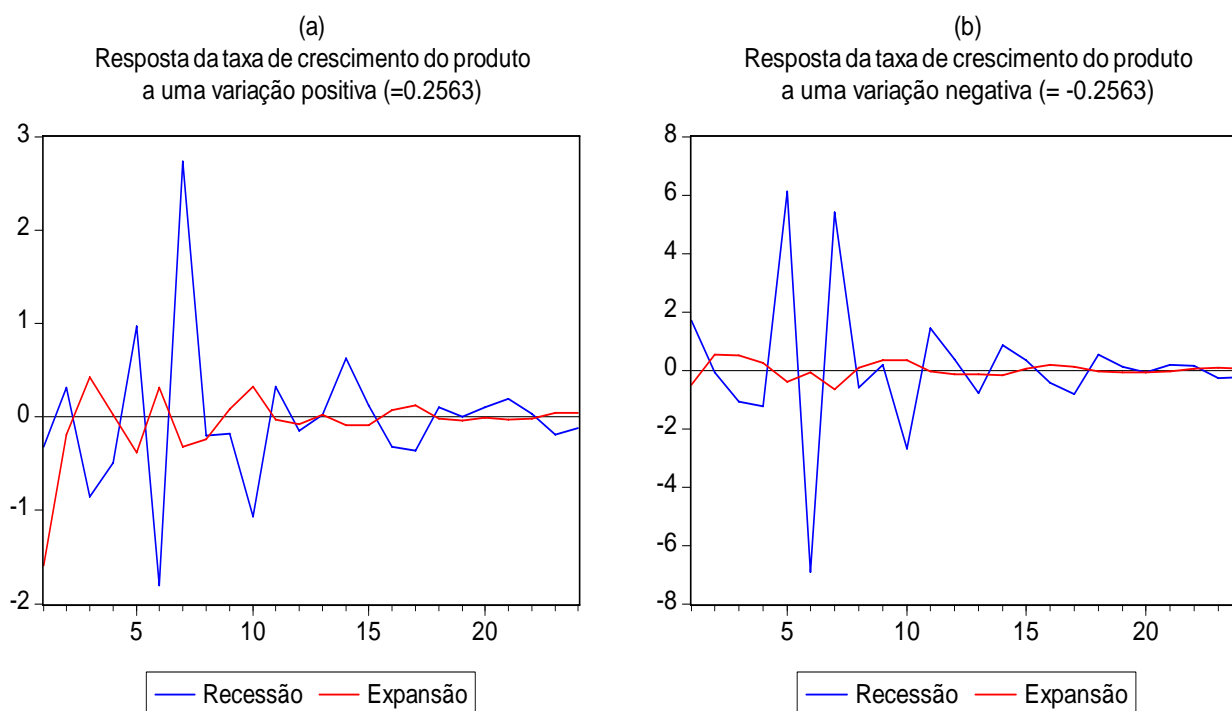
**Tabela 11**  
**Testes de Wald para o modelo MS(2)-ARX2(7)**

Hipótese nula	Valor da estatística $\chi^2$	Nº. de restrições	P-value
$\gamma_{0,i}^- = 0, \forall i$	79,87	7	0,0000
$\gamma_{1,i}^- = 0, \forall i$	114,1	7	0,0000
$\gamma_{0,i}^+ = 0, \forall i$	91,65	7	0,0000
$\gamma_{1,i}^+ = 0, \forall i$	19,58	7	0,0066
$\Sigma \gamma_{0,i}^- = 0$	2,99	1	0,0838
$\Sigma \gamma_{1,i}^- = 0$	36,03	1	0,0000
$\Sigma \gamma_{0,i}^+ = 0$	11,83	1	0,0006
$\Sigma \gamma_{1,i}^+ = 0$	0,26	1	0,6101
$\Sigma \gamma_{0,i}^- = \Sigma \gamma_{0,i}^+$	8,68	1	0,0032
$\Sigma \gamma_{1,i}^- = \Sigma \gamma_{1,i}^+$	23,91	1	0,0000
$\Sigma \gamma_{0,i}^+ = \Sigma \gamma_{1,i}^-$	0,86	1	0,3537
$\Sigma \gamma_{0,i}^- = \Sigma \gamma_{1,i}^-$	19,97	1	0,0000
$\Sigma \gamma_{0,i}^+ = \Sigma \gamma_{1,i}^+$	9,52	1	0,0020

A Tabela 11 apresenta o conjunto de testes de hipóteses sobre as simetrias nos efeitos reais dos diferentes tipos de ações da política monetária. Como na seção anterior, nós encontramos fortes evidências de assimetria nos efeitos reais de uma política monetária contracionista e expansionista no regime de expansão, bem como nos efeitos reais de uma política contracionista entre as fases do ciclo de negócios. A diferença agora é a de nós podemos rejeitar as hipóteses nulas de simetria entre os efeitos reais de variações positivas e negativas na taxa Selic na fase de recessão, e entre os efeitos reais de variações negativas na taxa Selic entre as fases do ciclo de negócios.

As trajetórias regime-dependentes da taxa de crescimento do produto em resposta a uma variação positiva (negativa) de 0,2563% (-0,2563%) na taxa de juros Selic podem ser visualizadas no painel a (b) da Figura 6. As diferenças nestes gráficos provêm claras evidências a favor das assimetrias nos efeitos da política monetária. A

resposta acumulada da taxa de crescimento do produto a uma dada variação positiva (negativa) da taxa Selic é agora igual a  $-0,53\%$  ( $2,13\%$ ), em uma de recessão, e  $-1,67\%$  ( $0,16\%$ ) em uma expansão. Isto corrobora duas constatações descritas na seção anterior. A primeira é que, em períodos de expansão, o impacto sobre o produto advindo de um choque negativo é maior do que o de um choque positivo do mesmo tamanho, enquanto que, em períodos de recessão, o oposto é observado. A segunda constatação é a de que uma variação positiva (negativa) na taxa Selic tem um maior efeito sobre o produto quando a economia está na fase de expansão (recessão) do ciclo de negócios.



**Figura 6 - Efeitos estado-dependentes de uma variação da taxa Selic**

## 2.5 Conclusões

Neste trabalho, examinamos se os efeitos reais dos choques monetários no Brasil são assimétricos. Em particular, investigamos três formas de assimetrias, a saber: i) assimetria entre os efeitos reais de choques monetários negativos e positivos em cada fase do ciclo de negócios; ii) assimetria entre os efeitos de choques monetários contra-cíclicos; e iii) assimetria nos efeitos reais de um dado choque monetário entre as fases do ciclo de negócios. Para fazer isto, nós temos utilizado o modelo Markov-switching

de Hamilton (1989) estendido para permitir que os choques monetários positivos e negativos possam afetar assimetricamente a taxa de crescimento do produto nos estados de expansão e recessão econômica. Baseado nos critérios de informação AIC e MSC, e no teste LR proposto por Ang e Bekaert (1998), nós verificamos que o modelo Markov-switching com dois regimes prover uma representação dos dados mais adequada do que a sua contrapartida linear.

Nós temos verificado se os efeitos da política monetária sobre o produto são assimétricos utilizando a estatística de Wald para testar um conjunto de hipóteses nulas de simetria nos efeitos dos diferentes choques. Os resultados obtidos mostraram que, quando as ações de política monetária são mensuradas através das inovações ortogonalizadas para a taxa Selic em um simples modelo VAR, há fortes evidências de que: i) os efeitos reais de choques monetários negativos não são iguais aos de choques positivos no estado de expansão; ii) os efeitos reais de choque negativos na fase de expansão são diferentes dos efeitos na fase de recessão econômica. Quando a variação na taxa de juros Selic é tomada como medida de política monetária, nós encontramos também assimetrias entre os efeitos reais de variações positivas e negativas na taxa Selic na fase de recessão, e entre os efeitos reais de variações negativas na taxa Selic entre as fases do ciclo de negócios. Em nenhuma circunstância, nós observamos evidência em favor de assimetrias entre os efeitos de uma política monetária contracionista implementada em uma fase de expansão e os de uma política expansionista implementada em uma fase de recessão econômica.

Finalmente, simulamos as trajetórias da taxa de crescimento do produto em resposta a choques monetários positivos e negativos, em cada fase do ciclo de negócios. As diferenças observadas entre estas trajetórias refletem as assimetrias nos efeitos reais da política monetária. Quando nós calculamos a resposta da taxa de crescimento do produto acumulada durante os 24 meses após um dado choque monetário, três resultados emergiram. O primeiro é que, durante a fase de expansão, o efeito real de um choque monetário negativo supera, em valor absoluto, o efeito de um choque positivo. O segundo é que, em períodos de recessão, os choques monetários positivos afetam mais o produto do que os choques negativos. O terceiro e último resultado é que o efeito real de um choque negativo é maior na fase de expansão, enquanto que o efeito real de um choque positivo é maior na fase de recessão do ciclo de negócios. Este conjunto de evidências indica claramente que os efeitos reais da política monetária no Brasil

dependem do tipo de ação e da fase do ciclo de negócios em que a ação é tomada pelo Banco Central.

Os resultados encontrados aqui deixam uma importante questão em aberto: quais as razões para que os efeitos da política monetária sobre o produto sejam assimétricos? Como descrito na introdução deste trabalho, os modelos que geram uma curva de oferta agregada convexa predizem que os choques monetários negativos afetam mais o produto do que os choques positivos. Para o Brasil, este resultado só foi verificado quando a economia está em expansão. Adicionalmente, o resultado predito por modelos teóricos com fricções no mercado de crédito, de que os efeitos reais de choques monetários são maiores na fase de recessão, só foi observado empiricamente para os choques monetários positivos. Assim, uma interessante sugestão para pesquisa futura é identificar quais os fatores determinantes para que os efeitos da política monetária sejam assimétricos. Além disso, o nosso trabalho pode ser estendido para considerar a possibilidade de que os efeitos reais de grandes choques monetários sejam diferentes dos efeitos de pequenos choques monetários.

## Referências

- ANG, A.; BEKAERT, G. **Regime switches in interest rates**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1998. (Working Paper, 6508).
- BALL, L.; MANKIW, N. G. Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. **The Economic Journal**, v. 104, n. 423, 1994.
- BALL, L.; ROMER, D. Are prices too sticky? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 104, n.3, 1989.
- BALL, L.; ROMER, D. Real rigidities and the non-neutrality of money. **Review of Economic Studies**, v. 57, n. 2, 1990.
- BARRO, R. J. Unanticipated money growth and unemployment in the United States. **American Economic Review**, v. 67, n. 2, 1977.
- BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, 1986.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. The federal funds rate and the channel of monetary transmission. **American Economic Review**, v. 82, n. 4, 1992.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Agency cost, net worth, collateral, and business fluctuations. **American Economics Review**, v. 79, n. 1, 1989.

\_\_\_\_\_. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995.

BERNANKE, B.; MIHOV, I. What does the Bundesbank target? **European Economic Review**, v. 41, n. 6, 1997.

\_\_\_\_\_. Measuring monetary policy. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n.3, 1998.

BOLDIN, M. D. A check on the robustness of Hamilton's Markov switching model approach to the economic analysis of the business cycle. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 1, n.1, 1996.

CABALLERO, R. J.; ENGEL, E.M.R.A. Heterogeneity and output fluctuations in a dynamic menu-cost economy. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 202, 1993.

CÉSPEDES, B. J. V. **Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, 1101).

CÉSPEDES, B.J.V et al. Forecasting Brazilian Output and its Turning Points in the presence of Breaks: A Comparison of Linear and Nonlinear Models. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 1, 2006.

CHRISTIANO, L. J. et al. The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds. **Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1, 1996.

COVER, J. P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 4, 1992.

CYSNE, R. P. **What happens after the Central Bank of Brazil increases the target interbank rate by 1%?** Rio de Janeiro: Escola de Pós-graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, 2005. (Ensaio Econômico, 584).

DRIFFILL, J.; SOLA, M. Intrinsic bubbles and regime-switching. **Journal of Monetary Economics**, v. 42, n. 2, 1998.

DE LONG, J. B.; SUMMERS, L. H. How Does Macroeconomic Policy Affect Output? **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1988, n. 2, 1988.

DOAN, T. **RATS user's manual**. Evanston: Estima, 1992.

DOLADO, J.J.; MARIA-DOLORES, R. An empirical study of the cyclical effects of monetary policy in Spain. **Investigaciones Económicas**, v. 25, n. 1, 2001.

\_\_\_\_\_. State asymmetries in the effects of monetary policy shocks on output: some the new evidence of the Euro-Area. In: MILAS et al. **Nonlinear time series analysis of business cycles**. Amsterdam: Elsevier, 2006.

- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons Inc, 1995.
- FERNANDES, M.; TORO, J. Mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v.59, n. 1, 2005.
- GARCIA, R. Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. **International Economic Review**, v. 39, n. 3, 1998.
- GARCIA, R.; SCHALLER, H. Are the effects of monetary policy asymmetric? **Economic Inquiry**, v. 40, n. 1, 2002.
- GERTLER, M.; HUBBARD, R. G. **Financial factors in business fluctuations**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1988. (Working Paper, 2758).
- GERTLER, M. et al. **Interest rate spreads, credit constraints, and investment fluctuations: an empirical investigation**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1990. (Working Paper, 3495).
- GERTLER, M.; GILCHRIST, S. Monetary policy, business cycles and the behavior of small manufacturing firms. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n.2, 1994.
- GILL, P. E. et al. **Practical optimization**. London: Academic Press, 1981.
- GOODWIN, T. H. Business-cycle analysis with a Markov-switching model. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 11, n. 3, 1993.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4<sup>a</sup> ed. New jersey: Prentice Hall, 2000.
- HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, 1989.
- \_\_\_\_\_. A quasi-bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 9, n. 1, 1991.
- \_\_\_\_\_. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, 1992.
- HENDRY, D. F. **Dynamic Econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- KAMINSKY, G. L. et al. **When it rains, it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2004. (Working Paper, 10780).
- KARRAS, G.; STOKES, H. H. Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Evidence from prices, consumption, and investment. **Journal of Macroeconomics**, v. 21, n. 4, 1999.

- KAUFMANN, S. Is there an asymmetric effect of monetary policy over time? A Bayesian analysis using Austrian data. **Empirical Economics**, v. 27, n.2, 2002.
- KIM, C-J. Dynamic linear models with Markov-switching. **Journal of Econometrics**, v. 60, n. 1-2, 1994.
- KIM, C-J. et al. Is there a positive relationship between stock market volatility and the equity premium? **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 36, n. 3, 2004.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v. 65, n. 2, 1978.
- LO, M. C; PIGER, J. Is the response of output to monetary policy asymmetric? Evidence from a regime-switching coefficients model. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.37, n. 5, 2005.
- MAHEU, J. M.; McCURDY, T. H. Identifying bull and bear markets in stock returns. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 18, n. 1, 2000.
- MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, 2003.
- MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Trabalhos para Discussão, 53).
- \_\_\_\_\_. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).
- MISHKIN, F. S. Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation. **Journal of Political Economy**, v. 90, n. 1, 1982.
- MOREIRA, A. et al. **Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real**. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. (Texto para Discussão, 579).
- PAGAN, A. Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors. **International Economic Review**, v. 25, n. 1, 1984.
- PEERSMAN, G.; SMETS, F. **Are the effects of monetary policy in the Euro area greater in recessions than in booms?** Frankfurt: European Central Bank, 2001. (Working Paper, 52).
- PSARADAKIS, Z; SPAGNOLO, N. On the determination of the number of regimes in Markov switching autoregressive models. **Journal of Time Series Analysis**, v. 24, n. 2, 2003.



- RABANAL, P., SCHWARTZ, G. Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. **Brazil: selected issues and statistical appendix**. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2001. (Country Report, 01/10).
- RAVN; M. O.; SOLA, M. Asymmetric effects of monetary policy in the United States. **Review of Federal Reserve Bank of ST. Louis**, v. 86, n. 5, 2004.
- RHEE, W.; RICH, R. W. Inflation and asymmetric effects of money on output fluctuations. **Journal of Macroeconomics**, v. 17, n. 4, 1999.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n. 1, 1980.
- SIMS, C. et al. Inference in linear time-series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.
- SMITH, A. et al. Markov-switching model selection using Kullback–Leibler divergence. **Journal of Econometrics**, v. 134, n. 2, 2006.
- TSIDDON, D. The (mis) behaviour of the aggregate price level. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 4, 1993.
- WEISE, C. L. The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.31, n. 1, 1999.

## 3 Preferências do Banco Central e regras monetárias sob o regime de metas de inflação no Brasil

### 3.1 Introdução

Desde o influente trabalho de John B. Taylor (1993), as regras de taxa de juros tem sido comumente utilizadas para descrever o comportamento da política monetária. No Brasil, estas regras de política são estimadas por vários autores com a finalidade de avaliar a resposta do Banco Central a variáveis macroeconômicas (tais como inflação, produto e taxa de câmbio), bem como identificar possíveis mudanças de regime na condução da política monetária.<sup>1</sup>

Teoricamente, as regras de taxa de juros podem ser, em geral, derivadas formalmente através da solução de um problema de otimização intertemporal restrito no qual a autoridade monetária procura minimizar os desvios quadrados das variáveis-objetivo em relação às suas respectivas metas.<sup>2</sup> Neste arcabouço teórico, os coeficientes das regras de política monetária são convoluções dos parâmetros do modelo econômico restringindo o problema de otimização, bem como dos parâmetros descrevendo as preferências da autoridade monetária. Visto que as regras de taxa de juros estimadas são apenas equações na forma reduzida, as estimativas de seus coeficientes não dizem diretamente nada acerca dos parâmetros estruturais da política monetária, tais como as preferências do policymaker. Além disso, as variações nos valores estimados dos coeficientes da regra de taxa de juros não podem ser interpretadas como mudanças do regime da política monetária porque podem ser decorrentes de alterações dos parâmetros do modelo macroeconômico.

Assim, uma maneira de aperfeiçoar o entendimento das decisões de política monetária é extrair os parâmetros de preferências na função perda do policymaker através das regras de taxa de juros estimadas. A obtenção de estimativas para as preferências da autoridade monetária possibilita: i) saber quais são as variáveis que entram na função perda; e ii) verificar se os resultados econômicos observados podem ser reconciliados com a estrutura de política monetária ótima.

---

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, Silva e Portugal (2001), Minella et al. (2002, 2003), Salgado et al. (2005), Bueno (2005) e Holland (2005).

<sup>2</sup> Ver, por exemplo, Rudebusch e Svensson (1999).

O objetivo do presente trabalho é estimar as preferências do Banco Central do Brasil no atual regime metas inflacionárias.<sup>3</sup> Para isto, nós calibramos a função perda escolhendo, de uma ampla classe de alternativas de políticas, os valores dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio entre a trajetória ótima simulada e a trajetória verdadeira da taxa de juros Selic. A vantagem do exercício de calibração em relação a estimativas de máxima verossimilhança é que ela não depende da suposição sobre a distribuição dos termos de erros presentes nas equações que restringem o problema de otimização da autoridade monetária. Por outro lado, o fato de não produzir desvios-padrão para as preferências do policymaker torna impossível testar a significância estatística das estimativas. Para contornar este problema, nós estimamos os parâmetros das restrições do problema de otimização e os parâmetros da função objetivo do Banco Central que melhor se ajustam aos dados usando o método de máxima verossimilhança.

A maior parte da literatura econômica que busca estimar as preferências e objetivos da autoridade monetária tem concentrado a sua atenção sobre Federal Reserve (Fed). Por exemplo, Salemi (1995) identifica os parâmetros da função perda do Fed no período pós-Segunda Guerra usando uma estrutura de controle ótimo linear-quadrático e assumindo que a economia pode ser descrita por um modelo auto-regressivo vetorial (VAR). Ozlale (2003) e Dennis (2006) consideram que a economia pode ser descrita pelo modelo de Rudebusch e Svensson (1999), usam uma função perda quadrática de horizonte infinito e estimam as preferências do Fed por máxima verossimilhança. Favero e Rovelli (2003) assumem que o Fed está preocupado apenas com o efeito de suas decisões em um horizonte de quatro trimestres e usam GMM para estimar as preferências desta autoridade monetária. Dennis (2004) estima a função objetivo da política monetária tomando como restrição do problema de otimização, um modelo Novo-Keynesiano de preços rígidos em que as famílias e firmas são forward-looking. Söderlind et al. (2002) e Castelnuovo e Surico (2003) obtêm estimativas das preferências do Fed via um exercício de calibração. Os resultados encontrados por todos estes trabalhos sugerem que, no período Volcker-Greenspan, o Fed tem colocado um grande peso sobre a suavização da taxa de juros e um pequeno ou insignificante peso sobre o gap do produto.

Cecchetti e Ehrmann (1999), Cecchetti et al. (2001) e Collins e Siklos (2004) estendem à análise sobre as preferências da autoridade monetária para outros países,

---

<sup>3</sup> O Brasil adotou o regime de metas de inflação em julho de 1999, seis meses após a transição de um regime de bandas cambiais para um sistema de taxa de câmbio flutuante.

além dos EUA. Cecchetti e Ehrmann (1999) utilizam modelos VAR para capturar a dinâmica econômica de 23 países (incluindo economias industrializadas e em desenvolvimento) e identificar as preferências dos Bancos Centrais através das estimativas das variabilidades inflação-produto. Os resultados encontrados sugerem que os Bancos Centrais tornaram-se mais avessos à variabilidade da inflação ao longo da década de 1990. Cecchetti et al. (2001) estimam as preferências dos Bancos Centrais de países pertencentes ao Sistema Monetário Europeu e encontram que as funções objetivo destas autoridades monetárias são surpreendentemente similares. Usando uma estratégia de calibração, Collins e Siklos (2004) constatam que os Bancos Centrais da Austrália, Canadá, EUA e Nova Zelândia podem ser descritos como tendo uma meta de inflação ótima, elevado peso sobre a suavização da taxa de juros de curto prazo e um baixo peso sobre a variabilidade do produto.

O presente trabalho contribui à literatura empírica existente na medida em que apresenta estimativas inéditas para as preferências do Banco Central do Brasil no período de metas de inflação. Os resultados obtidos indicam a autoridade monetária brasileira tem adotado um regime de metas de inflação flexível e dado um maior peso à estabilização da inflação. Nós constatamos também que a preocupação da autoridade monetária com a suavização da taxa de juros tem sido maior do que com a estabilização do produto.

O trabalho está organizado em seis seções, além desta introdução. Na seção 3.2, apresenta-se o modelo teórico e o problema de otimização intertemporal da autoridade monetária. Na seção 3.3, descreve-se a metodologia empírica usada para calibrar as preferências do policymaker. Na seção 3.4, os resultados obtidos do exercício de calibração são apresentados e analisados. Na seção 3.5, nós mostramos as estimativas obtidas por máxima verossimilhança para os pesos da autoridade monetária. Por fim, a seção 3.6 traz as conclusões do trabalho.

## **3.2 O modelo teórico**

### **3.2.1 A estrutura da economia**

Neste trabalho, nós consideramos um simples modelo macroeconômico estrutural para uma economia aberta e com expectativas backward-looking. O modelo

está baseado em Rudebusch e Svensson (1999) e Freitas e Muinhos (2001). As três equações que formam o modelo são:

$$\pi_{t+1} = \alpha_1\pi_t + \alpha_2\pi_{t-1} + \alpha_3\pi_{t-2} + \alpha_4\pi_{t-3} + \alpha_5\Delta q_t + \alpha_6y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (1)$$

$$y_{t+1} = \beta_1y_t + \beta_2y_{t-1} + \beta_3r_t + \varepsilon_{y,t+1} \quad (2)$$

$$q_{t+1} = q_t + \varepsilon_{q,t+1} \quad (3)$$

onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação trimestral anualizada,  $q_t$  é a taxa de câmbio nominal,  $y_t$  é o gap percentual entre o PIB real e o PIB potencial e  $r_t$  é a taxa real de juros, definida como a diferença entre a taxa de juros nominal considerada como o instrumento de política monetária,  $i_t$ , e a taxa de inflação,  $\pi_t$ . Os termos de erros  $\varepsilon_{\pi,t}$ ,  $\varepsilon_{y,t}$  e  $\varepsilon_{q,t}$  – assumidos serem N.I.I.D com média zero e variâncias constantes – podem ser interpretados como choques de oferta, de demanda e da taxa de câmbio, respectivamente. Todas as variáveis são expressas como desvio em relação à média, de modo que nenhuma constante aparece no sistema (1)-(3).

A curva de Phillips (1) mostra que a taxa de inflação corrente depende de seus valores defasados, da variação da taxa de câmbio nominal no período anterior e do gap do produto defasado dois períodos.<sup>4</sup> A equação (2) é uma curva IS convencional onde o gap do produto no período t depende de seus valores defasados e da taxa real de juros ( $r_t = i_t - \pi_t$ ) no período anterior. Na equação (3), nós seguimos Freitas e Muinhos (2001) e Moreira et al. (2007) e assumimos que a taxa de câmbio nominal segue um passeio aleatório. Os sinais esperados para as respostas da taxa de inflação à variação cambial e ao gap do produto são  $\alpha_5 > 0$  e  $\alpha_6 > 0$ . Por sua vez, espera-se que o coeficiente medindo a resposta do gap do produto à taxa real de juros ( $\beta_3$ ) seja um valor negativo.

Embora seja parcimonioso, o modelo (1)-(3) apresenta duas vantagens: i) torna simples a solução do problema de otimização da autoridade monetária; e ii) captura um importante canal do mecanismo de transmissão da política monetária: o canal da demanda agregada. Em específico, o modelo implica que uma política monetária contracionista, implementada através de uma elevação em  $i_t$ , reduz o gap do produto depois de um trimestre e, conseqüentemente, a taxa de inflação depois de três trimestres. Esta suposição parece estar de acordo com os modelos macroeconômicos implementados pelo Banco Central brasileiro, nos quais prevêem que o canal de demanda agregada do mecanismo de transmissão monetária toma de seis a nove meses

---

<sup>4</sup> A suposição que a inflação depende do gap do produto em t-2 foi suportada pela análise dos correlogramas cruzados.

para operar completamente (Bogdanski et al, 2000; Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil, março de 2000).

### 3.2.2 O problema do Banco Central e a regra ótima de política monetária

Seguindo Rudebusch e Svensson (1999), nós assumimos que a autoridade monetária procura escolher uma trajetória para o instrumento de política (a taxa de juros nominal) de forma a minimizar:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L_{t+\tau} \quad (4)$$

com

$$L_t = \lambda_{\pi} (\pi_t^a - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 - \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2. \quad (5)$$

onde  $E_t$  é operador de expectativas condicional ao conjunto de informações disponível no período  $t$ ,  $\delta$  é a taxa de desconto ( $0 < \delta < 1$ ),  $\lambda_{\pi} > 0$ ,  $\lambda_y \geq 0$  e  $\lambda_i \geq 0$ .<sup>5</sup> Com a função perda  $L_t$ , a autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação anual,  $\pi_t^a = (1/4) \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$ , em torno de uma meta de inflação ( $\pi^*$ ), manter o gap do produto fechado a zero e suavizar a taxa de juros nominal. Nós assumimos que a meta de inflação é fixa no tempo e normalizada para zero porque todas as variáveis estão expressas como desvios em relação à média.<sup>6,7</sup> As metas para o gap do produto e variação da taxa de juros são, por suposição, iguais a zero. Os parâmetros de preferência da autoridade monetária  $\lambda_{\pi}$ ,  $\lambda_y$  e  $\lambda_i$  mostram a importância dada à estabilização da inflação, ao gap do produto e ao suavizamento da taxa de juros. Nós assumimos a soma destes parâmetros de preferência é igual a um, isto é,  $\lambda_{\pi} + \lambda_y + \lambda_i = 1$ .

A função perda quadrática (5) tem sido comumente utilizada na análise de política monetária ótima por três motivos. O primeiro é que, quando combinada a restrições lineares, a função perda quadrática implica em regras de decisões lineares. O segundo motivo é que, além dos objetivos de estabilização da inflação e do gap do produto, a função perda (5) permite a autoridade monetária suavizar a taxa de juros

<sup>5</sup> Como demonstrado por Rudebusch e Svensson (1999), quando  $\delta \rightarrow 1$ , o problema de otimização do policymaker é definido e a função perda intertemporal pode ser interpretada como a média incondicional da função perda no período  $t$ , dada por  $E[L_t] = \text{var}[\pi_t^a - \pi^*] + \lambda_y \text{var}[y_t] - \text{var}[i_t - i_{t-1}]$ , onde  $\text{var}$  é a variância.

<sup>6</sup> Como demonstrado por Dennis (2006), expressar todas as variáveis como desvios em relação à média não altera a derivação das preferências da autoridade monetária.

<sup>7</sup> Nós consideramos o caso em que as metas de inflação variam no tempo no Apêndice 4.

nominal. Muitas razões têm sido apresentadas para justificar a suavização da taxa de juros nominal pelos bancos centrais. Dentre as possíveis explicações para esta suavização, destacam-se: i) incertezas acerca dos dados e dos coeficientes no mecanismo de transmissão monetário; ii) as ações dos policymakers são tomadas apenas quando eles estão confiantes acerca dos resultados que serão produzidos por estas ações; iii) grandes mudanças na taxa de juros podem desestabilizar os mercados financeiro e cambial; iv) reversões nas ações de política monetária podem ser percebidas como erros ou evidência de inconsistência da política; v) pequenas e persistentes mudanças na taxa de juros de curto prazo permitem um grande efeito da política monetária sobre a demanda agregada sem a necessidade de uma excessiva volatilidade do instrumento de política.<sup>8</sup> O terceiro motivo é que funções perda similares a (5) podem ser obtidas a partir de uma aproximação de segunda ordem da função de utilidade intertemporal do agente representativo (Woodford, 2003).

A autoridade monetária é suposta minimizar a função perda intertemporal (4) sujeita a restrição dada pelo modelo estrutural (1)-(3). Este modelo tem uma apropriada representação espaço-estado que pode ser expressa por:

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

onde o vetor-coluna  $X_t$  de variáveis de estado, a matriz  $A$ , o vetor-coluna  $B$  e o vetor-coluna de distúrbios  $\varepsilon_{t+1}$  são dados por

$$X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ y_t \\ y_{t-1} \\ q_t \\ q_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 & 0 & \alpha_6 & \alpha_5 & -\alpha_5 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_3 & 0 & 0 & 0 & \beta_1 & \beta_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ -\beta_3 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}; \varepsilon_{t+1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi,t+1} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{y,t+1} \\ 0 \\ \varepsilon_{q,t+1} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

A função perda no período  $t$  pode ser apresentada sob notação matricial. Para isto, é necessário primeiramente expressar o vetor de variáveis-objetivo da autoridade monetária em função do vetor de variáveis de estado e da variável de controle (a taxa de juros nominal) da seguinte forma:

<sup>8</sup> Para uma pesquisa teórica e empírica sobre suavizamento da taxa de juros de política monetária, ver Clarida et al. (1997), Sack (1998), Woodford (1999), Sack e Wieland (2000) e Srouf (2001).

$$Y_t = C_X X_t + C_i i_t \quad (8)$$

onde o vetor de variáveis-objetivo  $Y_t$ , a matriz  $C_X$  e o vetor-coluna  $C_i$  são dados por:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \pi_t^a \\ y_t \\ i_t - i_{t-1} \end{bmatrix}; C_X = \begin{bmatrix} 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{bmatrix}; C_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Assim, a função perda pode ser escrita como:

$$L_t = Y_t^T K Y_t \quad (10)$$

onde o sobrescrito T indica o transposto de um vetor (ou matriz) e K é uma matriz 3x3 com a diagonal principal igual a  $(\lambda_\pi, \lambda_y, \lambda_i)$  e todos os demais elementos iguais a zero.

O problema da otimização da autoridade monetária pode ser visto como um problema do regulador linear estocástico, expresso por:

$$\underset{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}}{\text{Min}} E_0 \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau [Y_t^T K Y_t] = \underset{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}}{\text{Min}} E_0 \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau [X_t^T R X_t + i_t Q i_t + 2i_t W X_t] \quad (11)$$

sujeito a

$$X_{t+1} = A X_t + B i_t + \varepsilon_{t+1} \quad (12)$$

com  $X_0$  dado,  $R = C_X^T K C_X$ ,  $Q = C_i^T K C_i$  e  $W = C_i^T K C_X$ . O caminho padrão para resolver o problema (12) é através de programação dinâmica.<sup>9</sup> Deixe  $V(X)$  ser o valor ótimo associado com o programa começando do estado inicial  $X_0$ . A equação de Bellman é:

$$V(X_t) = \underset{i_t}{\text{Max}} \{ -(X_t^T R X_t + i_t Q i_t + 2i_t W X_t) + \delta E_t V(X_{t+1}) \} \quad (13)$$

onde a maximização está sujeita a (6). Como mostrado em Hansen e Sargent (2004), a função-valor quadrática  $V(X_t)$  que satisfaz a equação de Bellman é dada por:

$$V(X_t) = -X_t^T P X_t - \rho \quad (14)$$

em que

$$\rho = \delta(1-\delta)^{-1} \text{tr} P \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \quad (15)$$

onde  $\text{tr}$  é traço da matriz  $P$  e  $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$  é a matriz de covariância do vetor de distúrbios  $\varepsilon_t$ . A matriz  $P$  é simétrica semidefinida positiva e satisfaz a matriz algébrica de Riccati, definida como:

$$P = R + \delta A^T P A - (\delta A^T P B + W)(Q + \delta B^T P B)^{-1} (\delta B^T P A + W^T) \quad (16)$$

A regra ótima de taxa de juros da autoridade monetária é expressa por:

$$i_t = f X_t \quad (17)$$

<sup>9</sup> Para detalhes, ver Ljungqvist e Sargent (2004) e Hansen e Sargent (2004).



com

$$f = -(Q + \delta B^T P B)^{-1} (\delta B^T P A + W^T). \quad (18)$$

A equação (17) mostra que a taxa de juros nominal no período  $t$ , considerada como o instrumento de política monetária, é função linear do estado corrente da economia,  $X_t$ . Os coeficientes no vetor linha  $f = [f_1 f_2 f_3 f_4 f_5 f_6 f_7 f_8 f_9]$  representam convoluções dos parâmetros de preferência da autoridade monetária com os parâmetros das curvas de Phillips e IS. Assim, para cada conjunto de valores das preferências da autoridade monetária, há uma regra ótima diferente. Em razão da suposição que a taxa de câmbio nominal segue um passeio aleatório, nós temos que  $f_7 = -f_8$  no vetor de parâmetros  $f$ .

Uma vez obtida a regra de política ótima (17), a dinâmica do modelo é determinada por:

$$X_{t+1} = M X_t + \varepsilon_{t+1} \quad (19)$$

$$Y_t = C X_t \quad (20)$$

em que as matrizes  $M$  e  $C$  são dadas por

$$M = A + B f \quad (21)$$

$$C = C_x + C_i f \quad (22)$$

### 3.3 Estratégia empírica

Uma estratégia comumente utilizada para identificar as preferências da autoridade monetária é calibrá-las de forma consistente com os dados (Söderlind et al., 2002; Castelnuovo e Surico, 2003 e 2004; Castelnuovo, 2004; Collins e Siklos, 2004). De acordo com Castelnuovo e Surico (2003), a vantagem desta estratégia empírica em relação a métodos de estimação, tais como máxima verossimilhança e GMM, é provavelmente a sua maior robustez a má-especificação do termo de erro. Isto ocorre porque esta estratégia independe das distribuições dos choques presentes no modelo econômico que restringe a otimização do policymaker. Adicionalmente, a estratégia de calibração torna relativamente fácil a demonstração e interpretação dos efeitos de mudanças nos parâmetros calibrados.

Neste trabalho, a estratégia de calibração utilizada para identificar as preferências do Banco Central do Brasil pode ser dividida em quatro etapas. Primeiramente, nós estimamos os parâmetros de cada equação do modelo estrutural (1)-

(3). Estas estimativas entram no sistema (6) restringindo o problema de otimização intertemporal da autoridade monetária. Na segunda etapa, nós calculamos os coeficientes da regra de taxa de juros ótima (17) resolvendo o problema do regulador linear estocástico (11). Visto que mudanças nas preferências da autoridade monetária ( $\lambda_\pi$ ,  $\lambda_y$  e  $\lambda_i$ ) resultam em diferentes coeficientes da regra de política ótima, nós resolvemos o problema de otimização para um amplo conjunto de preferências alternativas. Em específico, para um dado valor da preferência da autoridade monetária sobre a suavização da taxa de juros,  $\lambda_i$ , nós calculamos a regra de política ótima para toda combinação possível de  $\lambda_\pi$  e  $\lambda_y$  no intervalo  $[0,001-(1-\lambda_i) - 0,001]$ , com passos de 0,001. Nós permitimos o parâmetro de preferência  $\lambda_i$  variar no intervalo  $[0-0,95]$  com passos de 0,05. Na terceira etapa, nós substituímos, período por período, os valores observados das variáveis de estado em cada regra ótima de política e calculamos a trajetória ótima da taxa de juros nominal, dada por  $i_t = f(\lambda_\pi, \lambda_y, \lambda_i)X_t$ . Por fim, nós escolhemos os valores das preferências do Banco Central ( $\lambda_\pi$ ,  $\lambda_y$  e  $\lambda_i$ ) que minimizam o desvio quadrático ( $DQ$ ) entre a trajetória verdadeira e a trajetória ótima da taxa de juros nominal, isto é,

$$DQ = \sum_{t=1}^T \left[ i_t - i_t(\lambda_\pi, \lambda_y, \lambda_i) \right]^2. \quad (23)$$

### 3.4 Resultados

#### 3.4.1 Estimativas do modelo macroeconômico para o Brasil

Como descrito na seção anterior, a primeira etapa necessária à calibração dos parâmetros da função perda da autoridade monetária consiste em estimar o modelo macroeconômico estrutural que restringe o problema de otimização deste policymaker. Em razão do modelo macroeconômico (1)-(3) apresentar expectativas backward-looking, a derivação da regra de política ótima baseia-se na suposição que os parâmetros sejam invariantes a mudanças no regime de política, estando assim sujeita a crítica de Lucas (1976). Diante disso, nós estimamos as curvas de Phillips e IS, apresentadas nas equações (1) e (2), utilizando dados trimestrais para o período 1999:2-2007:3. Este período nos parece conveniente porque ele inclui apenas um regime cambial (taxa de câmbio flutuante) e um regime de política monetária (regime de metas inflação),

diminuindo assim a significância da crítica de Lucas (1976).<sup>10</sup> Por sua vez, nós escolhemos utilizar dados com frequência trimestral ao invés de dados mensais por dois motivos: i) dados trimestrais são menos suscetíveis a ruídos e erros de mensuração; ii) se os efeitos das ações de política monetária sobre a inflação tomam dois ou três trimestres para ocorrer, a utilização de dados mensais implica em um grande número de defasagens das variáveis explicativas, o que diminuiu parcialmente a vantagem de se ter uma amostra com mais observações.

As variáveis utilizadas, obtidas dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Banco Central do Brasil, são definidas da seguinte forma<sup>11</sup>:

- i) taxa de inflação ( $\pi_t$ ): é a taxa de inflação trimestral anualizada medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA);
- ii) gap do produto ( $y_t$ ): é diferença percentual entre o índice do PIB real trimestral ajustado sazonalmente e o produto potencial obtido através do filtro Hodrick-Prescott;
- iii) taxa real de juros ( $r_t$ ): é obtida pela diferença entre a taxa de juros nominal ( $i_t$ ), definida como a média no trimestre da taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada, e a taxa de inflação ( $\pi_t$ );
- iv) taxa de câmbio nominal ( $q_t$ ) e depreciação da taxa de câmbio nominal ( $\Delta q_t$ ): a variável  $q_t$  é dada por  $100\ln(Q_t)$ , onde  $\ln$  denota o logaritmo natural e  $Q_t$  é a média no trimestre da taxa de câmbio nominal mensal (comercial-venda-média do período). A variável  $\Delta q_t$  é variação percentual da taxa de câmbio nominal (ou depreciação da taxa de câmbio nominal).

Antes de proceder com as estimações das equações estruturais, nós realizamos os testes ADF e Phillips-Perron para verificar a estacionaridade das variáveis do modelo. No teste ADF, nós selecionamos o número ótimo de termos de diferença defasados a serem incluídos em cada regressão,  $k$ , com base no critério de informação Schwarz.<sup>12</sup> A ordem auto-regressiva máxima considerada foi igual a oito. Para a taxa de inflação e taxa real de juros, os testes foram realizados incluindo uma constante, enquanto que para a taxa de câmbio, uma tendência linear também foi adicionada. A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes. Como se pode observar, os testes ADF e Phillips-Perron rejeitam, a um nível de significância de 5%, as hipóteses nulas de que as

<sup>10</sup> O regime de taxa de câmbio flexível foi adotado no Brasil em janeiro de 1999, após quatro anos com o regime cambial fixo. O regime de metas inflacionárias foi implementado seis meses após a adoção do regime de taxa de câmbio flexível.

<sup>11</sup> A evolução das séries utilizadas é apresentada no Apêndice 1.

<sup>12</sup> Os resultados não mudaram quando nós utilizamos o critério de informação Akaike.

variáveis gap do produto, taxa de inflação e taxa real de juros não são estacionárias. Para a taxa de câmbio nominal, os testes indicam a presença de raiz unitária na série em nível, mas não na série em primeira diferença (depreciação da taxa de câmbio).

**Tabela 1**  
**Resultados dos testes de raiz unitária**

Variável	Teste ADF		Teste Phillips-Perron
	k <sup>1</sup>	t <sub>α</sub>	t <sub>α</sub>
$y_t$	1	-3,48*	-2,11**
$\pi_t$	0	-3,11**	-2,99**
$r_t$	1	-5,08*	-4,42*
$q_t$	0	-1,15 <sup>n.s</sup>	-1,07 <sup>n.s</sup>
$\Delta q_t$	0	-4,60*	-2,98*

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. <sup>n.s</sup> Não significativo.

No passo seguinte, nós procuramos estimar o modelo macroeconômico estrutural (1)-(3). Como a taxa de câmbio nominal é suposta seguir um passeio aleatório, nós estimamos apenas as curvas de Phillips e IS. Adicionalmente, nós incluímos na curva de Phillips a variável dummy  $D_{\pi,t}$  (=1 para 2002:4 e 0, caso contrário) no intuito de captar a forte elevação da taxa de inflação constatada no último trimestre de 2002. Dentre as possíveis causas para o salto da inflação nesse período, incluem-se a depreciação da taxa de câmbio, os reajustes dos preços monitorados e entressafra agrícola. Na curva IS, nós inserimos a variável dummy  $D_{y1,t}$  (=1 para 2001:3-4 e 0, caso contrário) para o período de crise energética e a variável dummy  $D_{y2,t}$  (=1 para 2003:1-2 e 0 caso contrário) a fim de capturar os efeitos negativos das condições adversas de crédito e das fortes perdas nos rendimentos reais dos trabalhadores sobre a atividade econômica no primeiro semestre de 2003. Por fim, nós impomos a verticalidade da curva de Phillips através da restrição de que a soma dos coeficientes relacionados à inflação em períodos anteriores e à variação da taxa nominal de câmbio é igual a 1. Isto implica que qualquer depreciação da taxa de câmbio é totalmente repassada para os preços no longo prazo.

Posto isto, as especificações finais das curvas de Phillips e IS que nós estimamos são dadas por:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \alpha_5 \Delta q_{t-1} + \alpha_6 y_{t-2} + \alpha_7 D_{\pi,t} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (24)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \beta_4 D_{y1,t} + \beta_5 D_{y2,t} + \varepsilon_{y,t} \quad (25)$$

onde  $\alpha_4 = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_5$ . O sistema representado pelas equações (24)-(25) foi estimado de três formas: i) estimação por mínimos quadrados ordinários (OLS) de cada equação do sistema; ii) estimação SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) do sistema; e iii) estimação do sistema por máxima verossimilhança de informação completa (FIML). A estimação SUR é mais apropriada que a estimação OLS quando há uma correlação contemporânea entre os erros de cada equação. Neste caso, quanto maior a correlação entre os erros, maior o ganho em termos de eficiência da estimação SUR em relação à estimação OLS. A estimação do sistema por FIML baseia-se na suposição que os erros contemporâneos têm uma distribuição conjunta Normal. Como destacado por Greene (2000), se a função Log-likelihood está corretamente especificada, o estimador FIML é eficiente entre todos os outros estimadores que consideram a estimação conjunta de sistemas de equações (tais como mínimos quadrados de dois e três estágios).

Os resultados das estimações das curvas de Phillips e IS são apresentados na Tabela 2 (o valor entre parêntese refere-se ao desvio-padrão). Nós podemos observar que, para as duas equações, as estimativas dos parâmetros obtidas por OLS são amplamente semelhantes às obtidas por SUR e FIML. No entanto, a estimação via FIML levou uma maior quantidade de parâmetros estatisticamente não significativos quando comparado aos métodos alternativos. Esta imprecisão das estimativas FIML pode estar acontecendo em razão do pequeno tamanho da amostra utilizada.

Em geral, as estimativas dos parâmetros apresentaram o sinal esperado. A exceção foi o coeficiente da inflação em t-2 na curva de Phillips que apresentou um valor negativo, mas estatisticamente não significativo. O coeficiente medindo o impacto do gap do produto sobre a taxa de inflação não foi estatisticamente significativo. Este resultado é preocupante porque o efeito do nível de atividade sobre a inflação é parte importante do mecanismo de transmissão da política monetária considerado aqui.<sup>13</sup> A estimativa do parâmetro para a mudança da taxa de câmbio sugere que, *coeteris paribus*, um aumento de 1 ponto percentual na depreciação da taxa de câmbio nominal implica em um aumento de aproximadamente 0,38 pontos percentuais na inflação anualizada. O valor positivo do coeficiente relacionado à variável dummy  $D_{\pi,t}$  demonstra o forte aumento nível médio da inflação decorrente, principalmente, da crise cambial de 2002. No que diz respeito à equação da curva IS, os coeficientes do gap do

---

<sup>13</sup> Resultados semelhantes foram encontrados por Bonono e Brito (2002) e Faria (2006).

produto em t-1, da taxa real de juros defasada e das variáveis dummies, estimados por OLS e SUR, foram significativos a 10%.

**Tabela 2**  
**Estimativas dos parâmetros do modelo macroeconômico**

Parâmetros	Métodos de estimação		
	OLS	SUR	FIML
<i>Curva de Phillips</i>			
$\alpha_1$	0,3532* (0,1223)	0,3738* (0,1603)	0,3762 <sup>n,s</sup> (0,1603)
$\alpha_2$	-0,0882 <sup>n,s</sup> (0,1556)	-0,1090 <sup>n,s</sup> (0,1125)	-0,1113 <sup>n,s</sup> (0,1810)
$\alpha_3$	0,3095*** (0,1550)	0,3301* (0,1094)	0,3320*** (0,1722)
$\alpha_4$	0,0322 -	0,0208 -	0,0196 -
$\alpha_5$	0,3933* (0,1031)	0,3843* (0,0827)	0,3835* (0,1136)
$\alpha_6$	0,3244 <sup>n,s</sup> (0,6680)	0,3299 <sup>n,s</sup> (0,5885)	0,3294 <sup>n,s</sup> (0,8935)
$\alpha_7$	12,499* (1,8054)	12,723* (2,9694)	12,743 <sup>n,s</sup> (22,678)
R <sup>2</sup>	0,8011	0,8007	0,8006
<i>Testes de especificação (p-values)</i>			
LB(6)	0,237	0,222	0,220
LB(8)	0,303	0,278	0,276
ARCH(6)	0,844	0,858	0,859
JB	0,854	0,819	0,816
<i>Curva IS</i>			
$\beta_1$	0,5056* (0,1793)	0,5042* (0,1603)	0,5038* (0,1589)
$\beta_2$	-0,1746 <sup>n,s</sup> (0,1659)	-0,1885 <sup>n,s</sup> (0,1506)	-0,1900 <sup>n,s</sup> (0,2114)
$\beta_3$	-0,0747*** (0,0412)	-0,0769** (0,0371)	-0,0772 <sup>n,s</sup> (0,0593)
$\beta_4$	-1,1053*** (0,5470)	-0,9794*** (0,4898)	-0,9668 <sup>n,s</sup> (1,7694)
$\beta_5$	-2,8028* (0,7965)	-2,7643* (0,7119)	-2,7606* (1,0464)
R <sup>2</sup>	0,6583	0,6573	0,6571
<i>Testes de especificação (p-values)</i>			
LB(6)	0,551	0,628	0,636
LB(8)	0,380	0,436	0,442
ARCH(6)	0,323	0,329	0,330
JB	0,659	0,671	0,671

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativa a 10%. <sup>n,s</sup> Não significativo.

O efeito da taxa de juros de política monetária sobre a inflação é indireto e demora três trimestres para operar completamente. De acordo com os valores dos parâmetros estimados por OLS, um aumento de um ponto percentual na taxa real de juros no mês  $t$  reduz o gap do produto em 0,0747 pontos percentuais em  $t+1$ . Por sua vez, uma diminuição de um ponto percentual do gap do produto leva a uma queda da taxa de inflação de 0,3244 pontos percentuais no período posterior. Desta forma, uma elevação da taxa real de juros em um ponto percentual no período  $t$  provoca uma redução de 0,02 pontos percentuais na taxa de inflação em  $t+3$ . Faz-se mister destacar, que este resultado deve ser visto com cautela dado a não significância estatística do coeficiente do gap do produto na curva de Phillips (24).

Nós testamos a presença de autocorrelação, heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH) e não-normalidade nos erros das curvas de Phillips e IS. De acordo com o teste Ljung-Box (LB), nós não podemos rejeitar a hipótese de que os resíduos de ambas as equações são serialmente não-correlacionados. Os resultados do teste ARCH não indicam a presença de significativa heterocedasticidade condicional auto-regressiva dos resíduos nas equações estimadas. Por fim, para um nível de significância de 5%, o teste Jarque-Bera mostra que os resíduos das duas equações são normalmente distribuídos. Este conjunto de resultados sugere que as equações estimadas estão bem especificadas.

### **3.4.2 As preferências do Banco Central no regime de metas de inflação**

Nesta seção, nós procuramos estimar os parâmetros da função perda do Banco Central escolhendo os pesos que levam a um menor desvio quadrático entre a trajetória ótima e a trajetória observada da taxa Selic. A trajetória ótima da taxa de juros é obtida por meio da inserção, período a período, dos valores observados das variáveis de estado dentro da regra de política monetária ótima. Uma vez que os valores dos parâmetros da curva Phillips e da curva IS são conhecidos, a regra de política ótima e, conseqüentemente, a trajetória ótima para o instrumento de política depende dos pesos atribuídos pela autoridade monetária à estabilização da inflação e do produto, e a suavização da taxa de juros.

Para iniciar o processo de calibração, nós escolhemos as estimativas dos parâmetros do modelo macroeconômico obtidos por OLS, visto que os diferentes

métodos de estimação produziram resultados bastante semelhantes.<sup>14</sup> Seguindo Moreira et. al (2007), nós assumimos que o fator de desconto,  $\delta$ , é igual 0,98. Além disso, nós consideramos que o peso sobre a suavização da taxa de juros pode variar no intervalo [0-0,95], com passos de 0,05. Para cada valor de  $\lambda_i$ , nós calculamos a regra de política ótima para toda combinação possível de  $\lambda_\pi$  e  $\lambda_y$  no intervalo [0,001-(1- $\lambda_i$  - 0,001)], com passos de 0,001. Esta estratégia de calibração nos permite obter 10480 regras de política monetária e escolher os parâmetros da função perda que minimizam o desvio quadrático entre a trajetória ótima e trajetória verdadeira da taxa Selic.

Os resultados da calibração da função perda do Banco Central podem ser vistos na Tabela 3. Para cada valor de  $\lambda_i$ , nós apresentamos os pesos  $\lambda_\pi$  e  $\lambda_y$  que resultam no menor desvio quadrático (DQ). Inicialmente, nós verificamos que quando a autoridade monetária é suposta não se preocupar como a suavização do instrumento de política monetária, o desvio quadrático entre taxa de juros ótima e a taxa de juros verdadeira é extremamente elevado. Isto sugere que o Banco Central tem atribuído um peso positivo para a suavização da taxa de juros na sua função perda.

Nós observamos também que, para valores do parâmetro  $\lambda_i$  entre 0 e 0,1, as combinações  $\{\lambda_\pi, \lambda_y\}$  que apresentam menores desvios quadráticos evidenciam uma maior preocupação do policymaker com o gap do produto em relação à inflação. O oposto é verificado para pesos sobre a suavização da taxa de juros maiores que 0,10. Por exemplo, quando  $\lambda_i=0,7$ , o peso dado à inflação é aproximadamente igual a 0,3, enquanto que peso dado ao gap do produto é aproximadamente zero.

Por fim, os resultados da Tabela 3 mostram que os parâmetros da função perda que minimizam o desvio quadrático entre a trajetória ótima e a trajetória verdadeira da taxa Selic são  $\lambda_\pi=0,727$ ,  $\lambda_y=0,073$  e  $\lambda_i=0,2$ .<sup>15,16</sup> Isto indica que o Banco Central brasileiro tem adotado um regime de metas de inflação flexível e dado um maior peso à estabilização dos preços do que à estabilização do gap do produto. Além disso, nós observamos que a preocupação da autoridade monetária com a suavização da taxa de juros tem sido maior do que com a estabilização do produto.

<sup>14</sup> Os resultados da calibração dos pesos da função perda com as estimativas dos parâmetros do modelo macroeconômico por SUR e FIML são apresentados nos Apêndices 2 e 3.

<sup>15</sup> Qualitativamente, os resultados não mudam quando nós utilizamos as estimativas dos parâmetros das curvas de Phillips e IS obtidas por SUR e FIML, bem como quando consideramos um modelo em que as metas de inflação mudam no tempo (ver Apêndices 2-4).

<sup>16</sup> Os resultados não apresentaram mudanças significativas quando utilizamos diferentes valores para o fator de desconto,  $\delta$  (ver Apêndice 5).



**Tabela 3**  
**Estimativas dos parâmetros da função perda**

$\lambda_i$	$\lambda_\pi$	$\lambda_y$	DQ
0,00	0,001	0,999	2496
0,05	0,248	0,702	81,09
0,10	0,445	0,455	56,40
0,15	0,600	0,250	51,20
<b>0,20</b>	<b>0,727</b>	<b>0,073</b>	<b>50,13</b>
0,25	0,749	0,001	50,85
0,30	0,699	0,001	53,54
0,35	0,649	0,001	56,98
0,40	0,599	0,001	60,57
0,45	0,549	0,001	64,06
0,50	0,499	0,001	67,39
0,55	0,448	0,002	70,54
0,60	0,399	0,001	73,45
0,65	0,349	0,001	76,20
0,70	0,299	0,001	78,80
0,75	0,249	0,001	81,26
0,80	0,198	0,002	83,64
0,85	0,149	0,001	85,88
0,90	0,098	0,002	88,12
0,95	0,049	0,001	90,34

### 3.4.2.1 Regra ótima de política monetária

As estimativas para os parâmetros do modelo macroeconômico e da função perda implicam que a regra de política monetária ótima, apresentada na equação (17), é dada por:

$$i_t = 0,1388\pi_t + 0,0549\pi_{t-1} + 0,0586\pi_{t-2} + 0,0054\pi_{t-3} + 0,1153y_t + 0,0273y_{t-1} + 0,0663\Delta q_t + 0,8706i_{t-1} \quad (26)$$

Esta regra de política indica que a taxa nominal de juros responde contemporaneamente a alterações na taxa de inflação, gap do produto e variações na taxa de câmbio. Em particular, os coeficientes da regra monetária ótima mostram que: um aumento de 1 ponto percentual na taxa de inflação leva a um aumento de aproximadamente 0,14 pontos percentuais na taxa Selic; um aumento de 1 ponto percentual no gap do produto leva a um aumento de 0,12 pontos percentuais na taxa Selic; e um aumento de 1 ponto percentual na depreciação da taxa de câmbio induz a um aumento de 0,07 pontos percentuais na taxa Selic. A autoridade monetária também responde aos valores defasados da taxa de inflação e gap do produto, embora esta resposta seja menor em relação à inflação e ao gap do produto no período  $t$ . Um outro importante resultado diz

respeito ao alto valor do coeficiente auto-regressivo da taxa de juros (0,87), no qual reflete a preocupação da autoridade monetária brasileira em suavizar a taxa Selic.

Os coeficientes  $f$ 's na regra de política (26) representam o efeito imediato das variáveis explicativas sobre a taxa Selic. No entanto, as variáveis de estado também apresentam efeitos secundários sobre a taxa de juros em razão dos seus valores defasados e do termo inercial  $i_{t-1}$ . Nós podemos mensurar estes efeitos secundários expressando a regra de política ótima no longo prazo, no qual é dada por:

$$\begin{aligned} i &= \phi_1 \pi + \phi_2 y + \phi_3 \Delta q \\ &= 1,9915\pi_t + 1,0943y_t + 0,5122\Delta q_t \end{aligned} \quad (27)$$

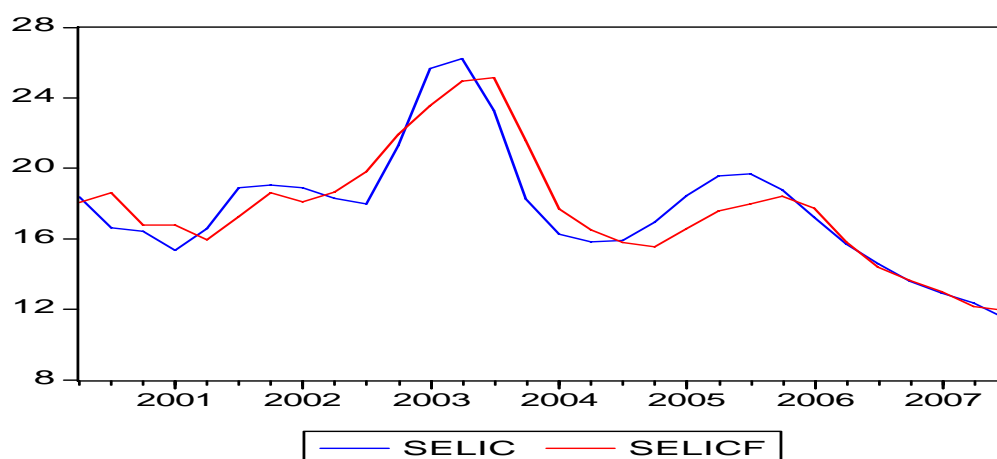
onde  $\phi_1 = (f_1 + f_2 + f_3 + f_4) / (1 - f_9)$ ,  $\phi_2 = (f_5 + f_6) / (1 - f_9)$  e  $\phi_3 = f_7 / (1 - f_9)$ . De acordo com esta regra de política, um aumento sustentado de 1 ponto percentual na taxa de inflação leva a um aumento de 1,99 pontos percentuais na taxa Selic, enquanto que um aumento de um ponto percentual no gap do produto implica em um aumento de 1,09 pontos percentuais na taxa Selic. É importante destacar que aumento mais que proporcional da taxa de juros em resposta a inflação mostra que esta regra de política satisfaz o princípio de Taylor (1993). Assim, quando há um aumento sustentado da inflação, o Banco Central aumenta a taxa de juros nominal em um valor suficiente para que a taxa real de juros se eleve, o gap produto se reduza e a inflação volte à sua meta. Por fim, nós comparamos a regra de política monetária no longo prazo com aquela apresentada em Taylor (1993) e verificamos que o Banco Central responde mais à inflação (1,99 aqui contra 1,5 em Taylor) e ao gap do produto (1,09 aqui contra 0,5 em Taylor) do que o Federal Reserve.

### 3.4.2.2 A trajetória ótima versus a trajetória observada da taxa Selic

A Figura 1 apresenta a trajetória ótima da taxa Selic associada às preferências do Banco Central obtidas através da estratégia de calibração (*Selicf*) e a trajetória verdadeira da taxa Selic (*Selic*).<sup>17</sup> Em geral, nós podemos observar que a política ótima captura os principais movimentos da taxa de juros no regime de metas de inflação. Entretanto, algumas divergências podem ser visualizadas. Por exemplo, nós constatamos que um policymaker com os pesos calibrados teria mantido a taxa de juros Selic acima da taxa observada ao longo do período de 2000:3-2001:1. Adicionalmente,

<sup>17</sup> Como todas as variáveis estão expressas como desvios em relação à média, nós somamos a média da taxa Selic às duas séries apresentadas na Figura 1.

observa-se que, no terceiro trimestre de 2000, a decisão ótima da autoridade monetária teria sido aumentar a taxa Selic em resposta às pressões inflacionárias advindas da majoração dos preços dos produtos agrícolas e dos itens administrados (tais como telefonia, eletricidade e combustível). Em contraposição, o Banco Central adotou uma política expansionista, distanciando ainda mais a taxa Selic verdadeira da taxa Selic ótima.



**Figura 1 - Taxa Selic observada versus taxa Selic ótima**

Uma outra importante diferença entre o comportamento da política ótima e aquela observada pode ser verificada no segundo e terceiro trimestre de 2002, período de forte disputa eleitoral à presidência da República. Enquanto que o Banco Central implementou consecutivos cortes da taxa Selic nesse período, o policymaker agindo otimamente teria seguido uma política monetária contracionista em resposta à depreciação cambial e aceleração da inflação. O reflexo da política expansionista adotada parece ter ocorrido no primeiro trimestre de 2003, quando a autoridade monetária elevou a taxa de Selic acima daquela predita otimamente a fim de reduzir o aumento dos preços e a inércia inflacionária decorrentes dos choques em 2002.

A partir do trimestre julho-setembro de 2004, o Banco Central interrompeu a trajetória decrescente da taxa Selic devido a novas pressões inflacionárias advindas principalmente dos preços monitorados. No entanto, a Figura 1 mostra que o aumento na taxa Selic ocorreu em uma velocidade maior do que a predita pela regra ótima de política associada aos pesos calibrados. No segundo trimestre de 2005, a diferença entre a taxa Selic verdadeira e taxa simulada alcançou um máximo de 198 pontos-base e permaneceu positiva durante os dois trimestres posteriores. Isto sugere um

comportamento conservador da autoridade monetária brasileira em relação ao policymaker com os pesos calibrados e ajustando a taxa de juros otimamente.

Por fim, nós observamos que as decisões de política monetária tomadas desde o segundo trimestre de 2006 esteve muito próxima da política ótima, apresentando em média uma divergência de -0,06% pontos percentuais. Este resultado parece descartar a idéia de que o Banco Central assumiu uma postura conservadora na redução da taxa de juros ao longo destes dois últimos anos.

### **3.4.2.3 Comparação com pesos alternativos na função perda**

É útil comparar a regra de política monetária obtida dos pesos calibrados para função perda com regras relacionadas a diferentes pesos. Aqui, nós consideramos cinco conjuntos de pesos alternativos. A Tabela 4 sumariza as características dos casos analisados. O primeiro caso compreende o conjunto de pesos de um policymaker que adota um regime de metas de inflação estrita (King, 1997). No segundo caso, os pesos na função perda são aqueles utilizados por Svensson e Rudebusch (1999) na derivação de regras monetárias ótimas para o Federal Reserve e representam um regime de metas de inflação flexível no qual a autoridade monetária pondera igualmente à estabilização da inflação e do produto, e suaviza a taxa de juros. O terceiro caso difere do anterior porque nenhuma preocupação é concebida à suavização da taxa de juros. Esse conjunto de pesos é particularmente importante porque tem sido utilizado por Almeida et al. (2003) e Moreira et al. (2007) na obtenção de regras ótimas de política monetária para a economia brasileira. O quarto caso é o conjunto de pesos calibrados pela nossa estratégia de calibração. Os casos 5 e 6 representam as combinações  $\{\lambda_\pi, \lambda_y\}$  que minimizam o desvio quadrático entre a taxa de juros observada e a taxa de juros ótima para os valores de  $\lambda_i$  iguais a 0,5 e 0,9. No quinto caso, o policymaker atribui pesos similares à estabilização da inflação e suavização da taxa de juros, e um peso próximo de zero para o produto. O sexto caso compreende uma autoridade monetária com elevada preocupação com a suavização da taxa de juros.

**Tabela 4**  
**Pesos usados na função perda do Banco Central**

Casos	$\lambda_\pi$	$\lambda_y$	$\lambda_i$
1. Metas de inflação estrita (King, 1997)	1,0	0,0	0,0
2. Metas de inflação flexível (Rudebusch e Svensson, 1999)	0,4	0,4	0,2
3. Metas de inflação flexível sem suavização de $i_t$ (Almeida et al, 2003; Moreira et al., 2007)	0,5	0,5	0,0
4. Pesos calibrados	0,727	0,073	0,20
5. Bechmark1	0,499	0,001	0,50
6. Bechmark2	0,098	0,002	0,90

A Tabela 5 apresenta as regras monetárias ótimas para os seis casos descritos acima. Nós podemos observar que, nos conjuntos de pesos onde nenhuma preocupação é dada a suavização da taxa de juros, os valores dos coeficientes da regra de política e do desvio quadrático (DQ) entre as taxas de juros ótima e observada estão bem acima dos encontrados para os pesos calibrados (caso 4).

**Tabela 5**  
**Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central**

	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5	Caso 6
$\lambda_\pi$	1,0	0,4	0,5	0,727	0,499	0,098
$\lambda_y$	0,0	0,4	0,5	0,073	0,001	0,002
$\lambda_i$	0,0	0,2	0,0	0,200	0,500	0,900
<b>Regra monetária ótima no curto prazo</b>						
$i_t = f_1\pi_t + f_2\pi_{t-1} + f_3\pi_{t-2} + f_4\pi_{t-3} + f_5y_t + f_6y_{t-1} + f_7\Delta q_t + f_8i_{t-1}$						
$f_1$	70,369	0,0977	2,3713	0,1388	0,0486	0,0067
$f_2$	13,554	0,0325	0,5185	0,0549	0,0197	0,0027
$f_3$	19,548	0,0386	0,5771	0,0586	0,0207	0,0029
$f_4$	1,8467	0,0036	0,0536	0,0054	0,0019	0,0003
$f_5$	24,884	0,1252	7,3949	0,1143	0,0367	0,0051
$f_6$	16,267	-0,0115	-1,7977	0,0273	0,0118	0,0016
$f_7$	22,556	0,0440	0,6543	0,0663	0,0234	0,0032
$f_8$	0,0000	0,8405	0,0000	0,8706	0,9331	0,9793
DQ	8E+06	55,98	8512	50,13	67,39	88,12
EAM	338,34	1,09	11,91	1,01	1,13	1,23
<b>Regra monetária no longo prazo</b>						
$i = \phi_1\pi + \phi_2y + \phi_3\Delta q$						
$\phi_1$	105,32	1,0809	3,5205	1,9915	1,3587	0,6087
$\phi_2$	41,151	0,7129	5,5972	1,0943	0,7250	0,3237
$\phi_3$	22,556	0,2759	0,6543	0,5124	0,3498	0,1546

Para o conjunto de pesos considerados por Svensson e Rudebusch (1999), a regra ótima de política monetária no longo prazo implica que a taxa de juros é menos sensível a inflação, gap do produto e depreciação cambial do que no caso 4. Apesar disso, o desvio quadrático e o erro absoluto médio (EAM) sugerem que não há grandes divergências entre a taxa Selic verdadeira e a taxa Selic ótima em ambos os casos.

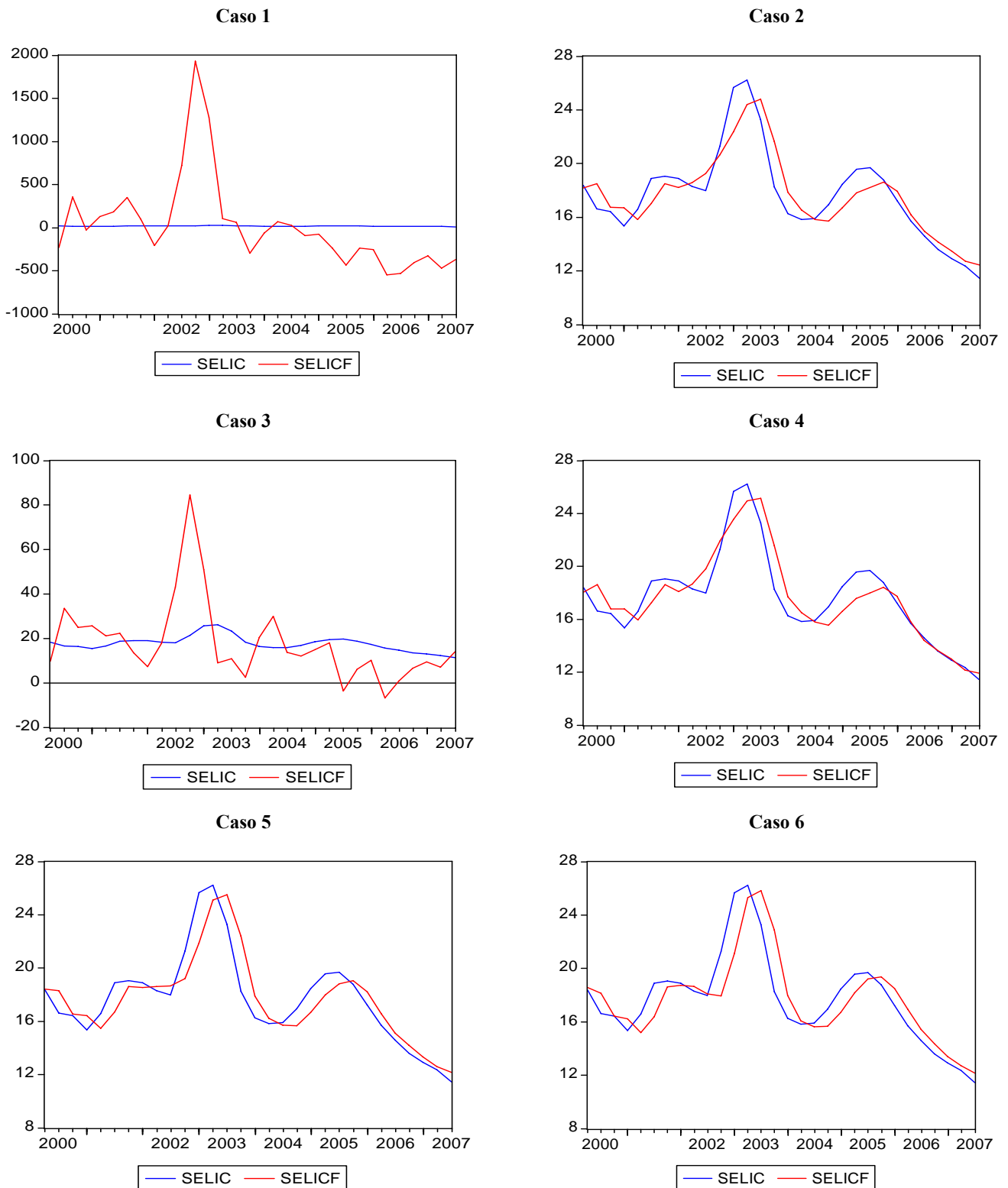
Ao se comparar a regra monetária ótima do caso 4 com as dos casos 5 e 6, nós constatamos que o aumento do peso sobre a suavização da taxa de juros leva a um maior gradualismo na política monetária e, por conseguinte, a uma maior distância quadrática entre a taxa de juros ótima e taxa de juros que foi realmente observada.

A trajetória ótima para a taxa Selic em cada um dos casos acima (*Selicf*), é apresentada na Figura 2 em conjunto com a trajetória observada para a taxa Selic (*Selic*). Sob as regras monetárias de um policymaker com atenção exclusiva sobre a inflação (caso 1) ou sem preocupação com a suavização do instrumento de política (caso 3), nós verificamos que a taxa Selic apresentaria elevada variabilidade, alcançando valores positivos com até quatro dígitos em alguns períodos e valores negativos em outros.<sup>18</sup> Isto sugere fortemente que o Banco Central não tem utilizado nenhum destes conjuntos de pesos em sua função perda.

Para os casos em que o peso sobre a suavização da taxa de juros é positivo, nós observamos que a taxa Selic ótima ajusta-se razoavelmente bem a taxa Selic observada. Entretanto, as simulações indicam que um policymaker cujo principal objetivo é suavizar a taxa de juros teria reagido com uma maior defasagem ao aumento da inflação em 2002, bem como mantido a taxa de juros persistentemente acima da observada nos últimos dois anos. Já para os casos 2 e 4, nós notamos que as trajetórias ótimas para a taxa de juros são bastante similares ao longo do período, diferenciando-se apenas no último biênio onde os pesos calibrados implicam em uma taxa Selic ótima muito próxima da taxa Selic observada.

---

<sup>18</sup> Nós não impomos à restrição de não-negatividade da taxa nominal de juros.



**Figura 2 - Taxa Selic observada versus taxa Selic ótima para diferentes pesos na função perda**

Embora a inspeção visual das trajetórias ótimas para a taxa Selic seja informativa, ela não é necessariamente conclusiva. Em razão disto, nós utilizamos o teste estatístico de dominância (*encompass test*) proposto Chong e Hendry (1986). Neste teste, nós colocamos a trajetória para taxa Selic resultante dos pesos calibrados (caso 4) contra cada um dos cinco conjuntos de pesos apresentados na Tabela 4. A finalidade é decidir se os pesos calibrados dominam estatisticamente os rivais, isto é, se eles explicam de forma mais apropriada o comportamento da taxa Selic observada. Para isto, nós estimamos a regressão  $i_t = \phi_1 i_t^* + \phi_2 i_t^{**} + e_t$ , onde  $i_t^*$  é a taxa Selic prevista pelos pesos calibrados e  $i_t^{**}$  é a taxa Selic prevista pelo caso concorrente. Nós discriminamos entre  $i_t^*$  e  $i_t^{**}$  através da utilização da estatística de Wald para testar as hipóteses nulas  $H^* : \phi_1 = 1, \phi_2 = 0$  e  $H^{**} : \phi_1 = 0, \phi_2 = 1$ . Se a hipótese  $H^* : \phi_1 = 1, \phi_2 = 0$  não é rejeitada e a hipótese  $H^{**} : \phi_1 = 0, \phi_2 = 1$  é rejeitada, nós dizemos que a taxa de juros predita pelos pesos calibrados,  $i_t^*$ , domina a taxa de juros predita pelos pesos concorrentes,  $i_t^{**}$  (e vice-versa).

Os resultados dos testes de dominância, apresentados na Tabela 6, corroboram as impressões visuais obtidas da Figura 2. Nós verificamos que os pesos de um *policymaker* com metas de inflação estritas (caso 1) podem ser prontamente desconsiderados visto que eles são dominados pelos pesos calibrados. De forma análoga, nós constatamos que o Banco Central não parece ter adotado um peso igual a 0,5 para estabilização dos preços e do gap do produto.

**Tabela 6**  
**Testes de Wald para diferentes pesos**  
**na função perda do Banco Central**

	$H^*$	$H^{**}$
<b>Caso 4 versus Caso 1</b>	0,4776 (0,7876)	4E+06 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 2</b>	1.1167 (0,5721)	4,5124 (0,1047)
<b>Caso 4 versus Caso 3</b>	0,5953 (0,7426)	4827,2 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 5</b>	0,4802 (0,7865)	10,281 (0,0059)
<b>Caso 4 versus Caso 6</b>	0,4886 (0,7832)	22,076 (0,0000)

Nota: Os p-values estão entre parênteses.



Quando nós comparamos os pesos calibrados com os casos em que a suavização da taxa de juros é o principal objetivo do Banco Central (casos 5 e 6), a hipótese de que os pesos calibrados dominam estes dois casos também não é rejeitada. Finalmente, verifica-se que a dominância dos pesos calibrados sobre os pesos considerados por Svensson e Rudebusch (1999) só é observada para um nível de significância de 11%.<sup>19</sup> Como a regra monetária ótima para os pesos calibrados produz um menor desvio quadrático e erro absoluto médio em relação ao caso 2, parece-nos razoável afirmar que o Banco Central tem conduzido à política monetária priorizando a estabilização da inflação, mas não tem desprezado a estabilização do produto e suavização da taxa Selic.

### 3.5 Estimando as preferências do Banco Central

Um procedimento empírico alternativo à calibração é estimar as preferências da autoridade monetária e os parâmetros estruturais da economia usando o método de máxima verossimilhança (Dennis, 2006). Como foi visto na seção 3.2, dados os valores dos coeficientes da curva de Phillips, dos coeficientes da curva IS e dos parâmetros da função perda, a dinâmica do sistema é determinada por:

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (28)$$

$$i_t = fX_t. \quad (29)$$

Uma que vez que a regra de política monetária ótima tem sido determinada, a solução para o problema de otimização da autoridade monetária pode ser expressa na seguinte forma estrutural:

$$\pi_t = \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \alpha_4\pi_{t-4} + \alpha_5\Delta q_{t-1} + \alpha_6y_{t-2} + \alpha_7D_{\pi,t} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (30)$$

$$y_t = \beta_1y_{t-1} + \beta_2y_{t-2} - \beta_3(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_4D_{y1,t} + \beta_5D_{y2,t} + \varepsilon_{y,t} \quad (31)$$

$$q_t = q_{t-1} + \rho_1D_{q,t} + \varepsilon_{q,t} \quad (32)$$

$$i_t = f_1\pi_t + f_2\pi_{t-1} + f_3\pi_{t-3} + f_4\pi_{t-4} + f_5y_t + f_6y_{t-1} + f_7\Delta q_t + f_8i_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (33)$$

com  $\alpha_4 = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_5$ . A variável  $\varepsilon_{i,t}$  é um termo de erro introduzido na regra de política para representar possíveis erros de mensuração. Este procedimento, sugerido inicialmente por Hansen e Sargent (1980), é justificado pelo fato de que o economista

<sup>19</sup> Quando nós utilizamos as estimativas dos parâmetros das curvas de Phillips e IS obtidas por SUR e FIML, este resultado é observado apenas quando o nível de significância é de 16% (ver Apêndices 2 e 3). Já para o modelo onde as metas de inflação variam no tempo, os pesos calibrados dominam os pesos propostos por Svensson e Rudebusch (1999) a um nível de significância de 5% (ver Apêndice 4).

tem menos informação disponível do que a autoridade monetária quando estima a regra de política monetária e, por isso, pode omitir algumas variáveis do modelo. Além do termo  $\varepsilon_{i,t}$ , nós inserimos, na solução do problema de otimização, as variáveis dummies  $D_{\pi,t}$ ,  $D_{y1,t}$  e  $D_{y2,t}$ , descritas na seção 3.4.1, bem como a dummy  $D_{q,t}$  (=1 para 2002:3-4 e 0, caso contrário) para a forte depreciação da taxa de câmbio observada último semestre de 2002.

Definindo  $z_t = [\pi_t \ y_t \ q_t \ i_t]'$ ,  $\varepsilon_t = [\varepsilon_{\pi,t} \ \varepsilon_{y,t} \ \varepsilon_{q,t} \ \varepsilon_{i,t}]'$  e  $D_t = [D_{y1,t} \ D_{q,t} \ D_{\pi,t} \ D_{y2,t}]'$ , nós podemos expressar o sistema (30)-(33) através do seguinte vetor auto-regressivo estrutural de ordem 4, VAR(4):

$$A_0 z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + A_3 z_{t-3} + A_4 z_{t-4} + A_5 D_t + \varepsilon_t. \quad (34)$$

onde

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -f_1 & -f_5 & -f_7 & 1 \end{bmatrix}, \quad A_1 = \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & \alpha_5 & 0 \\ -\beta_3 & \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ f_2 & f_6 & f_7 & f_8 \end{bmatrix}, \quad A_2 = \begin{bmatrix} \alpha_2 & \alpha_6 & -\alpha_5 & 0 \\ 0 & \beta_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ f_3 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$A_3 = \begin{bmatrix} \alpha_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ f_4 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad A_4 = \begin{bmatrix} \alpha_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ e } A_5 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \alpha_7 & 0 \\ \beta_4 & 0 & 0 & \beta_5 \\ 0 & \rho_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

O vetor de parâmetros de interesse é dado por  $\varpi = [\alpha_1, \dots, \alpha_7, \beta_1, \dots, \beta_5, \rho, \lambda'_y, \lambda'_i]$ , onde  $\lambda'_y = \lambda_y / \lambda_\pi$  e  $\lambda'_i = \lambda_i / \lambda_\pi$  representam os pesos relativos atribuídos pela autoridade monetária a estabilização do gap do produto e a suavização da taxa de juros. Nós expressamos os pesos na função perda do policymaker em termos relativos ao peso dado à inflação porque isso diminui o número de variáveis e de restrições no processo de estimação dos parâmetros. Nós normalizamos  $\lambda_\pi$  para ser igual a 1. Por construção, as matrizes  $A_0$ ,  $A_1$ ,  $A_2$ ,  $A_3$ ,  $A_4$  e  $A_5$  são funções do vetor de parâmetros  $\varpi$ .

Assumindo que  $\varepsilon_t | \{z_j\}_{j=1}^t \sim N(0, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon}) \forall t$  e as condições iniciais  $\{z_t\}_1^4$  estão fixadas, nós podemos descrever a função densidade de probabilidade conjunta (PDF) para os dados da seguinte forma:

$$P(\{z_t\}_1^{T_a}; \varpi, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon}) = \left[ \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n(T_a-4)}{2}}} |A_0|^{T_a-4} |\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}|^{\frac{T_a-4}{2}} \exp \sum_{t=5}^{T_a} \left( -\frac{1}{2} \varepsilon_t^T \Sigma_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} \varepsilon_t \right) \right] P(\{z_t\}_1^4; \varpi, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon}) \quad (35)$$

onde  $T_a$  é o tamanho da amostra incluindo as condições iniciais. O termo  $P(\{z_t\}_1^4; \varpi, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon})$  é uma constante porque nós assumimos que as condições iniciais  $\{z_t\}_1^4$  estão fixadas. Posto isto, o logaritmo natural da função de verossimilhança concentrada em relação à matriz de variância-covariância dos distúrbios,  $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ , é dado por:

$$\ln L_c(\varpi; \{z_t\}_1^{T_a}) \propto -\frac{n(T_a-4)}{2} \ln(1+2\pi) + (T_a-4) \ln |A_0| - \frac{(T_a-4)}{2} \ln |\hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}^{-1}| \quad (36)$$

onde

$$\hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}(\varpi) = \sum_{t=5}^{T_a} \frac{\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}'}{T_a-4} \quad (37)$$

é o estimador de máxima verossimilhança de  $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ .

Nós estimamos o vetor de parâmetros  $\varpi$  através da maximização de (36) e utilizamos (37) para descobrimos uma estimativa da matriz de variância-covariância  $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ . A otimização numérica foi realizada usando o algoritmo BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb e Shanno) descrito em Gill et al. (1981).

A matriz de variância-covariância de  $\varpi$ , necessária para realizarmos inferências acerca das estimativas dos coeficientes estruturais, pode ser construída através da inversão da matriz de informação de Fischer:

$$\text{var}(\hat{\varpi}) = [I(\varpi)|_{\hat{\varpi}}]^{-1} \quad (38)$$

$$\text{em que } I(\varpi) = -E \left[ \frac{\partial^2 \ln L_c(\varpi; \{z_t\}_1^{T_a})}{\partial \varpi \partial \varpi'} \right].$$

### 3.5.1 Resultados da estimação

Os resultados da estimação do sistema (34) são apresentados na Tabela 7. Com exceção do parâmetro  $\alpha_2$ , as estimativas obtidas mostraram os sinais esperados. Mais uma vez, nós constatamos que depreciações da taxa de câmbio afetam significativamente a taxa de inflação, enquanto o efeito da atividade econômica sobre os preços não pode ser considerado diferente de zero. Na curva IS, nós encontramos que os efeitos de mudanças da taxa real de juros sobre o gap do produto são estatisticamente

significativos. Para as três equações estimadas, os testes LB e JB indicam que não podemos rejeitar as hipóteses nulas de que os erros não são correlacionados serialmente e normalmente distribuídos.

**Tabela 7**  
**Estimativas dos parâmetros do VAR(4) por quase-FIML**

Parâmetro	Estimativa	S.E	Parâmetro	Estimativa	S.E
<b>Curva de Phillips</b>			<b>Curva IS</b>		
$\alpha_1$	0,3229	0,1331	$\beta_1$	0,3601	0,1598
$\alpha_2$	-0,1550	0,1121	$\beta_2$	0,0101	0,1532
$\alpha_3$	0,4137	0,1094	$\beta_3$	-0,0946	0,0241
$\alpha_4$	0,0106	-	$\beta_4$	-0,9102	0,5179
$\alpha_5$	0,4078	0,0924	$\beta_5$	-2,5363	0,7046
$\alpha_6$	0,7823	0,5262	R <sup>2</sup>	0,5988	-
$\alpha_7$	12,340	3,0297	LB(6) – prob	0,7390	-
R <sup>2</sup>	0,7890	-	LB(8) – prob	0,4790	-
LB(6) – prob	0,1780	-	JB – prob	0,5141	-
LB(8) – prob	0,1870	-	<b>Equação da taxa de câmbio</b>		
JB - prob	0,4626	-	$\rho$	18,290	4,2075
<b>Parâmetros da função-perda</b>			R <sup>2</sup>	0,9127	-
$\lambda'_y$	0,0996	2,3998	LB(6) – prob	0,1120	-
$\lambda'_i$	0,7036	0,7030	LB(8) – prob	0,2280	-
<b>Log-lik = -235,92</b>			JB – prob	0,5455	-

Nota: Desvios-padrão calculados a partir da inversa da matriz Hessiana.

Os valores obtidos para os pesos relativos sobre a estabilização do produto e suavização da taxa de juros são iguais a 0,0996 e 0,7036, o que implica que os pesos absolutos são  $\lambda_\pi=0,555$ ,  $\lambda_y=0,055$  e  $\lambda_i=0,39$ . No entanto, os erros-padrões revelam uma elevada imprecisão nas estimativas dos pesos relativos, impossibilitando a rejeição das hipóteses nulas de que estes pesos são iguais à zero. Uma possível explicação para isto é que a amostra que nós utilizamos contém um número pequeno de informações para que possamos extrair e estimar com precisão os pesos na função perda em conjunto com os parâmetros do modelo macroeconômico.<sup>20</sup> Adicionalmente, a não significância

<sup>20</sup> Para verificar se o pequeno tamanho da amostra e o grande número de parâmetros podem está afetando a precisão das estimativas dos pesos relativos, nós estimamos estes pesos impondo a restrição de que os parâmetros das três primeiras equações no sistema (34) são iguais às estimativas OLS apresentadas na Tabela

estatística dos pesos relativos  $\lambda'_y$  e  $\lambda'_i$  deve ser vista com extrema cautela dado que nós verificamos, na Figura 1 da seção 3.4.2, que um policymaker com metas de inflação estrita implicaria em uma variabilidade da taxa de juros que não é compatível com a trajetória realmente observada para taxa Selic.

A regra ótima de política monetária resultante das estimativas apresentadas na Tabela 7 é dada por:

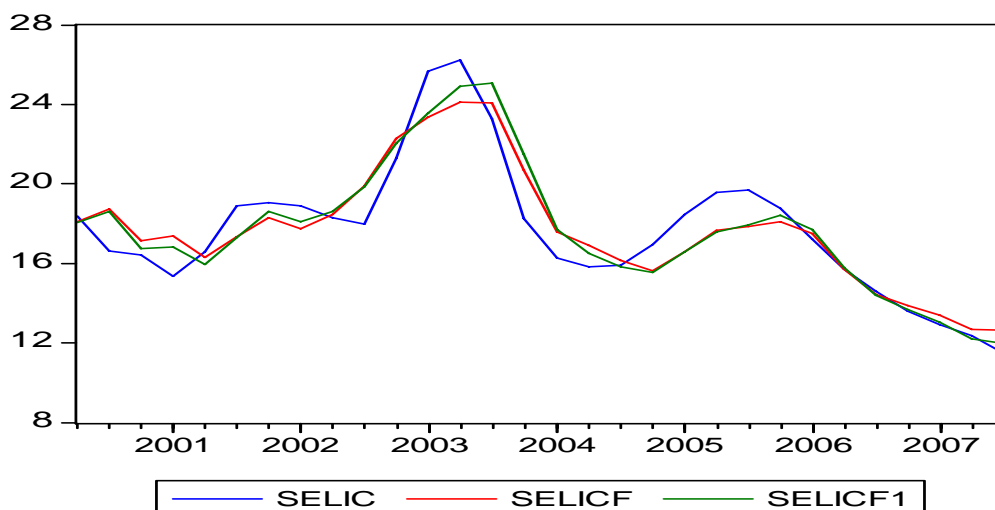
$$i_t = 0,1464\pi_t + 0,0547\pi_{t-1} + 0,0713\pi_{t-2} + 0,0018\pi_{t-3} + 0,2534y_t + 0,1339y_{t-1} + 0,0683\Delta q_t + 0,7946i_{t-1} \quad (39)$$

De acordo com os coeficientes estimados, a autoridade monetária deve responder mais fortemente a variações contemporâneas no gap do produto em relação à inflação e a depreciação da taxa de câmbio nominal. Novamente, nós podemos observar uma elevada suavização na taxa de juros, embora o coeficiente de persistência obtido aqui seja menor do que aquele resultante da estratégia de calibração.

A Figura 3 apresenta a trajetória ótima para a taxa Selic simulada pela regra de política (39), *Selicf*, a trajetória ótima obtida dos pesos calibrados na seção 3.4.2, *Selicfl*, e a trajetória para a taxa Selic observada, *Selic*. Visualmente, as taxas de juros previstas pelos pesos estimados estão relativamente próximas às previstas pelos pesos calibrados. As principais diferenças estão localizadas em três períodos: no primeiro trimestre de 2001 e nos primeiros três trimestres de 2007, o policymaker com os pesos estimados teria adotado taxas de juros mais elevada do que o policymaker com pesos calibrados, enquanto que, ao longo de 2003, a situação oposta teria sido observada. O resultado destas divergências pode ser mensurado pelo erro absoluto médio (EAM). Para os pesos estimados, o EAM entre a taxa de juros ótima e a observada foi de 1,08 pontos percentuais, enquanto que, para os pesos obtidos via calibração, o EAM foi de 1,01 pontos percentuais. Isto sugere que os pesos obtidos utilizando a nossa estratégia de calibração descrevem mais apropriadamente as decisões tomadas pelo Banco Central dentro de uma estrutura de política monetária ótima.

---

2. Os valores estimados para os pesos  $\lambda'_y$  e  $\lambda'_i$  foram 0,5804 e 0,2480, com erros-padrões iguais a 0,6899 e 0,0640. Nós constatamos agora que, não obstante o peso relativo sobre produto não seja estatisticamente significativo, o peso relativo sobre a suavização é estimado com precisão.



**Figura 3 – Trajetórias para a taxa Selic observada e simulada**

Por fim, nós testamos se as decisões de política monetária do Banco Central foram tomadas otimamente durante o período de metas de inflação. Para isto, nós estimamos o sistema de equações (34) deixando livres os coeficientes da regra de política monetária. As estimativas FIML para o VAR(4) irrestrito indica que a regra de política monetária é dada por (erros-padrões entre parênteses):

$$i_t = 0,0948\pi_t + 0,1544\pi_{t-1} + 0,0610\pi_{t-3} - 0,0263\pi_{t-4} - 0,7101y_t + 0,4576y_{t-1} + 0,0424\Delta q_t + 0,6722i_{t-1} \quad (40)$$

(0,0629) (0,0558) (0,0570) (0,0549) (0,7589) (0,3310) (0,0487) (0,1333)

O log-likelihood para o modelo VAR(4) no qual os coeficientes da regra de política estão irrestritos foi igual a -228,21. Como não há alteração na estrutura das equações para inflação, gap do produto e taxa de câmbio, nós podemos constatar que existem 8 parâmetros livres no sistema irrestrito (os coeficientes da regra de política irrestrita), enquanto que no sistema restrito existem apenas 2 ( $\lambda'_y$  e  $\lambda'_i$ ). Isto mostra que o sistema no qual a política monetária é ajustada otimamente implica em seis restrições sobre a regra de política irrestrita (40). O valor da estatística Razão de Verossimilhança (LR=15,42) implica que nós podemos rejeitar a hipótese nula de que a política monetária foi ajustada otimamente a um nível de significância de 5%, mas não há 1%.

### 3.6 Conclusões

Nas últimas duas décadas, uma grande quantidade de trabalhos empíricos tem avaliado as ações dos bancos centrais através de estimações de regras de política monetária. No entanto, este procedimento pode ser problemático porque as funções de reação estimadas são equações na forma reduzida cujos coeficientes são convoluções das preferências da autoridade monetária e dos parâmetros comportamentais da economia.

Diante disso, o presente trabalho propôs aperfeiçoar o entendimento da política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação através da calibração das preferências do Banco Central. Para isto, nós assumimos que a autoridade monetária resolve um problema de otimização intertemporal restrito a um pequeno modelo macroeconômico com expectativas backward-looking. Em seguida, nós calibramos a função perda do policymaker escolhendo, de uma ampla classe de políticas alternativas, os valores dos parâmetros de preferência que minimizam o desvio entre a trajetória ótima e a trajetória observada da taxa Selic. Nossos resultados mostram que o Banco Central brasileiro tem conduzido à política monetária priorizando a estabilização da inflação, mas não tem desprezado a estabilização do gap produto e a suavização da taxa Selic. Adicionalmente, nós constatamos que a preocupação da autoridade monetária com a suavização da taxa de juros tem sido maior do que com a estabilização do produto.

Como alternativa à estratégia de calibração, nós estimamos os parâmetros da função objetivo do Banco Central em conjunto com os parâmetros do modelo macroeconômico usando o método de máxima verossimilhança. Os resultados indicaram que as estimativas para os pesos relativos sobre a estabilização do gap do produto e suavização da taxa de juros foram qualitativamente semelhantes ao obtidos por calibração, mas estatisticamente não significativos. A imprecisão destas estimativas é possivelmente uma consequência do pequeno tamanho da amostra utilizada. Além disso, a não significância estatística dos pesos relativos não deve ser vista como evidência a favor de um Banco Central com metas de inflação estrita porque, sob esta suposição, a taxa Selic ótima apresentaria uma variabilidade não compatível com a taxa Selic observada.

## Referências

- ALMEIDA, C. et al. Optimal monetary rules: the case of Brazil. **Applied Economics Letters**, v. 10, n. 5, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Perspectivas para inflação. **Relatório de Inflação**, v. 2, n.1, 2000.
- BOGDANSKI, J. et al. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Trabalhos para Discussão, 1).
- BONONO, M.; BRITO, R. Regras monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 4, 2002.
- BUENO, R. D. L. S. **The Taylor rule on inquiry**. University of Chicago, 2005. (Working Paper).
- CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. What doe monetary policy reveal about a Central Bank's Preferences? **Economic Notes**, v. 32, n. 3, 2003.
- \_\_\_\_\_. Model uncertainty, optimal monetary policy and the preferences of the Fed. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 51, n. 1, 2004.
- CECCHETTI, S. G.; EHRMANN, M. **Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymakers' preferences and outcomes**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7426).
- CECCHETTI, S. G. et al. **Policymakers' Revealed Preferences and the Output-Inflation Variability Trade-off: Implications for the European System of Central Banks**. Federal Reserve Bank of New York, 2001. Mimeo.
- CLARIDA, R. et al. **Monetary policy rules in practice: some international evidence**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1997. (Working Paper, 6254).
- COLLINS, S.; SIKLOS, P. L. Optimal monetary policy rules and inflation targets: are Australia, Canada, and New Zealand different from the U.S.? **Open Economies Review**, v. 15, n. 4, 2004.
- CHONG, Y.Y.; HENDRY, D. F. Econometric Evaluation of Linear Macro-economic Models. **Review of Economic Studies**, v. 53, n. 4, 1986.
- DENNIS, R. The policy preferences of the US Federal Reserve. **Journal of Applied Econometrics**, v. 21, n.1, 2006.



\_\_\_\_\_. Inferring policy objectives from economic outcomes. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 66, n. 1, 2004.

ELLINGSEN, T.; SÖDERSTRÖM, U. **Why Are Long Rates Sensitive to Monetary Policy?** Stockholm: Sveriges Riksbank, 2004. (Working Paper Series, 160)

FARIA, R. M. de. **Dois Exercícios de Política Monetária e Fiscal com Atuação Ótima do Banco Central.** São Paulo, 2006. Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

FAVERO, C. A.; ROVELLI, R. Macroeconomic stability and the preferences of the Fed: A formal analysis, 1961-98. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 35, n. 4, 2003.

FREITAS, P.; MUINHOS, M. **A simple model for inflation targeting in Brazil.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. (Trabalho para Discussão, 18).

GILL, P. E..et al. **Practical optimization.** London: Academic Press, 1981.

GREENE, W. H. **Econometric analysis.** 4ª ed. New jersey: Prentice Hall, 2000.

HANSEN, L.; SARGENT, T. Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 2, 1980.

\_\_\_\_\_. **Recursive models of dynamic linear economies.** 2004. Mimeo.

HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. XXXIII Encontro Nacional de Economia. **Anais.** Natal, 2005.

KING, M. Changes in UK Monetary Policy: Rules, Discretion in Practice. **Journal of Monetary Economics**, v. 39, n. 1, 1997.

LJUNGQVIST, L.; SARGENT, T. **Recursive macroeconomic theory.** 2ª ed. Cambridge: MIT Press, 2004.

LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, 1976.

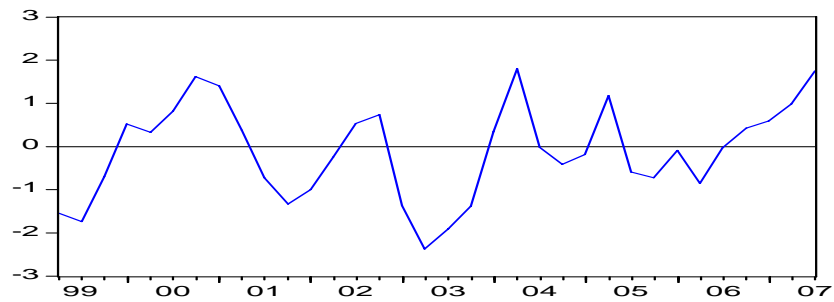
MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Trabalhos para Discussão, 53).

\_\_\_\_\_. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).

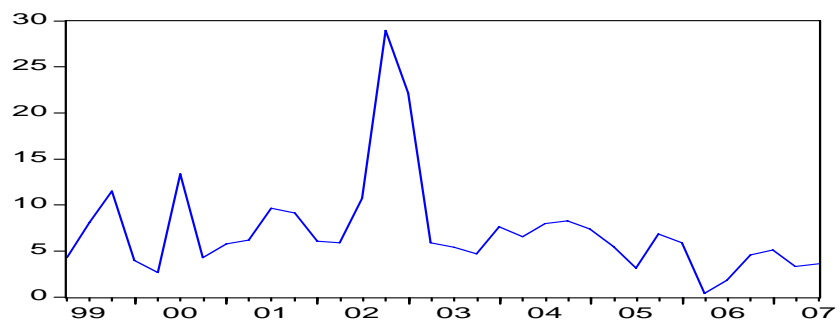
MOREIRA, T. B. S. et al. The Fiscal Theory of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policies. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, 2007.

- OZLALE, U. Price stability vs. output stability: tales of Federal Reserve administrations. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 17, n. 9, 2003.
- RUDEBUSCH, G.D.; SVENSSON, L. E. O. Policy rules for inflation targeting. In: TAYLOR, J.B (ed.). **Monetary policy rules**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999.
- SACK, B. **Does the Fed act gradually? A VAR analysis**. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998. (Finance and Economics Discussion Series, 17).
- SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. **Journal of Economics and Business**, v. 52, n. 1-2, 2000.
- SALEMI, M. Revealed preference of the Federal Reserve: using inverse-control theory to interpret the policy equation of a vector autoregression. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, n. 4, 1995.
- SALGADO, M. J. S. et al. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the central bank's reaction function. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, 2005.
- SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. **Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation**. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2001 (Texto para Discussão, 10).
- SÖDERLIND, U. et al. **Can calibrated New-Keynesian models of monetary policy fit the facts?** Stockholm: Sveriges Riksbank, 2002. (Working Paper Series, 140)
- SROUR, G. **Why do Central Banks smooth interest rates?** Ottawa: Bank of Canada, 2001. (Working Paper, 17).
- SVENSSON, L. E. O. **Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (Working Paper, 5797).
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, 1993.
- WOODFORD, M. **Optimal monetary policy inertia**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7261).
- \_\_\_\_\_. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. New Jersey: Princeton University Press, 2003.

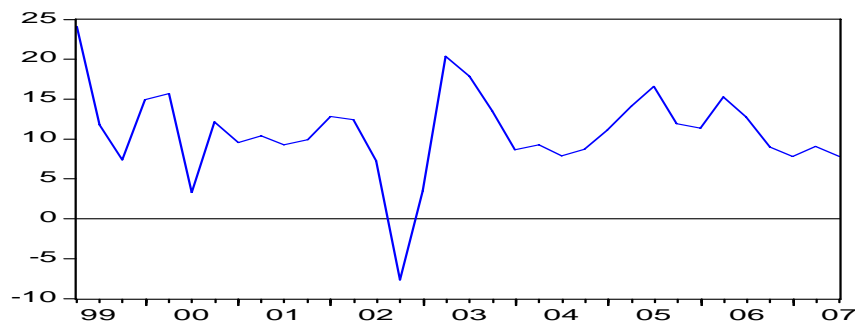
## Apêndice A – Evolução das séries utilizadas



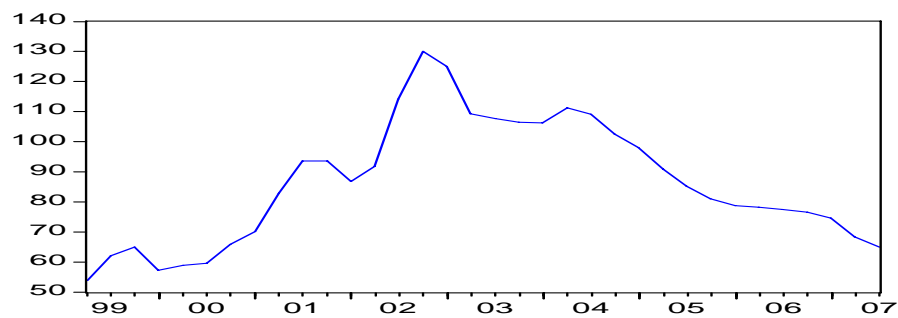
**Figura A1 – Gap do produto ( $y_t$ )**



**Figura A2 – Taxa de inflação anualizada ( $\pi_t$ )**



**Figura A3 – Taxa real de juros ( $r_t$ )**



**Figura A4 – Taxa de câmbio nominal ( $q_t$ )**

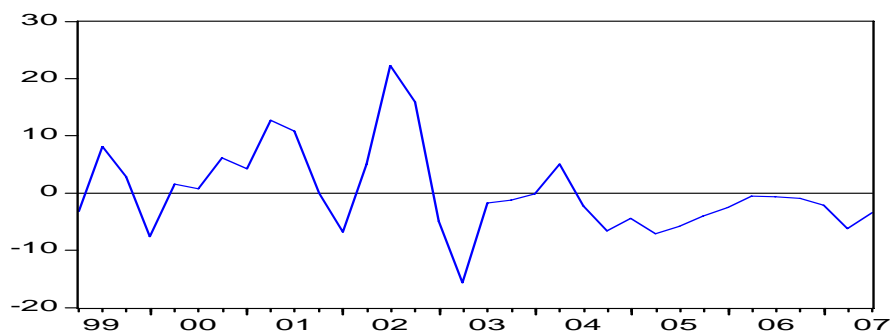


Figura A5 – Depreciação da taxa de câmbio ( $\Delta q_t$ )

## Apêndice B - Resultados para calibração com estimativas SUR

**Tabela A1**  
Estimativas dos parâmetros da função perda

$\lambda_f$	$\lambda_\pi$	$\lambda_y$	DQ
0,00	0,001	0,999	2366
0,05	0,220	0,730	81,74
0,10	0,412	0,488	56,71
0,15	0,565	0,285	51,18
<b>0,20</b>	<b>0,693</b>	<b>0,107</b>	<b>49,83</b>
0,25	0,749	0,001	50,08
0,30	0,699	0,001	52,34
0,35	0,649	0,001	55,59
0,40	0,599	0,001	59,12
0,45	0,549	0,001	62,64
0,50	0,499	0,001	66,02
0,55	0,448	0,002	69,27
0,60	0,399	0,001	72,29
0,65	0,349	0,001	75,16
0,70	0,299	0,001	77,89
0,75	0,249	0,001	80,48
0,80	0,198	0,002	83,00
0,85	0,149	0,001	85,38
0,90	0,098	0,002	87,77
0,95	0,049	0,001	90,15

**Tabela A2**  
**Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central**

	<b>Caso 1</b>	<b>Caso 2</b>	<b>Caso 3</b>	<b>Caso 4</b>	<b>Caso 5</b>	<b>Caso 6</b>
$\lambda_\pi$	1,0	0,4	0,5	0,693	0,499	0,098
$\lambda_y$	0,0	0,4	0,5	0,107	0,001	0,002
$\lambda_i$	0,0	0,2	0,0	0,200	0,500	0,900
<b>Regra monetária no curto prazo</b>						
$i_t = f_1\pi_t + f_2\pi_{t-1} + f_3\pi_{t-2} + f_4\pi_{t-3} + f_5y_t + f_6y_{t-1} + f_7\Delta q_t + f_8i_{t-1}$						
$f_1$	68,222	0,1041	2,3988	0,1432	0,0523	0,0073
$f_2$	12,661	0,0330	0,5060	0,0533	0,0203	0,0028
$f_3$	19,402	0,0419	0,5986	0,0612	0,0227	0,0032
$f_4$	1,1516	0,0025	0,0352	0,0036	0,0013	0,0002
$f_5$	24,421	0,1250	7,2024	0,1188	0,0387	0,0055
$f_6$	15,813	-0,0132	-1,8936	0,0240	0,0125	0,0017
$f_7$	21,276	0,0456	0,6495	0,0663	0,0245	0,0034
$f_8$	0,0000	0,8372	0,0000	0,8629	0,9300	0,9781
DQ	7E+06	54,84	8476	49,83	66,02	87,77
EAM	325,26	1,07	11,80	1,01	1,12	1,23
<b>Regra monetária no longo prazo</b>						
$i = \phi_1\pi + \phi_2y + \phi_3\Delta q$						
$\phi_1$	101,44	1,1149	3,5386	1,9059	1,3800	0,6164
$\phi_2$	40,234	0,6867	5,3088	1,0416	0,7314	0,3288
$\phi_3$	21,276	0,2801	0,6495	0,4836	0,3500	0,1553

**Tabela A3**  
**Testes de Wald para diferentes pesos na função perda do Banco Central**

	$H^*$	$H^{**}$
<b>Caso 4 versus Caso 1</b>	0,3701 (0,8311)	4E+06 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 2</b>	0,8632 (0,6495)	3,7640 (0,1523)
<b>Caso 4 versus Caso 3</b>	0,5954 (0,7425)	4835,2 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 5</b>	0,3633 (0,8339)	9,5765 (0,0083)
<b>Caso 4 versus Caso 6</b>	0,3700 (0,8311)	21,956 (0,0001)

**Apêndice C - Resultados para calibração com estimativas FIML**

**Tabela A4**  
**Estimativas dos parâmetros da função perda**

$\lambda_i$	$\lambda_\pi$	$\lambda_\gamma$	DQ
0,00	0,001	0,999	2349
0,05	0,218	0,732	81,80
0,10	0,410	0,490	56,74
0,15	0,563	0,287	51,18
<b>0,20</b>	<b>0,691</b>	<b>0,109</b>	<b>49,82</b>
0,25	0,749	0,001	50,04
0,30	0,699	0,001	52,28
0,35	0,649	0,001	55,52
0,40	0,599	0,001	59,04
0,45	0,549	0,001	62,56
0,50	0,499	0,001	65,95
0,55	0,448	0,002	69,20
0,60	0,399	0,001	72,22
0,65	0,349	0,001	75,11
0,70	0,299	0,001	77,84
0,75	0,249	0,001	80,44
0,80	0,198	0,002	82,96
0,85	0,149	0,001	85,56
0,90	0,098	0,002	87,76
0,95	0,049	0,001	90,14

**Tabela A5**  
**Regras monetárias ótimas para diferentes**  
**pesos na função perda do Banco Central**

	<b>Caso 1</b>	<b>Caso 2</b>	<b>Caso 3</b>	<b>Caso 4</b>	<b>Caso 5</b>	<b>Caso 6</b>
$\lambda_\pi$	1,0	0,4	0,5	0,691	0,499	0,098
$\lambda_y$	0,0	0,4	0,5	0,109	0,001	0,002
$\lambda_i$	0,0	0,2	0,0	0,200	0,500	0,900
<b>Regra monetária no curto prazo</b>						
$i_t = f_1\pi_t + f_2\pi_{t-1} + f_3\pi_{t-2} + f_4\pi_{t-3} + f_5\pi_t^* + f_6y_t + f_7y_{t-1} + f_8\Delta q_t + f_9i_{t-1}$						
$f_1$	68,163	0,1045	2,3967	0,1435	0,0526	0,0074
$f_2$	12,582	0,0329	0,5024	0,0531	0,0203	0,0028
$f_3$	19,422	0,0421	0,5985	0,0614	0,0228	0,0032
$f_4$	1,0840	0,0023	0,0331	0,0034	0,0013	0,0002
$f_5$	24,352	0,1245	7,1696	0,1187	0,0386	0,0055
$f_6$	15,757	-0,0135	-1,9054	0,0236	0,0125	0,0017
$f_7$	21,210	0,0457	0,6471	0,0663	0,0246	0,0034
$f_8$	0,0000	0,8369	0,0000	0,8625	0,9299	0,9780
DQ	7E+06	54,78	8431	49,82	65,95	87,76
EAM	324,69	1,07	11,77	1,01	1,12	1,23
<b>Regra monetária no longo prazo</b>						
$i = \phi_1\pi + \phi_2y + \phi_3\Delta q$						
$\phi_1$	101,25	1,1147	3,5307	1,9011	1,3837	0,6182
$\phi_2$	40,109	0,6806	5,2642	1,0349	0,7290	0,3273
$\phi_3$	21,210	0,2802	0,6471	0,4822	0,3509	0,1545

**Tabela A6**  
**Testes de Wald para diferentes pesos**  
**na função perda do Banco Central**

	$H^*$	$H^{**}$
<b>Caso 4 versus Caso 1</b>	0,3650 (0,8332)	4,2E+06 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 2</b>	0,8520 (0,6531)	3,7228 (0,1555)
<b>Caso 4 versus Caso 3</b>	0,5959 (0,7423)	4881,4 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 5</b>	0,3580 (0,8361)	9,5391 (0,0085)
<b>Caso 4 versus Caso 6</b>	0,3654 (0,8330)	21,963 (0,0000)

## Apêndice D - Calibrando as preferências em um modelo com metas de inflação variando no tempo

Neste apêndice, nós calibramos os pesos entrando na função perda considerando que as metas de inflação têm mudado com o tempo. Para esta finalidade, nós modificamos o problema de otimização do policymaker e passamos expressá-lo da seguinte forma:

$$\min_{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L_{t+\tau} \quad (41)$$

com

$$L_t = \lambda_{\pi} (\pi_t^a - \pi_t^*)^2 + \lambda_y y_t^2 - \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2. \quad (42)$$

sujeito a

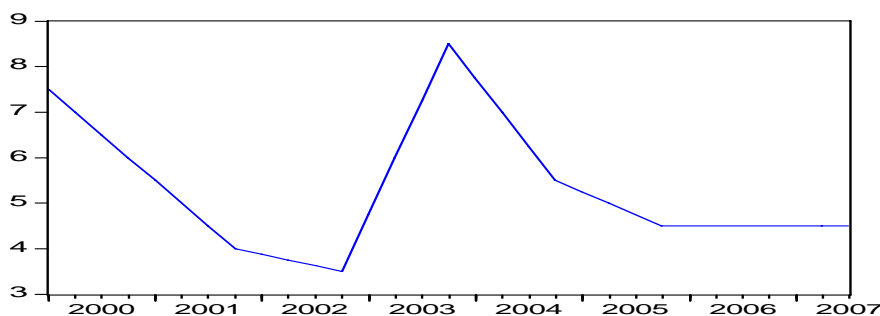
$$\pi_{t+1} = \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \pi_{t-2} + \alpha_4 \pi_{t-3} + \alpha_5 \Delta q_t + \alpha_6 y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (43)$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 r_t + \varepsilon_{y,t+1} \quad (44)$$

$$q_{t+1} = q_t + \varepsilon_{q,t+1} \quad (45)$$

$$\pi_{t+1}^* = \gamma \pi_t^* + \varepsilon_{\pi^*,t+1} \quad (46)$$

onde  $\pi_t^*$  é a meta de inflação no período  $t$ ,  $0 \leq \gamma < 1$  e  $\varepsilon_{\pi^*,t}$  é um distúrbio i.i.d. Nós temos seguido Ellingsen e Söderström (2004) e assumido que a meta de inflação tempo-variante apresenta alguma persistência, medida pelo coeficiente  $\gamma$ . Visto que as metas inflação são estabelecidas apenas para a inflação ao fim do ano, nós usamos interpolação linear para obter as metas para os demais trimestres. Para todos os anos com exceção de 2003, nós utilizamos as metas de inflação oficiais determinadas pelo Conselho Monetário Nacional. Para 2003, a meta utilizada foi àquela ajustada pelo Banco Central (8,5%). A Figura A6 apresenta a trajetória da meta de inflação no período de 2000:1-2007:3.



**Figura A6 – Meta de inflação**



Para calibrar os pesos da função perda do Banco Central, nós utilizamos as estimativas dos parâmetros das curvas de Phillips e IS obtidas por OLS (ver Tabela 2 do texto). Para a equação (46), a estimativa do coeficiente  $\gamma$  foi igual a 0,8606 (p-value=0,0000). Nós assumimos que o fator de desconto,  $\delta$ , é igual a 0,98. Os resultados da estratégia de calibração, mostrados na Tabela A7, indicam que o Banco Central tem atribuído um maior peso à estabilização da inflação, apresentado uma preocupação com a suavização da taxa de juros e dado um peso próximo de zero à estabilização produto.

**Tabela A7**  
**Estimativas dos parâmetros da função perda**

$\lambda_i$	$\lambda_\pi$	$\lambda_y$	DQ
0,00	0,001	0,999	2497
0,05	0,237	0,713	79,42
0,10	0,444	0,456	51,65
0,15	0,608	0,242	44,31
0,20	0,745	0,055	41,63
<b>0,25</b>	<b>0,749</b>	<b>0,001</b>	<b>41,54</b>
0,30	0,699	0,001	44,42
0,35	0,649	0,001	48,41
0,40	0,599	0,001	52,68
0,45	0,549	0,001	56,91
0,50	0,499	0,001	60,98
0,55	0,448	0,002	64,88
0,60	0,399	0,001	68,48
0,65	0,349	0,001	71,92
0,70	0,299	0,001	75,18
0,75	0,249	0,001	78,27
0,80	0,198	0,002	81,27
0,85	0,149	0,001	84,10
0,90	0,098	0,002	86,95
0,95	0,049	0,001	89,74

Na Tabela A8, nós apresentamos a regra de política monetária associada aos pesos calibrados (caso 4) e a outros conjuntos de pesos alternativos. Na Tabela A9, nós realizamos o teste de dominância entre os pesos calibrados e os pesos alternativos. Os resultados indicam que o conjunto dos pesos calibrados é mais apropriado para descrever as ações do Banco Central do que todos os demais conjuntos de pesos analisados.

**Tabela A8**  
**Regras monetárias ótimas para diferentes pesos na função perda do Banco Central**

	<b>Caso 1</b>	<b>Caso 2</b>	<b>Caso 3</b>	<b>Caso 4</b>	<b>Caso 5</b>	<b>Caso 6</b>
$\lambda_\pi$	1,0	0,4	0,5	0,749	0,499	0,098
$\lambda_y$	0,0	0,4	0,5	0,001	0,001	0,002
$\lambda_i$	0,0	0,2	0,0	0,250	0,500	0,900
<b>Regra monetária no curto prazo</b>						
$i_t = f_1\pi_t + f_2\pi_{t-1} + f_3\pi_{t-2} + f_4\pi_{t-3} + f_5\pi_t^* + f_6y_t + f_7y_{t-1} + f_8\Delta q_t + f_9i_{t-1}$						
$f_1$	70,369	0,0977	2,3713	0,1193	0,0486	0,0067
$f_2$	13,554	0,0325	0,5185	0,0483	0,0197	0,0027
$f_3$	19,548	0,0386	0,5771	0,0509	0,0207	0,0029
$f_4$	1,8467	0,0036	0,0536	0,0047	0,0019	0,0003
$f_5$	-105,21	-0,1655	-3,1390	-0,3038	-0,1280	-0,0185
$f_6$	24,884	0,1252	7,3949	0,0900	0,0367	0,0051
$f_7$	16,267	-0,0115	-1,7977	0,0291	0,0118	0,0016
$f_8$	22,556	0,0440	0,6543	0,0575	0,0234	0,0032
$f_9$	0,0000	0,8405	0,0000	0,8915	0,9331	0,9793
DQ	9E+06	50,12	9749	41,54	60,98	86,95
EAM	369,05	1,05	12,23	0,93	1,10	1,23
<b>Regra monetária no longo prazo</b>						
$i = \phi_1\pi + \phi_2\pi^* + \phi_3y + \phi_4\Delta q$						
$\phi_1$	105,32	1,0809	3,5205	2,0571	1,3587	0,6087
$\phi_2$	-105,21	-1,0376	-3,1390	-2,8000	-1,9133	-0,8937
$\phi_3$	41,151	0,7129	5,5972	1,0977	0,7250	0,3237
$\phi_4$	22,556	0,2759	0,6543	0,5300	0,3498	0,1546

**Tabela A9**  
**Testes de Wald para diferentes pesos na função perda do Banco Central**

	$H^*$	$H^{**}$
<b>Caso 4 versus Caso 1</b>	0,2297 (0,8815)	6,2E+06 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 2</b>	2,4293 (0,2968)	8,7140 (0,0128)
<b>Caso 4 versus Caso 3</b>	0,0029 (0,9985)	6543,6 (0,0000)
<b>Caso 4 versus Caso 5</b>	0,3789 (0,8274)	13,656 (0,0011)
<b>Caso 4 versus Caso 6</b>	0,3852 (0,8248)	31,410 (0,0000)

**Apêndice E – Sensibilidade dos pesos calibrados a diferentes valores do fator de desconto ( $\delta$ )**

**Tabela A10**  
**Sensibilidade dos parâmetros da função**  
**perda ao fator de desconto ( $\delta$ )**

$\beta$	$\lambda_\pi$	$\lambda_y$	DQ
0,95	0,799	0,001	50,90
0,96	0,785	0,001	50,54
0,97	0,756	0,001	50,29
<b>0,98</b>	<b>0,727</b>	<b>0,073</b>	<b>50,13</b>
0,99	0,697	0,103	50,06
1,00	0,667	0,133	50,05

## 4 Não-linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil: o caso de preferências assimétricas

### 4.1 Introdução

Desde o início da década de 1990 tem havido um crescente desenvolvimento da literatura econômica que procura analisar as ações de política monetária através da estimação de funções de reação. A regra de Taylor (1993) é provavelmente a especificação da função de reação mais conhecida nesta literatura. De acordo com esta regra, a autoridade monetária responde a desvios do produto e da inflação em relação às suas metas por meio de variações da taxa nominal de juros considerada como o instrumento de política. Uma outra especificação que tem recebido considerável atenção é a função de reação forward-looking proposta por Clarida et al. (1997, 2000). Neste tipo de regra de política, o policymaker ajusta a taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados da inflação e gap do produto. Uma característica em comum entre esses dois tipos de regras de taxa de juros é que elas são funções lineares em relação às variáveis descrevendo as condições econômicas. Isto pode ser explicado pelo fato de que ambas as especificações são teoricamente fundamentadas sob o paradigma linear-quadrático, onde é assumido que a função perda da autoridade monetária é quadrática e as equações descrevendo a estrutura da economia são lineares.

Em períodos recentes, todavia, surgiram duas abordagens teóricas que têm desafiado a estrutura linear-quadrática por trás da função de reação linear. A primeira abordagem abandona a suposição de que a estrutura da economia é linear. Orphanides e Wieland (1999) derivam regras ótimas de política para o caso em que a autoridade monetária apresenta uma função perda quadrática e depara-se com uma curva de Phillips zona-linear que possibilita não-linearidades no trade-off de curto prazo entre inflação e produto. Nobay e Peel (2000) analisam a política monetária discricionária ótima sob uma curva de Phillips não-linear e verificam que a autoridade monetária não pode mais remover o viés inflacionário definindo uma meta para o produto igual à taxa natural. Dolado et al. (2005) demonstram que a função de reação ótima do banco central, para uma economia com a curva de Phillips não-linear, é uma regra de taxa de

juros forward-looking aumentada para incluir a interação entre inflação esperada e gap do produto.

A segunda abordagem teórica considera que os policymakers podem apresentar preferências assimétricas em relação aos seus objetivos. De acordo com Cukierman (2000), os políticos e o público em geral são comumente mais avessos a gaps negativos do que a gaps positivos do produto em relação ao produto potencial. O vice-chefe do Federal Reserve, Alan Blinder, declara que “*in most situations the CB will take far more political heat when it tightens pre-emptively to avoid higher inflation than when it eases pre-emptively to avoid higher unemployment*” Blinder (1998, pp. 19-20). Como nas democracias os bancos centrais independentes não são totalmente insensíveis aos órgãos políticos, este tipo de assimetria pode estar presente na função perda do policymaker. Adicionalmente, em períodos que a autoridade monetária está mais preocupada em engendrar credibilidade à sua política desinflacionária, é possível que a perda atribuída a desvios positivos da taxa de inflação em relação à meta inflacionária seja maior do que a de desvios negativos do mesmo tamanho.

As conseqüências de inserir preferências assimétricas na função perda da autoridade monetária têm sido analisadas por vários autores. Cukierman (2000) demonstra que, quando o policymaker está incerto acerca das condições econômicas e é mais sensível à gaps negativos do produto, um viés inflacionário surge mesmo no caso em que a meta para o produto efetivo é o produto potencial da economia. Este resultado tem sido suportado por evidências empíricas apresentadas por Cukierman e Gerlach (2003) para um conjunto de 22 países pertencentes à Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Gerlach (2000) e Surico (2007) encontram que o Federal Reserve foi mais preocupado com gaps negativos do que gaps positivos do produto no período pré-1980. Bec et al.(2002) verificam que a fase do ciclo de negócios, mensurada pelo gap do produto, tem importado na condução da política monetária pelos Bancos Centrais da Alemanha, EUA e França. Cukierman e Muscatelli (2003) provêm evidências de não-linearidades com respeito à inflação e ao gap do produto em funções de reação estimadas para Alemanha, Reino Unido e EUA. Dolado et al. (2003) observam que as preferências do Federal Reserve em relação à inflação foram assimétricas durante o regime Volcker-Greenspan.

Seguindo nesta linha de pesquisa, o presente trabalho busca estimar uma função de reação não-linear para o Banco Central brasileiro que permita testar a existência de assimetrias nos seus objetivos com respeito à inflação e produto durante o período de

metas de inflação. Tomando o modelo apresentado por Surico (2007) como a nossa base teórica, nós obtemos uma regra de política monetária ótima para a autoridade monetária considerando que a sua função perda seja potencialmente assimétrica. Visto que a presença de assimetrias nos objetivos gera respostas não-lineares da taxa de juros à inflação e gap do produto, nós averiguamos se as preferências do policymaker são simétricas testando a hipótese nula de linearidade da função de reação. Além disso, nós estimamos os parâmetros de assimetrias nas preferências do Banco Central e testamos se estes coeficientes são estatisticamente significativos.

A literatura nacional sobre a função de reação do Banco Central não é muito vasta. Silva e Portugal (2001) estimam uma regra de Taylor para os períodos pré- e pós-metas de inflação e concluem que a experiência com o regime de metas inflacionárias pode ser considerada como um caso de construção de credibilidade, ao invés de aumento do conservadorismo do Banco Central. Salgado et al. (2005) modelam a função de reação do Banco Central através de um modelo Threshold Autoregressive (TAR) e constatarem diferentes dinâmicas da taxa de juros Selic durante e fora de períodos de crises cambiais. Minella et al. (2003), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) destacam que, no período de metas de inflação, a taxa de juros Selic tem reagido fortemente à inflação esperada. Bueno (2005) estima uma função de reação Markov-switching e observa que a resposta da taxa de juros Selic à inflação tem sido menor do que 1 ou insignificante, para os diferentes regimes de política monetária encontrados. Neto e Portugal (2007) estimam funções de reação para as administrações de Armínio Fraga e Henrique Meirelles e encontram evidências em favor da continuidade na forma de condução da política monetária sob metas de inflação. Embora uma menor parcela destes trabalhos considere não-linearidades na função de reação, nenhum deles procura verificar se as preferências do Banco Central com relação à inflação e produto tem sido assimétricas.

Este trabalho está organizado como segue. A seção 4.2 apresenta o modelo teórico e deriva a função de reação ótima da taxa de juros como a condição de primeira ordem para o problema de otimização do Banco Central. Na seção 4.3, nós apresentamos a forma reduzida para a regra de taxa de juros que será estimada a fim de testar a existência de assimetrias nos objetivos da autoridade monetária. Na seção 4.4, os resultados obtidos são apresentados e analisados. Por fim, a seção 4.5 traz as conclusões do trabalho.

## 4.2 O modelo teórico

O presente trabalho fundamenta-se teoricamente no modelo apresentado em Surico (2007). O modelo usa a estrutura Novo-Keynesiana analisada por Clarida et al. (1999) e possibilita que a autoridade monetária tenha preferências assimétricas em relação aos seus objetivos ou metas. Em específico, é permitido que a autoridade monetária seja mais avessa a desvios negativos do produto efetivo em relação ao produto potencial e a desvios positivos da taxa de inflação à meta inflacionária. A presença destes tipos de assimetrias é a explicação para possíveis respostas não-lineares da taxa de juros de política monetária a variações na inflação e no produto.

### 4.2.1 A estrutura da economia

Seguindo Clarida et al. (1999), nós consideramos uma economia cuja evolução pode ser descrita pelas seguintes equações:

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + e_t \quad (1)$$

$$\pi_t = kx_t + \theta E_t\pi_{t+1} + u_t \quad (2)$$

onde  $x_t$  é gap do produto (a diferença entre o produto efetivo e produto potencial),  $\pi_t$  é a taxa de inflação,  $E_t x_{t+1}$  e  $E_t\pi_{t+1}$  são os valores esperados do gap do produto e da taxa de inflação condicionada à informação disponível no período  $t$ ,  $i_t$  é a taxa de juros nominal,  $e_t$  é um choque de demanda,  $u_t$  é um choque de custos e  $\varphi$ ,  $k$  e  $\theta$  são constantes positivas.<sup>1</sup>

A curva IS, representada pela equação (1), é uma versão log-linearizada da equação de Euler do consumo que é derivada da decisão ótima das famílias sobre consumo/poupança, após a imposição da condição de market clearing. O gap do produto futuro esperado que aparece nessa equação indica que, como as famílias preferem suavizar o consumo ao longo do tempo, a expectativa de um nível mais alto de consumo no futuro leva a um maior consumo no presente, aumentando assim a demanda corrente pelo produto.

---

<sup>1</sup> As equações comportamentais agregadas (1) e (2) são derivadas explicitamente do comportamento otimizador de firmas e famílias em uma economia com moeda e rigidez nominal dos preços (Clarida et al., 1999).

A curva de Phillips (2) capta a característica de preços nominais sobrepostos em que cada firma tem uma probabilidade  $\theta$  de manter fixado o preço de seu produto em qualquer período de tempo (Calvo, 1983). Em razão da probabilidade  $\theta$  ser suposta constante e independente do tempo decorrido desde o último ajustamento, o tempo médio no qual o preço permanece fixo é dado por  $1/(1-\theta)$ . Esta natureza discreta do ajustamento de preço incentiva cada firma a ajustar um preço mais elevado quanto maior seja a inflação futura esperada. O efeito positivo do gap do produto sobre a inflação reflete o aumento dos custos marginais decorrente do excesso de demanda.

Por fim, os choques  $e_t$  e  $u_t$  seguem os seguintes processos auto-regressivos:

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + \hat{e}_t \quad (3)$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

onde  $0 \leq \rho_e, \rho_u \leq 1$  e  $\hat{e}_t$  e  $\hat{u}_t$  são variáveis aleatórias i.i.d com média zero e desvios-padrão  $\sigma_e$  e  $\sigma_u$ , respectivamente.

#### 4.2.2 Objetivos assimétricos da autoridade monetária

Suponha que as decisões de política monetária são tomadas antes da realização dos choques  $e_t$  e  $u_t$ . Assim, condicionado à informação disponível no fim do período anterior, a autoridade monetária procura escolher a taxa de juros corrente  $i_t$  e uma seqüência de taxa de juros futuras de forma a minimizar:

$$E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau L_{t+\tau} \quad (5)$$

sujeito as equações (1) e (2), onde  $\delta$  é o fator de desconto fixado. A função perda da autoridade monetária no período  $t$ ,  $L_t$ , é dada por:

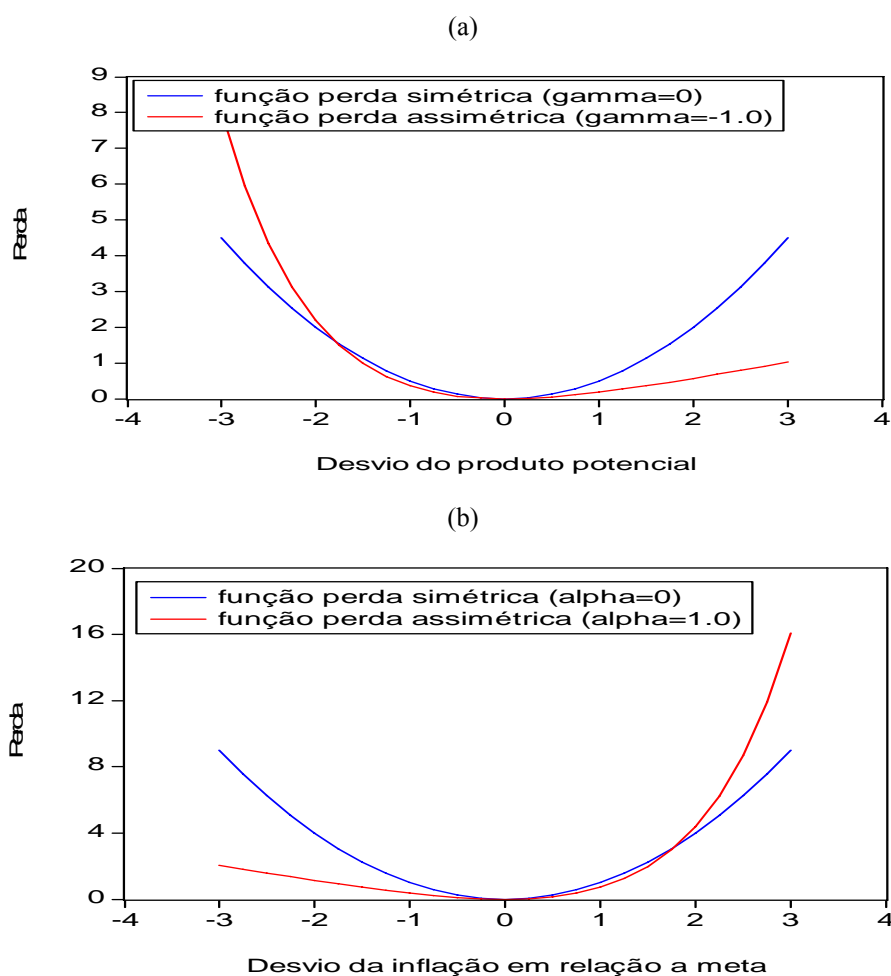
$$L_t = \lambda \frac{e^{\gamma x_t} - \gamma x_t - 1}{\gamma^2} + \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1}{\alpha^2} + \frac{\mu}{2} (i_t - i^*)^2 \quad (6)$$

onde  $\pi^*$  é a meta de inflação,  $\lambda$  é o peso relativo sobre o desvio do produto em relação ao produto potencial e  $\mu$  é o peso relativo sobre a estabilização da taxa de juros. A autoridade monetária é assumida estabilizar a inflação em torno da meta de inflação



constante,  $\pi^*$ , manter o gap do produto fechado a zero e estabilizar a taxa de juros nominal em torno de sua meta,  $i^*$ .

A especificação linex em (6) foi apresentada pioneiramente por Varian (1974) e introduzida na análise de política monetária ótima por Nobay e Peel (1998). A vantagem desta função é que ela permite o policymaker tratar diferentemente os desvios positivos e negativos do produto em relação ao produto potencial e da taxa de inflação em relação à meta inflacionária. Como mostra a Figura 1, um valor negativo de  $\gamma$  indica que a perda marginal associada a um gap do produto negativo é maior que a de um gap do produto positivo com o mesmo valor absoluto. Isto ocorre porque sempre que o gap do produto é positivo, o componente exponencial na função perda (6) domina o componente linear, enquanto o oposto é observado sempre que o gap do produto é negativo. Neste caso, diz-se que a autoridade monetária apresenta uma demanda precaucional por expansão econômica (Cukierman, 2000, 2004).



**Figura 1 – Função perda simétrica e assimétrica em relação ao gap do produto (a) e a inflação (b)**

Um valor positivo de  $\alpha$  mostra que a autoridade monetária tem uma demanda precaucional pela estabilidade dos preços, ou seja, a perda marginal de um desvio positivo da taxa de inflação em relação à sua meta é maior do que a de um desvio negativo do mesmo tamanho (ver Figura 1). Embora este comportamento seja plausível, é importante destacar que a especificação linex (6) não impede que  $\alpha$  seja negativo, indicando que uma inflação abaixo da meta é mais custosa do que uma inflação acima da meta. Para o caso especial em que ambos  $\gamma$  e  $\alpha$  tendem para zero, (6) é reduzida para a função perda simétrica  $L_t = \frac{1}{2} [\lambda x_t^2 + (\pi_t - \pi^*)^2 + \mu (i_t - i^*)^2]$ .

O problema de otimização (5) é resolvido sob discricção. Isto implica que o policymaker toma as expectativas das variáveis futuras como dadas e escolhe a taxa de juros corrente re-otimizando em cada período. Como não há persistência endógena na inflação e gap do produto, o problema de otimização intertemporal pode ser reduzido a uma seqüência de problemas de otimização estática. Assim, tomando a condição de primeira ordem e resolvendo para  $i_t$ , obtemos:

$$i_t = i^* + c_1 E_{t-1} \left[ \frac{e^{\gamma x_t} - 1}{\gamma} \right] + c_2 E_{t-1} \left[ \frac{e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - 1}{\alpha} \right] \quad (7)$$

onde

$$c_1 = \frac{\lambda \varphi}{\mu}; \quad c_2 = \frac{k \varphi}{\mu}. \quad (8)$$

De acordo com (7), a taxa de juros nominal ótima no período  $t$  reage de forma não-linear à inflação e ao gap do produto esperados para o período  $t$ . Visto que  $c_1$  e  $c_2$  são ambos positivos, a autoridade monetária aumenta a taxa nominal de juros em resposta a elevações tanto no gap do produto esperado como na taxa de inflação esperada.

Quando ambos  $\gamma$  e  $\alpha$  tendem para zero, é possível mostrar, utilizando a regra de L'Hospital, que a equação (7) é reduzida para a função de reação:

$$i_t = i^* + c_1 E_{t-1} x_t + c_2 E_{t-1} (\pi_t - \pi^*). \quad (9)$$

Neste caso, a taxa de juros de política monetária responde linearmente ao gap do produto esperado e taxa de inflação esperada para o período  $t$ .<sup>2</sup> Da comparação entre as

---

<sup>2</sup> Este tipo de regra de taxa de juros implícita tem sido analisado por Rudebusch (2002) e Clarida et al. (2000).

equações (9) e (7), nós podemos observar que a presença de assimetrias nos objetivos da autoridade monetária implica diretamente em uma função de reação da taxa de juros que é não-linear. Assim, uma maneira de verificar a hipótese de preferências simétricas é testar a forma funcional da função de reação da autoridade monetária.

### 4.3 Função de reação na forma reduzida

Nesta seção, nós derivamos a forma reduzida para a regra de taxa de juros que será estimada com a finalidade de testar a existência de assimetrias na função perda do Banco Central no período de metas inflacionárias. Como destacado por Surico (2007), os procedimentos de estimação do modelo e de teste da hipótese nula de preferências simétricas ( $H_0: \gamma = \alpha = 0$ ) são complicados em razão da indeterminação de importantes parâmetros e da presença de parâmetros de incômodo (nuisance parameters) não-identificados sob a hipótese nula. Por exemplo, se  $\gamma = \alpha = 0$ , então os coeficientes relacionados à taxa de inflação e gap do produto na função de reação (7) são indeterminados. Adicionalmente, quando  $\alpha = 0$ , a meta inflacionária é um parâmetro de incômodo não-identificado, implicando que a teoria estatística convencional não está disponível para obter a distribuição assintótica dos testes estatísticos sob a hipótese nula (Luukkonen et al., 1988; van Dijk et al., 2002).

Para contornar esses problemas, nós seguimos a sugestão dada por Luukkonen et al. (1988) e linearizamos os termos exponenciais em (7) através de uma expansão de Taylor de primeira ordem ao redor de  $\gamma = 0$  e  $\alpha = 0$ . O resultado deste procedimento é a seguinte função de reação na forma reduzida:

$$i_t = i^* + \frac{k\varphi}{\mu} E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \frac{\lambda\varphi}{\mu} E_{t-1}x_t + \frac{\alpha k\varphi}{2\mu} E_{t-1}(\pi_t - \pi^*)^2 + \frac{\gamma\lambda\varphi}{2\mu} E_{t-1}x_t^2 + \frac{\zeta_t}{\mu} \quad (10)$$

onde  $\zeta_t$  é o resto da expansão de Taylor.

Para chegarmos à especificação final da função de reação a ser estimada neste trabalho, nós consideramos duas modificações à equação (10). Primeiramente, nós introduzimos duas defasagens da taxa de juros no intuito de capturar a tendência da autoridade monetária em suavizar as mudanças no instrumento de política monetária e

de prevenir problemas de autocorrelação serial.<sup>3</sup> Dentre as possíveis explicações para esta suavização, destacam-se: i) incertezas acerca dos dados e dos coeficientes no mecanismo de transmissão monetário; ii) as ações dos policymakers são tomadas apenas quando eles estão confiantes acerca dos resultados que serão produzidos por estas ações; iii) grandes mudanças na taxa de juros podem desestabilizar os mercados financeiro e cambial; iv) reversões nas ações de política monetária podem ser percebidas como erros ou evidência de inconsistência da política; v) pequenas, mas persistentes mudanças na taxa de juros de curto prazo permitem um grande efeito da política monetária sobre a demanda agregada, sem requerer excessiva volatilidade desta taxa de juros.<sup>4</sup>

A segunda alteração é substituir os valores esperados para inflação e gap do produto em (10) pelos seus valores realizados. Desta forma, nós chegamos a seguinte função reação da taxa de juros:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1(\pi_t - \pi^*) + d_2x_t + d_3(\pi_t - \pi^*)^2 + d_4x_t^2] + \rho_1i_{t-1} + \rho_2i_{t-2} + v_t \quad (11)$$

onde os coeficientes  $d_i$ ,  $i=0, \dots, 4$ , são dados por

$$d_0 = i^*; \quad d_1 = \frac{k\varphi}{\mu}; \quad d_2 = \frac{\lambda\varphi}{\mu}; \quad d_3 = \frac{\alpha k\varphi}{2\mu}; \quad d_4 = \frac{\gamma\lambda\varphi}{2\mu} \quad (12)$$

e o termo de erro  $v_t$  é definido como

$$v_t = -(1 - \rho_1 - \rho_2) \left\{ d_1(\pi_t - E_{t-1}\pi_t) + d_2(x_t - E_{t-1}x_t) + d_3[\pi_t^2 - E_{t-1}(\pi_t)^2] + d_4[x_t^2 - E_{t-1}(x_t)^2] \right\} + \frac{\zeta_t}{\mu}. \quad (13)$$

Da expressão (13), nós podemos observar que o termo entre chaves é uma combinação linear dos erros de previsão e, por isso, o distúrbio  $v_t$  é ortogonal a qualquer variável do modelo disponível no conjunto de informação em  $t-1$ .

Duas importantes características da função de reação (11) podem ser destacadas. A primeira delas é que a hipótese de simetria nos objetivos da autoridade monetária pode ser testada a partir da estimação dos coeficientes  $d_i$ 's. De (11) e (12), vê-se que a imposição da restrição  $\gamma = \alpha = 0$  é correspondente a  $d_3 = d_4 = 0$ . Assim, testar a hipótese nula de preferências simétricas,  $H_0: \gamma = \alpha = 0$ , é equivalente a testar a hipótese nula de

<sup>3</sup> Para o Brasil, a suavização da taxa de juros pelo Banco Central é constatada por Silva e Portugal (2001), Minella et al. (2003), Salgado et al. (2005), Bueno (2005) e Neto e Portugal (2007).

<sup>4</sup> Para uma pesquisa teórica e empírica sobre suavizamento da taxa de juros de política monetária, ver Clarida et al. (1997), Sack (1998), Woodford (1999), Sack e Wieland (2000), Srour (2001) e Castelnuovo (2004).

linearidade,  $H'_0=d_3=d_4=0$ .<sup>5</sup> A significância estatística das restrições impostas por  $H'_0$  pode ser verificada através do teste de Wald. Sob  $H'_0$ , a estatística de teste de Wald tem aproximadamente uma distribuição  $\chi^2$  com  $r$  graus de liberdade, onde  $r$  é o número de restrições impostas. A segunda característica é que a forma reduzida da regra de política monetária permite obter estimativas para os parâmetros de assimetria na função perda, visto que  $\alpha=2d_3/d_1$  e  $\gamma=2d_4/d_2$ .

Além da função de reação (11), nós estimamos cinco especificações alternativas a fim de tornar o modelo empírico mais adequado à condução da política monetária brasileira no atual regime de metas de inflação. Primeiramente, nós consideramos um desvio da suposição original de que meta de inflação é constante. Esta modificação é necessária visto que, no período de 1999-2004, as metas de inflação, estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), mudaram anualmente.<sup>6</sup> Posto isto, a especificação com meta de inflação variando no tempo é dada por:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1(\pi_t - \pi_t^*) + d_2x_t + d_3(\pi_t - \pi_t^*)^2 + d_4x_t^2] + \rho_1i_{t-1} + \rho_2i_{t-2} + v_t \quad (14)$$

Na segunda especificação alternativa, nós consideramos que o Banco Central reaja a desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação. Visto que, no regime de metas inflacionárias brasileiro, a meta para a inflação no ano T e T+1 são conhecidas pelo policymaker no início do ano T, é plausível supor que as ações de política monetária são tomadas com base no desvio da inflação esperada em relação à meta para os anos corrente e subsequente. Diante disso, nós seguimos a sugestão de Minella et al. (2003) e utilizamos a variável  $Dj$ , que é uma média ponderada do desvio da inflação esperada para o ano T e T+1 em relação às respectivas metas de inflação, ou seja:

$$Dj_t = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*). \quad (15)$$

onde  $j$  é um índice do mês,  $E_j\pi_T$  é a expectativa inflacionária no mês  $j$  para o ano T,  $E_j\pi_{T+1}$  é a expectativa inflacionária no mês  $j$  para o ano T +1,  $\pi_T^*$  é meta de inflação para o ano T e  $\pi_{T+1}^*$  é a meta de inflação para o ano T +1. A função de reação não-linear com a variável  $Dj$  é expressa por:

---

<sup>5</sup> O poder do teste que se baseia na função de reação (11) depende da constatação de que  $d_1$  e  $d_2$  são estatisticamente diferentes de zero porque é possível não rejeitar a hipótese nula de linearidade em razão de estes coeficientes serem iguais à zero.

<sup>6</sup> A Tabela A1 em anexo apresenta as metas de inflação para o período de 1999-2008.

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1 Dj_t + d_2 x_t + d_3 Dj_t^2 + d_4 x_t^2] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (16)$$

Finalmente, nós consideramos funções de reação não-lineares em que a taxa de juros reage ao gap do produto no período t-2 e ao desvio da inflação em relação à meta no período t-1. Esta suposição é justificada pelo fato de que os dados mensais sobre a inflação e atividade econômica só estão disponíveis a autoridade monetária com uma defasagem de 1 e de 2 períodos, respectivamente. Diante disso, nós estimamos as seguintes especificações:

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1(\pi_{t-1} - \pi^*) + d_2 x_{t-2} + d_3(\pi_{t-1} - \pi^*)^2 + d_4 x_{t-2}^2] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (17)$$

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + d_2 x_{t-2} + d_3(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)^2 + d_4 x_{t-2}^2] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (18)$$

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[d_0 + d_1 Dj_t + d_2 x_{t-2} + d_3 Dj_t^2 + d_4 x_{t-2}^2] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (19)$$

## 4.4 Resultados

### 4.4.1 Descrição dos dados

Para estimar as funções de reação não-lineares do Banco Central descritas na seção anterior, nós usamos dados mensais para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2007. As séries foram obtidas dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Banco Central do Brasil.<sup>7</sup> A variável dependente,  $i_t$ , é a taxa de juros Selic acumulada no mês e anualizada. Esta variável tem sido utilizada como o principal instrumento da política monetária sob o sistema de metas inflacionárias.

A taxa de inflação,  $\pi_t$ , é a inflação acumulada nos últimos dozes meses, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).<sup>8</sup> Para a especificação que inclui o desvio da inflação em relação a uma meta constante, nós utilizamos a média das metas anuais para a inflação.<sup>9</sup> No caso onde as metas de inflação são consideradas tempo-variante, nós interpolamos as metas anuais para obter a série com frequência mensal.

A variável  $Dj_t$  presente nas especificações (16) e (19) é construída a partir das metas de inflação estabelecidas para os anos T e T+1, e da série de expectativas de

<sup>7</sup> Os gráficos das séries utilizadas são apresentados em anexo.

<sup>8</sup> O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é o índice de preços utilizado pelo CMN como referência para o regime de metas de inflação.

<sup>9</sup> Em todos os anos com exceção de 2003, nós usamos as metas centrais para a inflação determinadas pelo CMN. No ano de 2003, a meta utilizada foi àquela ajustada pelo Banco Central (8,5%).

inflação obtida da pesquisa que o Banco Central realiza junto às instituições financeira e empresas de consultoria. Nesta pesquisa, pede-se que as firmas respondam qual é a inflação que elas esperam para os anos  $T$  ( $E_j\pi_T$ ) e  $T+1$  ( $E_j\pi_{T+1}$ ).

O gap do produto ( $x_t$ ) é mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente ( $y_t$ ) e o produto potencial ( $yp_t$ ), isto é,  $x_t = 100(y_t - yp_t)/yp_t$ . Aqui, um importante problema surge porque o produto potencial é uma variável não-observada e, por isso, deve ser estimado. Diante disso, nós obtemos a variável *poxy* para o produto potencial de três formas diferentes: pelo filtro Hodrick-Prescott (HP), por uma tendência linear (LT) e por uma tendência quadrática (QT). As séries de gap do produto construídas a partir das diferentes estimativas do produto potencial são denominadas de  $x_{1t}$  (HP),  $x_{2t}$  (LT) e  $x_{3t}$  (QT). Finalmente, nós adicionamos a variável dummy  $D_{i,t}$  (=1 para 2002:10-2003:02 e 0, caso contrário) em todas as especificações da função de reação no intuito de captar a rápida e forte elevação da taxa Selic decorrente do aumento da inflação e expectativas inflacionárias no final de 2002 e início de 2003.

Antes de proceder com as estimações das funções de reação, nós realizamos testes ADF para verificar a estacionaridade das variáveis do modelo. Nós selecionamos o número ótimo de termos de diferença defasados a serem incluídos em cada regressão,  $k$ , com base no critério de informação Schwarz. A ordem auto-regressiva máxima considerada foi igual a 24. Para os quadrados das três séries de gap do produto, os testes foram realizados incluindo uma constante, enquanto que para a taxa Selic, uma tendência linear também foi adicionada.

A Tabela 1 mostra que os testes ADF rejeitam, a um nível de significância de 10%, as hipóteses nulas de que as variáveis explicativas nas funções de reação não-lineares não são estacionárias.

**Tabela 1**  
**Teste de raiz unitária ADF: 2000:01-2007:10**

Variável	ADF		Regressores Exógenos
	k	t <sub>α</sub>	
$i_t$	1	-3,34 <sup>***</sup>	c,t
$x_{1t}$	0	-3,66 <sup>*</sup>	-
$x_{1t}^2$	0	-5,54 <sup>*</sup>	c
$x_{2t}$	0	-2,37 <sup>**</sup>	-
$x_{2t}^2$	0	-3,75 <sup>*</sup>	c
$x_{3t}$	0	-3,54 <sup>*</sup>	-
$x_{3t}^2$	0	-5,22 <sup>*</sup>	c
$(\pi_t - \pi^*)$	1	-1,97 <sup>**</sup>	-
$(\pi_t - \pi^*)^2$	1	-2,74 <sup>*</sup>	-
$(\pi_t - \pi_t^*)$	1	-2,31 <sup>**</sup>	-
$(\pi_t - \pi_t^*)^2$	1	-2,96 <sup>*</sup>	-
$Dj_t$	0	-1,85 <sup>***</sup>	-
$Dj_t^2$	0	-3,60 <sup>*</sup>	-

Nota: <sup>\*</sup> Significativo a 1%. <sup>\*\*</sup> Significativo a 5%. <sup>\*\*\*</sup> Significativo a 10%.

#### 4.4.2 Funções de reação estimadas

Primeiramente, nós estimamos as funções de reação (11), (14) e (16) usando o Método dos Momentos Generalizados (GMM) com a matriz ótima de ponderação que leva em conta possível heterocedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos (Hansen, 1982). Na prática, nós utilizamos o método proposto por Newey e West (1987) com três defasagens para estimar a matriz de variância e covariância. O conjunto das variáveis instrumentais inclui seis defasagens da taxa Selic, do gap do produto e da taxa de inflação, as defasagens (-1) e (-3) do quadrado do gap do produto, um termo constante e a variável dummy  $D_{i,t}$ . Estes instrumentos implicam em 14 restrições de sobre-identificação. Nós testamos a validade destas restrições através do teste  $J$  de Hansen (1982).

Os resultados das estimações são apresentados na Tabela 2. As especificações (A), (B) e (C) referem-se, respectivamente, às especificações com a meta de inflação fixa, com a meta de inflação variável e com desvio da inflação esperada em relação à meta de inflação. Por outro lado, as especificações HP, LT e QT estão relacionadas à



utilização das três diferentes séries do gap do produto ( $x_{1t}$ ,  $x_{2t}$  e  $x_{3t}$ ) explanadas na seção 4.4.1.

De início, nós podemos observar que as estimativas do parâmetro  $d_3$ , o qual mensura a resposta da taxa Selic ao quadrado do desvio da inflação corrente (ou da inflação esperada) em relação à meta, apresentaram um sinal negativo e foram estatisticamente significativas em todas as funções de reação estimadas. É importante enfatizar que um coeficiente negativo sobre  $\pi_t - \pi_t^*$  indica que a redução da taxa Selic em resposta a uma diminuição da inflação em relação à meta de um dado tamanho é maior do que o aumento desta taxa de juros causado por uma elevação no desvio da inflação de mesma magnitude. Este comportamento está em conformidade com um Banco Central que apresenta uma preferência assimétrica em favor de uma inflação acima da meta.

Em razão da estrutura não-linear, as respostas do instrumento de política monetária a desvios da inflação corrente e da inflação esperada em relação à meta inflacionária são dadas por:

$$\frac{\partial i}{\partial(\pi - \pi^*)} = d_1 + 2d_3 E(\pi - \pi^*) \quad (20)$$

$$\frac{\partial i}{\partial Dj} = d_1 + 2d_3 E(Dj) \quad (21)$$

onde  $E(\cdot)$  indica a média amostral. Usando estas expressões e os valores dos coeficientes apresentados na Tabela 2, nós estimamos que a resposta da taxa Selic a desvio da inflação em relação à meta foi, em média, igual a 1,52 nas especificações A e B, e 3,86 na especificação C. Isto indica que as regras de taxa de juros não-lineares satisfazem o princípio de Taylor (1993). Além disso, a reação mais forte da política monetária à inflação esperada está em linha com os resultados obtidos por Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006) e deixa evidente a natureza forward-looking das decisões do Banco Central.

Em geral, a reação da taxa de juros ao nível do gap do produto, medida pelo parâmetro  $d_2$ , foi não significativa. O coeficiente sobre o quadrado do gap do produto,  $d_4$ , não se mostrou estatisticamente diferente de zero em nenhum dos modelos estimados. Isto indica que não há evidência empírica a favor de uma resposta não-linear do instrumento de política monetária ao gap do produto.

**Tabela 2**  
**Estimativas das funções de reação não-lineares (11), (14) e (16): 2000:1-2007:10**

Parâmetros	Especificações								
	(A)			(B)			(C)		
	HP	LT	QT	HP	LT	QT	HP	LT	QT
$d_0$	15,25* (0,47)	15,45* (0,42)	15,01* (0,55)	14,67* (0,59)	15,28* (0,44)	14,49* (0,58)	14,03* (0,27)	13,85* (0,45)	13,95* (0,28)
$d_1$	1,980* (0,36)	1,763* (0,35)	1,985* (0,38)	2,301* (0,53)	1,841* (0,42)	2,366* (0,55)	4,244* (0,29)	4,509* (0,49)	4,300* (0,32)
$d_2$	-0,094 <sup>n,s</sup> (0,29)	-0,401** (0,17)	0,108 <sup>n,s</sup> (0,35)	-0,036 <sup>n,s</sup> (0,42)	-0,293 <sup>n,s</sup> (0,21)	-0,041 <sup>n,s</sup> (0,40)	-0,214 <sup>n,s</sup> (0,16)	0,017 <sup>n,s</sup> (0,13)	-0,186 <sup>n,s</sup> (0,15)
$d_3$	-0,240* (0,06)	-0,251* (0,06)	-0,252* (0,06)	-0,271* (0,08)	-0,188* (0,05)	-0,270* (0,08)	-0,551* (0,05)	-0,588* (0,08)	-0,555* (0,05)
$d_4$	0,109 <sup>n,s</sup> (0,09)	0,069 <sup>n,s</sup> (0,05)	0,180 <sup>n,s</sup> (0,11)	0,125 <sup>n,s</sup> (0,10)	-0,048 <sup>n,s</sup> (0,08)	0,128 <sup>n,s</sup> (0,09)	-0,000 <sup>n,s</sup> (0,04)	0,033 <sup>n,s</sup> (0,03)	0,012 <sup>n,s</sup> (0,04)
$\rho_1$	1,483* (0,04)	1,348* (0,06)	1,503* (0,04)	1,578* (0,07)	1,654* (0,06)	1,588* (0,06)	1,286* (0,08)	1,241* (0,08)	1,265* (0,09)
$\rho_2$	-0,573* (0,04)	-0,460* (0,05)	-0,579* (0,04)	-0,689* (0,05)	-0,774* (0,05)	-0,694* (0,05)	-0,453* (0,06)	-0,429* (0,06)	-0,438* (0,06)
<i>dummy</i>	24,90* (7,03)	8,544** (6,24)	26,40* (7,54)	21,80* (6,66)	17,31* (5,93)	20,54* (5,85)	8,117* (2,31)	6,690* (1,90)	7,665* (2,29)
$R^2 - \text{ajustado}$	0,978	0,968	0,982	0,968	0,977	0,973	0,990	0,988	0,990
$W(2) - \text{prob}$	0,000	0,001	0,000	0,002	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000
$J(14) - \text{prob}$	0,844	0,873	0,814	0,736	0,648	0,742	0,809	0,850	0,836

Nota: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n,s</sup> Não significativo.

As duas últimas linhas da Tabela 2 mostram os p-values (prob) para a hipótese conjunta de preferências simétricas e para a hipótese da validade das restrições de sobre-identificação. Para todas as especificações estimadas, a hipótese de uma função de reação linear é fortemente rejeitada. Esta evidencia é claramente resultante da reação não-linear da autoridade monetária em relação a desvios da inflação em relação à meta. Os resultados do teste  $J$  indicam que as restrições de sobre-identificação não podem ser rejeitadas para um nível de significância de 10%.

A Tabela 3 reporta as estimativas dos parâmetros de assimetria de preferência da autoridade monetária. Os coeficientes foram descobertos a partir das expressões  $\alpha=2d_3/d_1$  e  $\gamma=2d_4/d_2$ . Os erros-padrões foram calculados usando o método delta. Em linha com os resultados da Tabela 2, nós podemos observar que os coeficientes medindo a assimetria nas preferências sobre o gap do produto,  $\gamma$ , não foram estatisticamente diferentes de zero. Em contraposição, os valores do parâmetro de assimetria da preferência sobre a inflação,  $\alpha$ , apresentaram um sinal negativo e foram estatisticamente significativos em todas as especificações estimadas. Isto indica que desvios negativos da inflação em relação à meta de um dado tamanho geram uma maior perda para autoridade monetária brasileira do que os desvios positivos de mesma magnitude.

**Tabela 3**  
**Estimativas para as preferências assimétricas**

Parâmetros	Especificações		
	HP	LT	QT
<b>(A)</b>			
$\alpha$	-0,243* (0,02)	-0,284* (0,04)	-0,254* (0,03)
$\gamma$	-2,307 <sup>n.s</sup> (7,83)	-0,346 <sup>n.s</sup> (0,25)	3,328 <sup>n.s</sup> (10,3)
<b>(B)</b>			
$\alpha$	-0,235* (0,03)	-0,204* (0,03)	-0,228* (0,02)
$\gamma$	-7,036 <sup>n.s</sup> (84,9)	0,327 <sup>n.s</sup> (0,68)	-6,162 <sup>n.s</sup> (59,9)
<b>(C)</b>			
$\alpha$	-0,260* (0,03)	-0,261* (0,02)	-0,258* (0,03)
$\gamma$	0,002 <sup>n.s</sup> (0,40)	3,958 <sup>n.s</sup> (30,5)	-0,132 <sup>n.s</sup> (0,44)

Nota: \* Significativo a 1%. <sup>n.s</sup> Não significativo.

Na Tabela 4, nós apresentamos as estimativas das funções de reação (17)-(19), em que o instrumento de política monetária depende do desvio da inflação em relação à meta no período  $t-1$  e do gap do produto no período  $t-2$ . Inicialmente, nós estimamos as regras de política monetária por mínimos quadrados ordinários. Como o teste ARCH indicou fortes problemas de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, nós estimamos as funções de reação supondo que a variância condicional dos termos de erros segue um processo  $ARMA(p,q)$ , onde  $p$  é a ordem da parte auto-regressiva e  $q$  é a ordem da parte de médias móveis. A última linha da Tabela 4 mostra as ordens  $p$  e  $q$  dos modelos GARCH estimados por máxima verossimilhança.<sup>10</sup>

Em geral, os resultados encontrados são semelhantes àqueles apresentados nas Tabelas 2 e 3. A principal diferença diz respeito à resposta positiva e estatisticamente significativa da taxa Selic ao gap do produto, mensurada pelo coeficiente  $d_2$ . Isto sugere que a medida de atividade econômica entrando na função de reação é o gap do período conhecido pelo Banco Central no momento em que as decisões de política monetária são tomadas. Em relação à função perda da autoridade monetária brasileira, a Tabela 4 mostra que o parâmetro de assimetria nas preferências sobre o gap do produto,  $\gamma$ , não é estatisticamente diferente de zero, enquanto que o coeficiente medindo a assimetria nas preferências sobre os desvios da inflação em relação à meta,  $\alpha$ , é negativo e significativo em oito das nove especificações consideradas.

Em suma, o conjunto dos resultados empíricos exposto acima fornece evidências de que o Banco Central brasileiro tem sido mais avesso a uma inflação abaixo da meta do que acima da meta. Tal comportamento é oposto ao esperado por uma autoridade monetária que está mais preocupada em engendrar credibilidade à sua política desinflacionaria. Uma provável explicação para isto é que a concavidade da função de reação em relação aos desvios da taxa de inflação em relação à meta esteja refletindo as decisões de política monetária tomadas em períodos de choques de oferta (tal como a crise energética de 2001) e de dominância fiscal (último trimestre de 2002).<sup>11</sup> Em qualquer uma destas ocasiões, é possível que o Banco Central tenha adotado uma postura mais gradualista de combate à inflação do que a esperada por um policymaker com preferência assimétrica em favor de uma inflação abaixo da meta. Ademais, a expe-

---

<sup>10</sup> A escolha de  $p$  e  $q$  foi baseada nos critérios de informação Akaike e Schwarz.

<sup>11</sup> Blanchard (2004) apresenta evidências empíricas de dominância fiscal no Brasil em 2002.

**Tabela 4**  
**Estimativas das funções de reação não-lineares (17)-(19): 2000:1-2007:10**

Parâmetros	Especificações								
	(A)			(B)			(C)		
	HP	LT	QT	HP	LT	QT	HP	LT	QT
$d_0$	15,17* (0,26)	15,37* (0,23)	14,89* (0,36)	15,24* (0,60)	14,79* (0,91)	14,95* (0,62)	14,47* (0,52)	13,85* (0,76)	14,34* (0,50)
$d_1$	1,397* (0,15)	1,493* (0,16)	1,313* (0,18)	0,932* (0,33)	1,571* (0,44)	0,934* (0,32)	4,286* (0,84)	6,170* (1,23)	4,042* (0,74)
$d_2$	0,441** (0,18)	0,353** (0,18)	0,431** (0,19)	1,081* (0,34)	0,758*** (0,41)	0,975* (0,29)	1,070* (0,41)	1,049** (0,45)	0,938* (0,30)
$d_3$	-0,096* (0,03)	-0,098* (0,03)	-0,099* (0,04)	-0,077 <sup>n,s</sup> (0,05)	-0,142** (0,07)	-0,064 <sup>n,s</sup> (0,05)	-0,721* (0,20)	-0,933* (0,24)	-0,657* (0,17)
$d_4$	0,075 <sup>n,s</sup> (0,05)	0,030 <sup>n,s</sup> (0,04)	0,110** (0,05)	0,104 <sup>n,s</sup> (0,09)	0,011 <sup>n,s</sup> (0,10)	0,080 <sup>n,s</sup> (0,07)	-0,041 <sup>n,s</sup> (0,11)	-0,092 <sup>n,s</sup> (0,08)	-0,006 <sup>n,s</sup> (0,08)
$\rho_1$	1,603* (0,03)	1,657* (0,04)	1,658* (0,04)	1,733* (0,05)	1,750* (0,06)	1,708* (0,05)	1,593* (0,07)	1,560* (0,07)	1,585* (0,07)
$\rho_2$	-0,666* (0,03)	-0,728* (0,04)	-0,714* (0,04)	-0,779* (0,05)	-0,788* (0,06)	-0,759* (0,05)	-0,641* (0,06)	-0,603* (0,07)	-0,637* (0,06)
<i>dummy</i>	18,87* (3,92)	16,15* (3,73)	20,66* (4,54)	22,14* (4,54)	28,63** (12,81)	20,88* (8,05)	25,29* (6,41)	27,51* (7,49)	24,22* (5,63)
$\alpha$	-0,138* (0,04)	-0,131* (0,03)	-0,151* (0,05)	-0,166*** (0,09)	-0,180* (0,07)	-0,136 <sup>n,s</sup> (0,08)	-0,336* (0,07)	-0,302* (0,06)	-0,325* (0,06)
$\gamma$	0,338 <sup>n,s</sup> (0,26)	0,172 <sup>n,s</sup> (0,27)	0,510 <sup>n,s</sup> (0,36)	0,192 <sup>n,s</sup> (0,17)	0,028 <sup>n,s</sup> (0,25)	0,164 <sup>n,s</sup> (0,16)	-0,077 <sup>n,s</sup> (0,20)	-0,176 <sup>n,s</sup> (0,15)	-0,013 <sup>n,s</sup> (0,18)
$R^2 - \text{ajustado}$	0,991	0,991	0,991	0,991	0,991	0,991	0,993	0,993	0,993
$W(2) - \text{prob}$	0,001	0,001	0,002	0,084	0,113	0,134	0,008	0,001	0,002
$LB(4) - \text{prob}$	0,501	0,636	0,282	0,321	0,396	0,345	0,133	0,171	0,115
$ARCH(4) - \text{prob}$	0,680	0,779	0,811	0,770	0,703	0,850	0,643	0,399	0,590
$JB - \text{prob}$	0,913	0,875	0,948	0,577	0,474	0,568	0,958	0,633	0,949
$GARCH(p,q)$	2,1	2,1	2,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1

Notas: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n,s</sup> Não significativo. LB(4) refere-se a estatística Ljung-Box para autocorrelação serial até a quarta ordem. ARCH(4) refere-se a estatística LM-ARCH para heterocedasticidade condicional auto-regressiva até a quarta ordem. JB refere-se à estatística Jarque-Bera.

períencia brasileira com a inflação abaixo da meta central é recente e relativamente curta. Por exemplo, quando se toma a série de desvio da inflação em relação a uma meta variável, constata-se que apenas 30 das 94 observações apresentaram valores menores que zero. Já para as séries de desvios da inflação em relação a uma meta fixa,  $\pi_t - \pi^*$ , e de desvio da inflação esperada em relação à meta,  $Dj_t$ , o número de observações com valores negativos cai para 19.

Diante disso, nós decidimos estimar as funções de reação não-lineares para o período de janeiro de 2004 a outubro de 2007. As vantagens de utilizar este período estão relacionadas à maior estabilidade da atividade econômica, menor predominância de choques afetando as expectativas inflacionárias e um maior equilíbrio entre o número de observações na qual a inflação esteve acima e abaixo da meta.

**Tabela 5**  
**Estimativas das funções de reação não-lineares (17) e (19): 2004:1-2007:10**

Parâmetros	Especificações					
	(A)			(C)		
	HP	LT	QT	HP	LT	QT
$d_0$	13,47* (1,34)	14,80* (0,96)	13,40* (1,13)	10,08*** (5,11)	9,950 <sup>n,s</sup> (6,44)	10,86* (3,79)
$d_1$	1,534* (0,39)	1,868* (0,32)	1,403* (0,39)	5,108** (2,28)	8,277* (2,90)	4,568* (2,03)
$d_2$	0,945 <sup>n,s</sup> (0,78)	0,374 <sup>n,s</sup> (0,33)	0,753 <sup>n,s</sup> (0,64)	1,603 <sup>n,s</sup> (1,41)	1,336 <sup>n,s</sup> (1,05)	1,097 <sup>n,s</sup> (0,89)
$d_3$	0,250 <sup>n,s</sup> (0,26)	0,081 <sup>n,s</sup> (0,19)	0,211 <sup>n,s</sup> (0,22)	2,463 <sup>n,s</sup> (5,38)	1,851 <sup>n,s</sup> (5,56)	1,632 <sup>n,s</sup> (3,99)
$d_4$	0,149 <sup>n,s</sup> (0,25)	-0,101 <sup>n,s</sup> (0,14)	0,154 <sup>n,s</sup> (0,18)	0,282 <sup>n,s</sup> (0,44)	0,077 <sup>n,s</sup> (0,30)	0,264 <sup>n,s</sup> (0,30)
$\rho_1$	1,600* (0,06)	1,607* (0,06)	1,574* (0,06)	1,461* (0,08)	1,434* (0,09)	1,440* (0,08)
$\rho_2$	-0,641* (0,06)	-0,663* (0,06)	-0,621* (0,06)	-0,486* (0,08)	-0,459* (0,09)	-0,471* (0,08)
$\alpha$	0,326 <sup>n,s</sup> (0,38)	0,087 <sup>n,s</sup> (0,20)	0,301 <sup>n,s</sup> (0,36)	0,964 <sup>n,s</sup> (2,34)	0,447 <sup>n,s</sup> (1,32)	0,715 <sup>n,s</sup> (1,93)
$\gamma$	0,316 <sup>n,s</sup> (0,65)	-0,538 <sup>n,s</sup> (0,83)	0,410 <sup>n,s</sup> (0,70)	0,352 <sup>n,s</sup> (0,62)	0,115 <sup>n,s</sup> (0,42)	0,482 <sup>n,s</sup> (0,72)
$R^2 - ajustado$	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997
$W(2) - prob$	0,519	0,579	0,396	0,788	0,948	0,683
$LB(4) - prob$	0,246	0,297	0,233	0,255	0,143	0,280
$ARCH(4) - prob$	0,627	0,235	0,674	0,524	0,348	0,512
$JB - prob$	0,095	0,240	0,091	0,084	0,104	0,123

Notas: \* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%. <sup>n,s</sup> Não significativo. LB(4) refere-se a estatística Ljung-Box para autocorrelação serial até a quarta ordem. ARCH(4) refere-se a estatística LM-ARCH para heterocedasticidade condicional auto-regressiva até a quarta ordem. JB refere-se à estatística Jarque-Bera.

A Tabela 5 apresenta as estimativas para os parâmetros das funções de reação (17) e (19), e para os coeficientes de assimetrias nas preferências do Banco Central.<sup>12, 13</sup> Em geral, nós observamos que apenas a meta estimada para a taxa Selic,  $d_0$ , o coeficiente de resposta ao desvio da inflação em relação à meta,  $d_1$ , e os coeficientes auto-regressivos,  $\rho_1$  e  $\rho_2$ , foram estatisticamente significativos. Adicionalmente, nós não encontramos evidências de que a autoridade monetária brasileira tenha preferência assimétrica por um produto acima ou abaixo da meta. Por fim, nós verificamos agora que o coeficiente medindo a assimetria na preferência sobre a estabilização da inflação,  $\alpha$ , apresentou um sinal positivo, mas não significativo. Esta constatação sugere que a assimetria nas preferências do Banco Central em favor de uma inflação acima da meta pode estar relacionada às ações de política monetária tomadas em períodos em que crises domésticas afetaram fortemente a inflação e as expectativas inflacionárias.

## 4.5 Conclusão

Neste trabalho, nós pesquisamos possíveis assimetrias nos objetivos do Banco Central através da estimação de funções de reação não-lineares para a taxa de juros. Para isto, nós derivamos uma regra de política monetária ótima levando em consideração uma função perda assimétrica em relação a desvios positivos e negativos do gap do produto e da taxa de inflação em relação à meta inflacionária. Uma vez que a presença de assimetrias é o que gera respostas não-lineares da taxa de juros aos desvios da inflação esperada em relação à meta e ao gap do produto, nós averiguamos se as preferências são simétricas testando a hipótese nula de linearidade da função de reação. Adicionalmente, nós descobrimos os coeficientes de assimetria das preferências de policymaker a partir das estimativas da função de reação na forma reduzida e testamos se eles são significativamente diferentes de zero.

Os resultados empíricos mostraram que as decisões de política monetária do Banco Central no período de 2000-2007 podem ser caracterizadas por uma função de

---

<sup>12</sup> Inicialmente, nós tentamos estimar as especificações (11), (14) e (16) por GMM para a amostra reduzida. Todavia, nós verificamos com frequência problemas de convergência ou estimativas para os parâmetros contrários ao predito teoricamente. As prováveis razões para isto podem ser o pequeno tamanho da amostra, a má especificação do modelo não-linear ou à presença de instrumentos fracos. Diante destes problemas, nós optamos por apresentar apenas as estimativas das funções de reação que incluem o desvio da inflação em relação à meta em t-1 e o gap do produto em t-2.

<sup>13</sup> Nós omitimos os resultados para a especificação B porque as estimativas realizadas revelaram elevada imprecisão nas estimativas dos coeficientes  $d_1$  ao  $d_4$ .

reação não-linear em relação à inflação, mas linear em relação ao gap do produto. Em específico, nós encontramos evidências de que a autoridade monetária brasileira tem sido mais avessa a desvios negativos do que a desvios positivos da inflação em relação à meta. Uma vez que este comportamento pode ser decorrente das decisões de política em momentos de fortes crises (tais como 2001 e 2002), nós estimamos os coeficientes de assimetria nas preferências para o período 2004-2007. Os resultados obtidos para esta amostra reduzida não suportaram a existência de qualquer tipo de assimetria nas preferências sobre a estabilização da inflação e do gap do produto.

## Referências

- BEC, F. et al. Asymmetries in monetary policy reaction function: evidence for the U.S., French and German Central Banks. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 6, n. 2, 2002.
- BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2004. (Working Paper, 10389).
- BLINDER, A. **Central Banking in Theory and Practice**. Massachusetts; The MIT Press, 1998.
- BUENO, R. de L. da S. The Taylor Rule under Inquiry: Hidden states. XXVII Encontro Brasileiro de Econometria. **Anais**. Natal, 2005.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, 1983.
- CLARIDA, R. et al. **Monetary policy rules in practice: some international evidence**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1997. (Working Paper, 6254).
- \_\_\_\_\_. **The science of monetary policy: a new Keynesian perspective**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7147).
- \_\_\_\_\_. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, 2000.
- CUKIERMAN, A. **The inflation bias result revisited**. Tel-Aviv University, 2000. Mimeo.
- CUKIERMAN, A.; GERLACH, S. The inflation bias revisited: theory and some international evidence. **The Manchester School**, v. 71, n. 5, 2003.



- CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. **Do Central Banks have precautionary demands for expansions and for price stability? Theory and evidence.** Tel-Aviv University, 2003. Mimeo.
- DOLADO, J. J et al. **Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US.** Université de Montreal: Département de sciences économiques, 2003. (Cahier, 24-2003).
- DOLADO, J. J. et al. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. **European Economic Review**, v. 49, n. 2, 2005.
- GERLACH, S. **Asymmetric policy reactions and inflation.** Bank for International Settlements. 2000. Mimeo.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. ° 4, 1982.
- HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. XXXIII Encontro Nacional de Economia. **Anais**. Natal, 2005.
- LUUKKONEN, R. P. et al. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. **Biometrika**, v. 75, n. 3, 1988.
- MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).
- NETO, P. C. F. de B.; PORTUGAL, M. S. **Determinants of Monetary Policy Committee Decisions: Fraga vs. Meirelles.** Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2007. (Texto para Discussão, 11).
- NEWAY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, n° 3, 1987.
- NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. **Optimal monetary policy in a model of asymmetric Central Bank preferences.** London School of Economics, 1998. Mimeo.
- \_\_\_\_\_. Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve. **Economics Letters**, v. 67, n. 2, 2000.
- ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. Inflation zone targeting. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, 1999.
- RUDEBUSCH, G.D. Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 6, 2002.

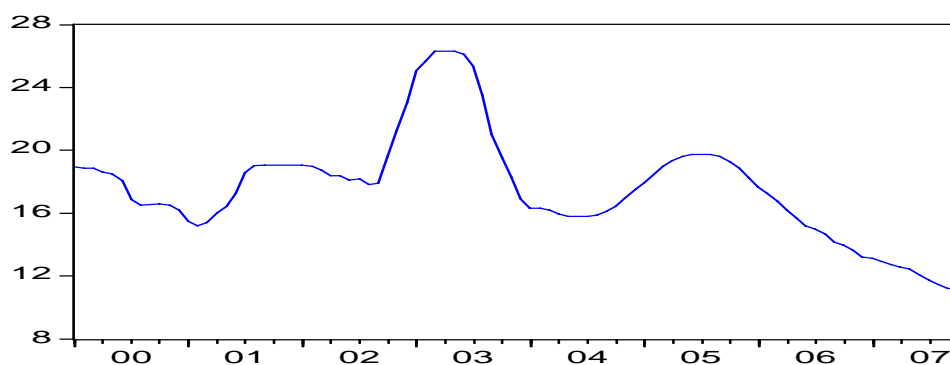
- SACK, B. **Does the Fed act gradually? A VAR analysis.** Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998. (Finance and Economics Discussion Series, 17).
- SACK, B.; WIELAND, V. Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. **Journal of Economics and Business**, v. 52, n. 1-2, 2000.
- SALGADO, M. J. S. et al. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the central bank's reaction function, **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, 2005.
- SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. **Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation.** Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2001 (Texto para Discussão, 10).
- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. de H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. XXXIV Encontro Nacional de Economia. **Anais**. Salvador, 2006.
- SROUR, G. **Why do Central Banks smooth interest rates?** Ottawa: Bank of Canada, 2001. (Working Paper, 17).
- SURICO, P. The Fed's monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, nº 1, 2007.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, 1993.
- van DIJK, D. et al. Smooth transition autoregressive models: a survey of recent development. **Econometric Reviews**, v. 21, n. 1, 2002.
- VARIAN, H. A Bayesian approach to real estate assessment. In: FEINBERG, S.E.;
- WOODFORD, M. **Optimal monetary policy inertia.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7261).

## Anexo A – Metas de inflação

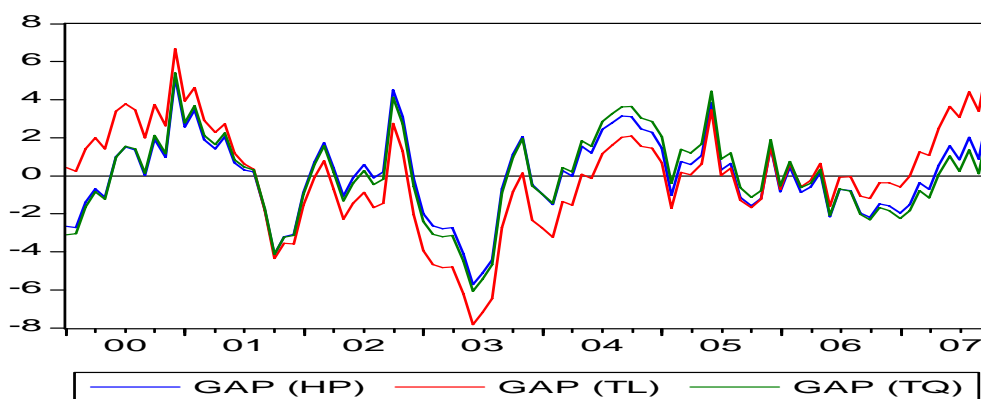
**Tabela A1**  
**Meta de inflação: 1999-2008**

Ano	Meta oficial	Intervalo de tolerância	Meta Ajusta
1999	8,0%	±2,0%	-
2000	6,0%	±2,0%	-
2001	4,0%	±2,0%	-
2002	3,5%	±2,0%	-
2003	4,0%	±2,5%	8,5%
2004	5,5%	±2,5%	5,5%
2005	4,5%	±2,5%	5,1%
2006	4,5%	±2,0%	-
2007	4,5%	±2,0%	-
2008	4,5%	±2,0%	-

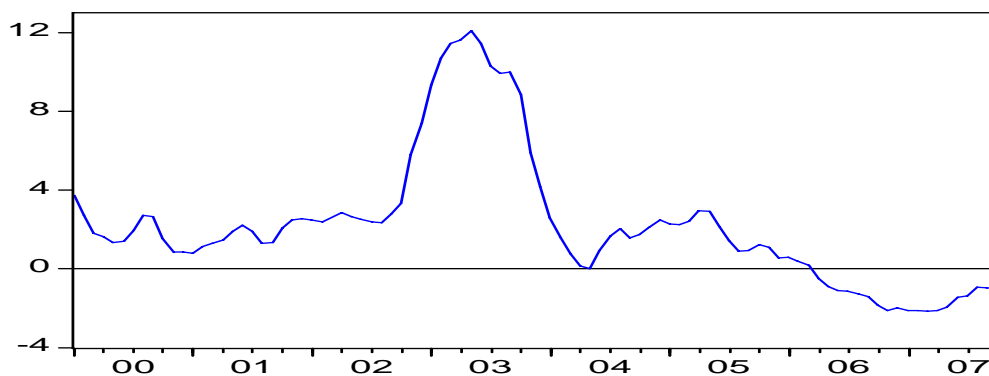
## Anexo B – Trajetórias das variáveis utilizadas



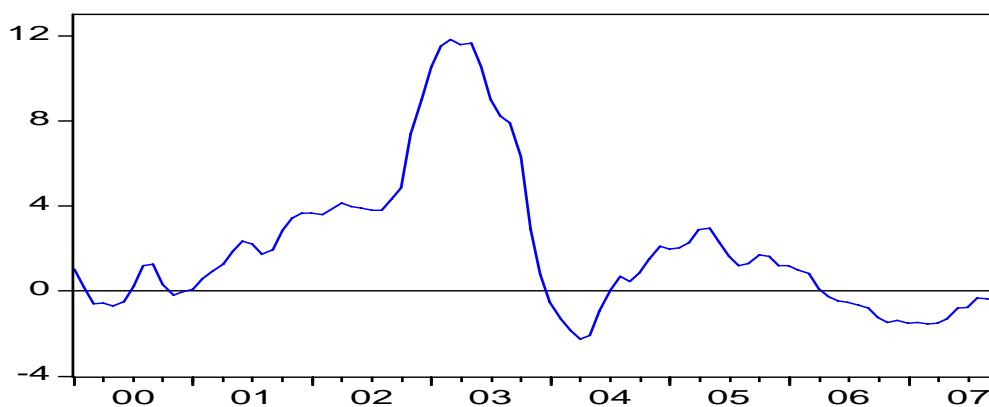
**Figura A1 – Taxa de juros Selic**



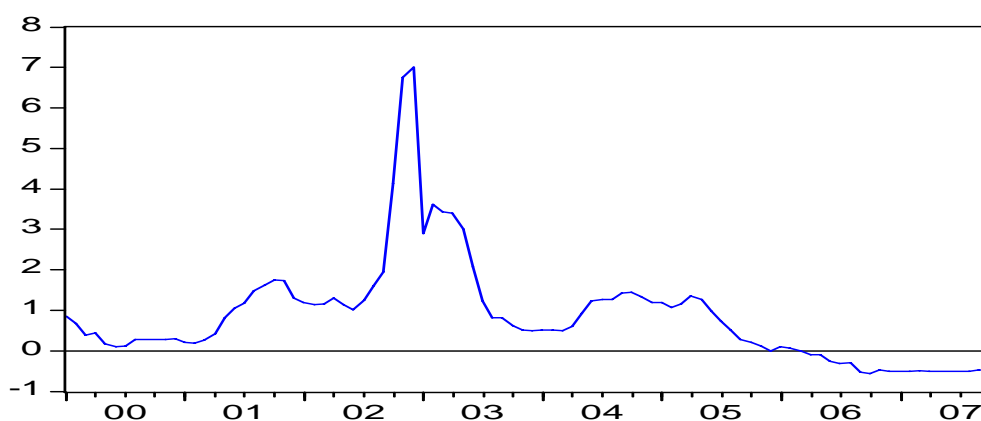
**Figura A2 – Gap do produto**



**Figura A3 – Desvio da inflação em relação à meta (constante)**



**Figura A4 – Desvio da inflação em relação à meta tempo-variante**



**Figura A5 – Desvio inflação esperada em relação à meta**