



**Júlia Cordova Klein**

**Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária  
Brasileira: uma Análise Empírica**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia da PUC-Rio como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientadores: Prof. Afonso Sant'Anna Bevilaqua  
Prof. Marcelo Cunha Medeiros

Rio de Janeiro  
Março de 2007

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



**Júlia Cordova Klein**

## **Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Afonso Sant'Anna Bevilaqua**

Orientador  
Departamento de Economia PUC-Rio

**Marcelo Cunha Medeiros**

Orientador  
Departamento de Economia PUC-Rio

**Alexandre Schwartzman**

Economista-Chefe para a América Latina ABN-AMRO

**Márcio Gomes Pinto Garcia**

Departamento de Economia PUC-Rio

**João Pontes Nogueira**

Coordenador Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 23 de março de 2007.

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem a autorização do autor, do orientador e da universidade.

### **Júlia Cordova Klein**

Graduou-se em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS.

#### Ficha Catalográfica

Klein, Júlia Cordova

Preços de ativos e determinação da política monetária brasileira: uma análise empírica / Júlia Cordova Klein ; orientadores: Afonso Sant'Anna Bevilaqua, Marcelo Cunha Medeiros. – 2007.

70 f. ; 30 cm

Dissertação (Mestrado em Economia)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Preços de ativos. 3. Determinação da política monetária. 4. Modelo auto-regressivo com limiar (TAR). I. Bevilaqua, Afonso Sant'Anna. II. Medeiros, Marcelo Cunha. III. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. IV. Título.

CDD: 330

## Agradecimentos

Aos meus orientadores Afonso Bevilaqua e Marcelo Medeiros pela disposição, paciência e pelas sugestões fundamentais para a elaboração deste trabalho.

Ao professor Ilan Goldfajn pela orientação inicial e por despertar em mim o interesse por estudos associados a Política Monetária e Economia Internacional.

Aos funcionários e demais professores do Departamento de Economia da PUC-Rio pelo apoio, convívio e aprendizado durante este período do mestrado.

Aos meus amigos e colegas do mestrado, em especial a Aline Lex, Edson Severnini, Joana Naritomi e Nelson Camanho, pelas inúmeras discussões construtivas, estudos em grupo, risadas e apoio durante estes dois anos de convivência.

À Capes pelo auxílio financeiro durante o mestrado.

À Banca Examinadora pelas sugestões e críticas construtivas.

Aos meus pais, Lauri e Maria Helena, e à minha irmã e melhor amiga, Flávia, pelo amor e apoio incondicional imprescindíveis para a conclusão desta etapa.

Ao amigo Nelson Gordonos pela força e grande apoio oferecidos desde o dia em que soube do meu mestrado no Rio de Janeiro; pelo incentivo para que eu continuasse sempre aprendendo e adquirindo conhecimento e pela confiança depositada em mim.

Aos meus colegas e amigos do Banco Central do Brasil, em especial a Lílian Arquete e Mauro Miranda, pelo ambiente de trabalho prazeroso e pelo apoio nestes últimos meses.

Ao chefe da Coace/Depec/Bacen José Henrique Dias de Carvalho pela compreensão e colaboração durante os meses em que estive envolvida com a elaboração deste trabalho.

## Resumo

Klein, Júlia Cordova; Bevilaqua, Afonso Sant'Anna; Medeiros, Marcelo Cunha (Orientadores). **Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica**. Rio de Janeiro, 2007. 70p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Durante as últimas duas décadas, as economias do mundo têm sido caracterizadas por maior estabilidade na inflação e no produto. No entanto, aumentos na instabilidade financeira vêm preocupando os bancos centrais. Sendo assim, este trabalho tem como objetivo analisar empiricamente possíveis relações entre a política monetária brasileira e variações em preços de ativos, mais especificamente taxa de câmbio nominal e índice Bovespa. Os resultados encontrados para o período amostral de janeiro/2000 a janeiro/2006 sugerem que o modelo não-linear (TAR – *threshold autoregressive*) ajusta-se melhor aos dados brasileiros em comparação com o modelo linear e trazem indícios de que variações na taxa de câmbio nominal estão associadas a movimentos na taxa Selic em períodos mais conturbados da economia brasileira, os quais geram maior volatilidade no mercado financeiro.

## Palavras-chave

Preços de ativos; determinação da política monetária; modelo auto-regressivo com limiar (TAR)

## Abstract

Klein, Júlia Cordova; Bevilaqua, Afonso Sant'Anna; Medeiros, Marcelo Cunha (Advisors). **Asset Prices and the Brazilian Monetary Policy Implementation: an Empirical Analysis**. Rio de Janeiro, 2007. 70p. MSc. Dissertation – Department of Economics, Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro.

During the past two decades, world's economies have been characterized by stability on inflation and product levels. However, increases in financial instability are becoming a reason for concern to central banks. In this sense, the aim of this study is to analyze empirically possible relations between the Brazilian monetary policy and changes on asset prices, specifically the nominal exchange rate and the Bovespa index. The results for the sample between January, 2000 and January, 2006 suggest that the non-linear model, based on a Threshold Autoregressive model, fits better into Brazilian data than the linear model and find evidence that changes on nominal exchange rates and movements on Selic rate are associated during difficult times of the Brazilian economy, which are related to higher financial volatility.

## Keywords

Asset prices; monetary policy implementation; threshold autoregressive model (TAR)

## Sumário

1. Introdução	8
2. A Determinação da Política Monetária	10
2.1. A Função Objetivo e a Função de Reação dos Bancos Centrais	10
2.2. Os Preços de Ativos e a Determinação da Política Monetária	12
2.2.3. O Caso Brasileiro	17
3. A Função de Reação do Banco Central do Brasil	19
3.1. A Especificação da Função de Reação	19
3.2. As Variáveis Utilizadas	21
4. O Modelo Linear	24
4.1. A Estimação do Modelo Linear	24
4.2. A Escolha do Uso do Método de Mínimos Quadrados Ordinários	25
4.2.1. Testando a Endogeneidade: O Teste de Hausman	25
4.2.2. As Variáveis Instrumentais Escolhidas	26
4.3. Os Resultados	28
4.4. Alternativas para as Variáveis Explicativas	31
5. O Modelo Não-Linear	33
5.1. O Processo TAR	34
5.2. O Teste de Linearidade	35
5.2.1. Possíveis Variáveis de Limiar	36
5.2.2. A Escolha do Valor de Limiar	37
5.3. A Estimação do Modelo com Dois Regimes	39
6. Considerações Finais	44
6.1. Comparação dos Modelos	44
7. Referências Bibliográficas	47
8. Apêndice	
8.1. Estimação da Função de Reação Linear com Restrição	52
8.2. Resultados de Testes de Raiz Unitária	54
8.3. Hiato do Produto em Logaritmo Natural (1)	55
8.4. Estimções com <i>Proxies</i> para as Variáveis Explicativas	56
8.5. O Teste de Linearidade	63
8.6. Resultados dos Testes de Linearidade	68
8.7. Hiato do Produto em Logaritmo Natural (2)	70

# 1

## Introdução

Durante as últimas duas décadas, o maior comprometimento dos bancos centrais tem sido o de diminuir os níveis de inflação<sup>1</sup>, o que vem gerando resultados satisfatórios para as economias do mundo e mostrando que hiperinflações não fazem mais parte das grandes preocupações da economia. Além disso, as economias também têm sido caracterizadas por maior estabilidade no produto. No entanto, aumentos na instabilidade financeira vêm preocupando os bancos centrais, tanto que países como Austrália e Nova Zelândia aumentaram suas taxas de juros mais do que seria justificado pela inflação nos últimos anos (White, 2006).

A volatilidade nos preços de ativos, como os preços de ações e de imobiliários e as taxas de câmbio, podem afetar o desempenho macroeconômico na medida em que geram variações excessivas da inflação e do produto. Um argumento que explica esta relação é que aumentos em preços de ativos devido a bolhas<sup>2</sup> podem gerar crescimento excessivo em investimento e consumo na medida em que geram um aumento de renda ilusório, os quais diminuiriam novamente assim que houvesse a reversão da bolha.

A pergunta que recentemente tem surgido é se a política monetária deve ou não reagir a variações nos preços de ativos. Ao reagir, tal política pode controlar a tendência ascendente dos preços dos ativos e evitar conseqüências negativas para a economia, mas pode impedir um crescimento benéfico da atividade econômica e gerar dúvidas quanto à competência do banco central caso essa tendência registrada seja conseqüência de mudanças nos fundamentos da economia e não da presença de bolhas.

Desde 1999, o Brasil pertence ao grupo de países que adotam metas para inflação, confirmando a busca do Banco Central do Brasil por taxas de inflação estáveis e reduzidas. Na medida em que volatilidades no mercado financeiro podem afetar produto e, conseqüentemente, preços, essa questão também se aplica à economia brasileira. Sendo assim, este trabalho tem como objetivo analisar possíveis relações entre a política

---

<sup>1</sup> Nova Zelândia, Austrália, Chile e Reino Unido são exemplos de países que adotam o sistema de metas de inflação desde a década de 1990.

<sup>2</sup> Bolhas estão relacionadas a comportamento especulativo; nestes contextos, os preços podem oscilar de maneira caótica e tornar impossível a previsão a partir da demanda e oferta, fundamentos da economia.

monetária brasileira determinada pelo Banco Central e os preços de ativos taxa de câmbio nominal e índice Bovespa.

Estimações da função de reação do Banco Central do Brasil serão estudadas com o intuito de encontrar respostas relacionadas ao comportamento do instrumento de política monetária brasileira, a taxa de juros Selic. Em um primeiro momento, uma função de reação linear será estimada para todo o período amostral: janeiro/2000 a janeiro/2006. A seguir, uma análise mais detalhada da função de reação utilizará o modelo TAR – *threshold autoregressive*, proposto por Tong (1978). O objetivo desta análise não-linear é dividir o período amostral em dois regimes, um associado a períodos calmos e outro, a períodos de crises político-econômicas. Períodos de crise normalmente estão associados à perda de confiança dos agentes, refletidas em altos índices do *Emerging Markets Bond Index Plus* (Embi+) e do VIX, que medem graus de instabilidade econômica. Quanto maiores estes índices, maior o risco percebido pelos agentes, além de maiores volatilidades na taxa de câmbio nominal e índice Bovespa. Como a volatilidade no mercado financeiro é preocupante apenas se estiver associada a bolhas, que por sua vez estão relacionadas a grandes volatilidades das variáveis financeiras, torna-se interessante investigar se existe alguma relação entre a política econômica brasileira e preços de ativos na presença de grandes oscilações no mercado financeiro.

O presente trabalho está dividido em seis capítulos, sendo o primeiro deles esta introdução. A seguir, o segundo capítulo apresenta uma revisão condensada da literatura sobre determinação de política monetária e o debate acerca da inclusão de preços de ativos nas funções de reação dos bancos centrais. O terceiro capítulo tem enfoque na especificação da função de reação brasileira utilizada neste trabalho e as variáveis necessárias para sua estimação. O quarto capítulo apresenta o modelo linear da função de reação e seus resultados, e o quinto traz os resultados associados ao modelo não-linear. O capítulo seis expõe as considerações finais e uma análise comparativa entre os diferentes métodos de estimação da função de reação estudados neste trabalho. O apêndice fornece informações extras àquelas do desenvolvimento deste trabalho.

## 2

### A Determinação da Política Monetária

O objetivo deste capítulo é apresentar as principais teorias e formas funcionais que embasam as políticas monetárias definidas pelos bancos centrais, cuja preocupação principal é a de alcançar e manter a estabilidade da inflação e do produto. Na seção 2.1, a função objetivo e a função de reação mais conhecidas e utilizadas em estudos macroeconômicos serão apresentadas. Na seção 2.2 será abordada a inclusão de preços de ativos na função de reação dos bancos centrais com base em estudos já publicados. Argumentos a favor e contra a inclusão de preços de ativos na análise macroeconômica serão apresentados. A associação deste assunto com o caso brasileiro será apresentada na seção 2.3.

#### 2.1

##### A Função Objetivo e a Função de Reação dos Bancos Centrais

O comportamento da política monetária está intimamente relacionado a minimizar flutuações ineficientes em variáveis relevantes da economia, como inflação e produto, através de decisões sobre a taxa de juros de curto prazo. De acordo com Clarida, Galí e Gertler (1999), a função objetivo dos bancos centrais é dada por

$$\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[ w_y (\bar{y}_{t+j})^2 + (\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^T)^2 \right] \right\}$$

onde  $w_y$  é a ponderação dada à importância da estabilidade do produto (relação negativa com a aversão à volatilidade da inflação),  $\pi_t^T$  é a meta de inflação e  $\bar{y}_t$  é o hiato do produto (diferença entre produto efetivo e potencial). Portanto, inflação e produto são as variáveis-meta, pois entram na função perda do banco central, e seus níveis-meta são meta de inflação e produto potencial, respectivamente. O termo  $\beta$  refere-se à taxa de desconto intertemporal do agente, sendo que  $0 < \beta < 1$ .

Outra representação para a função objetivo dos bancos centrais é dada por

$$\max -\frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[ w_y (\bar{y}_{t+j})^2 + (\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^T)^2 + w_i (i_{t+j} - i_{t+j-1})^2 \right] \right\}$$

em que  $i$  representa a taxa de juros e o último termo demonstra a importância dada à suavização da taxa de juros,<sup>1</sup> revelando prudência frente às incertezas e evitando gerar mudanças bruscas nos juros que possam gerar volatilidades desnecessárias no contexto econômico.

O instrumento de política monetária utilizado para maximizar esta função objetivo é a taxa de juros, e a relação entre esta taxa e as variáveis-meta é representada pela função de reação do Banco Central dada pela Regra de Taylor, normalmente dada por

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{Y}_t + \alpha_2 \bar{\pi}_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

onde  $i_t$  é a taxa de juros,  $\bar{Y}_t$  representa o hiato do produto,  $\bar{\pi}_t$  é o desvio da inflação em relação à sua meta,  $\varepsilon_t$  é o erro da equação e  $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2)$  é o vetor de parâmetros.

Modificações dessa equação são frequentes na literatura, sendo uma delas a inclusão da taxa de juros defasada no conjunto das variáveis explicativas e a outra, o uso de expectativas em relação às variáveis-meta. Clarida, Galí e Gertler (1999) expõem a seguinte modificação na regra de Taylor, que pode ser assim descrita:

$$i_t = \alpha_0 i_{t-1} + (1 - \alpha_0) (\alpha_1 + \alpha_2 E_t [\bar{Y}_{t+k} | \Omega_t] + \alpha_3 (E_t [\pi_{t+k} | \Omega_t] - \pi^*)) + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $E_t[\cdot | \Omega_t]$  é o operador esperança condicional ao conjunto  $\Omega$  de informação em  $t$  das variáveis hiato do produto e inflação. O termo  $(\alpha_1 + \alpha_2 E_t [\bar{Y}_{t+k} | \Omega_t] + \alpha_3 (E_t [\pi_{t+k} | \Omega_t] - \pi^*))$  representa a meta para a taxa de juros. Quando não há desvios de inflação e produto em relação à sua meta e ao produto potencial, respectivamente, a taxa de juros é  $\alpha_1$ , que representa a taxa de juros nominal de equilíbrio. No entanto, esta meta geralmente não é atingida devido a choques aleatórios que atingem a economia e à tendência de suavização das variações na taxa de juros, o que torna  $\alpha_0 \neq 0$  e impede que a taxa de juros se iguale a  $\alpha_1$ .

<sup>1</sup> Lowe e Ellis (1997), Sack e Wieland (1999) e Mohanty e Klau (2004) trazem argumentos que explicam a racionalidade por trás da inclusão da taxa de juros defasada.

## 2.2

### Preços de Ativos e a Determinação da Política Monetária

Durante as últimas duas décadas, as economias de diversos países têm registrado resultados satisfatórios em relação a diminuições nos níveis de inflação e maior estabilidade nos níveis de atividade real. No entanto, aumentos na instabilidade financeira vêm preocupando os bancos centrais. Greenspan (1999b, p.2) associa estes dois fatos à questão da confiança dos agentes:

*“As recent experience attests, a prolonged period of price stability does help to foster economic prosperity. But, as we have also observed over recent years, as have others in times past, such a benign economic environment can induce investors to take on more risk and drive asset prices to unsustainable levels.”*

Em um mundo onde o mercado de capitais é perfeito e sem distorções de regulação, movimentos nos preços de ativos apenas refletem mudanças nos fundamentos. Quando é esse o caso, os bancos centrais não precisam se preocupar com tais volatilidades. Como há imperfeições nos mercados, a volatilidade no mercado financeiro pode acabar interferindo no resto da economia na medida em que gera variações excessivas em inflação e produto. Um argumento que explica esta relação é que aumentos em preços de ativos devido a bolhas podem gerar crescimento excessivo em investimento e consumo, os quais diminuiriam assim que houvesse a reversão da bolha. Japão e Reino Unido são exemplos de países que registraram taxas de inflação estáveis nos últimos anos, mas que se depararam com uma rápida apreciação de ativos, acompanhada de um aumento significativo dos preços ao consumidor. A consequência visível foi a contração da política monetária e queda nos preços dos ativos, gerando recessão.

Para Bernanke e Gertler (2000), um dos principais mecanismos que levam oscilações nos preços de ativos a afetarem as variáveis macroeconômicas é o efeito riqueza, uma vez que o aumento nos preços dos ativos aumenta a riqueza dos indivíduos, o que os leva a consumirem mais. Estudos empíricos não têm encontrado grande relevância deste mecanismo (ver Ludvigson e Steindel, 1999). Outro mecanismo é o canal via balanço patrimonial: aumento de preços de ativos aumenta o colateral dos agentes demandantes de crédito, o que incentiva uma maior oferta de crédito. Sendo

assim, a demanda agregada é afetada e, conseqüentemente, a inflação também, pois há pressão para aumento dos preços.

O mecanismo via investimento é afetado porque o custo do capital cai. Baseando-se na teoria  $q$  de Tobin, desenvolvida por James Tobin (1969), o aumento no preço das ações torna o valor de mercado das empresas maior que o custo de reposição do capital, tornando atrativo investir.

A economia continua sendo afetada devido ao canal de acelerador financeiro, definido por Bernanke, Gertler e Gilchrist (1998): preços mais altos dos ativos melhoram os balanços patrimoniais e estimulam o gasto com investimento. Aumento de investimento gera aumento dos preços de ativos e fluxos de caixa, gerando mais gastos. Da mesma forma, quando os preços de ativos declinam, os balanços patrimoniais são afetados, gerando queda no fluxo de crédito e queda na demanda agregada ao inibir investimentos. As quedas de vendas e emprego geram contínua queda nos gastos e assim sucessivamente.

Sendo assim, a possibilidade dessa volatilidade registrada nos preços de ativos desestabilizar a economia tem preocupado gestores de política monetária. Nas palavras de Greenspan (1999b, p. 5):

*“One of the important issues for the FOMC as it has made such judgements in recent years has been the weight to place on asset prices. As I have already noted, history suggests that owing to the growing optimism that may develop with extended periods of economic expansion, asset price values can climb to unsustainable levels even if product prices are relatively stable.”*

Neste contexto de instabilidade financeira e possível repercussão sobre as variáveis macroeconômicas, estudos (Bernanke e Gertler, 2000; Filardo, 2001; White, 2006; Smets, 1997; Borio e Lowe, 2002) têm surgido no intuito de analisar relações entre política monetária e mercados financeiros, e se a política monetária deve ou não reagir a variações nos preços de ativos. Ao reagir, a política monetária pode estar controlando uma tendência ascendente dos preços dos ativos e evitando conseqüências negativas para a economia. No entanto, caso essa tendência registrada seja conseqüência de mudanças nos fundamentos da economia e não da presença de bolhas, tal política pode estar impedindo um crescimento benéfico da atividade econômica e gerar dúvidas quanto à competência do banco central (Filardo, 2004).

Um dos estudos que trata esta questão é de Bernanke e Gertler (2000). Para estes autores, os bancos centrais deveriam considerar a estabilidade de preços e a financeira como complementares, ambas relevantes para atingir o objetivo comum às políticas

monetárias dos países. No entanto, afirmam que a política monetária não deve responder diretamente a variações nos preços de ativos, pois tentar controlá-las pode interferir negativamente no fluxo da economia. Devido às incertezas quanto à presença ou não de bolhas que regem os preços de ativos, o banco central deve focar-se nas pressões inflacionárias ou deflacionárias, muitas vezes geradas pelo setor financeiro. Para eles, a melhor maneira de alcançar a estabilidade é adotar metas flexíveis de inflação.<sup>2</sup>

Bernanke e Gertler (2000), em seu modelo teórico, examinam uma economia sujeita a bolhas determinísticas exógenas e na qual a autoridade monetária utiliza uma política de metas flexíveis de inflação. Concluem que preços de ativos são importantes somente na medida em que contêm informações a respeito da inflação esperada. Sendo assim, não deve haver respostas adicionais da política monetária a flutuações nos preços de ativos, uma vez que agir dessa forma pode, inclusive, gerar oscilações maiores no produto e inflação do que aquelas registradas quando não se leva em conta preços de ativos. Encontram que bancos centrais que reagem de maneira agressiva a desvios da inflação em relação à sua meta alcançam melhores resultados para a estabilidade de preços e produto do que aqueles que reagem a variações nos preços de ativos e combatem menos agressivamente desvios da inflação.

Na mesma linha de Bernanke e Gertler (2000), Bullard e Schalling (2002) encontram resultados teóricos que não incentivam a inclusão de preços de ativos na análise e decisão da política monetária. Em seu estudo, concluem que incorporar preços de ativos na regra de Taylor, tudo o mais constante, não traz conseqüências positivas e pode até afetar negativamente os resultados da economia.

Greenspan (1999a, 2002, 2003) também se posiciona contra a idéia de incorporar preços de ativos na função de reação do banco central. Afirma que o Fed deve interferir após a bolha estourar, reagindo de forma a não causar danos econômicos e financeiros depois do *crash*: “...bubbles generally are perceptible only after the fact. To spot a bubble in advance requires a judgement that hundreds of thousands of informed investors have it all wrong.” (Greenspan, 1999b, p.5). Esta visão parece implicar uma resposta assimétrica a bolhas: não reagir quando estão crescendo, mas relaxar a política monetária quando estouram. No entanto, Greenspan (1999a, p.143) esclarece que essa assimetria está presente no mercado:

---

<sup>2</sup> Bernanke e Gertler (2000) definem um regime de metas de inflação flexíveis de acordo com três características: 1) comprometimento do banco central em alcançar um nível específico de inflação no longo prazo; 2) flexibilidade no curto prazo para perseguir outros objetivos, como estabilidade do produto; e 3) abertura e transparência das decisões de política monetária.

*“...there is a form of asymmetry in response to asset rises and asset declines, but not if the rate of change is similar. In other words, central banks do not respond to gradually declining asset prices. We do not respond to gradually rising asset prices. We do respond to sharply reduced asset prices, which will create a seizing up of liquidity in the system. But you almost never have the type of 180-degree version of the seizing up on the up side. If, indeed, such an event occurred, I think we would respond to it. (...) The markets are asymmetric; we are not.”.*

Seu argumento é baseado na questão de considerar difícil identificar bolhas quando estas estão crescendo.

Preocupações com a incerteza e com possíveis recessões estão explícitas:

*“Until we have some insight as to whether a mild tightening of monetary policy will restrain asset price growth – the evidence of the recent past suggests it will not – we need to know more about the orders of magnitude required and not merely stipulate that monetary policy should attack asset price bubbles.”* (Greenspan, 2003, p.232)

Apesar dos estudos de Bernanke e Gertler (2000) e de Bullard e Schalling (2002) trazerem resultados contra a inclusão de preços de ativos nas funções de reação dos bancos centrais, os Bancos da Inglaterra, Austrália e Nova Zelândia aumentaram suas taxas de juros nos últimos anos mais do que seria justificado pela inflação, devido a preocupações com valores no mercado imobiliário (White, 2006). De acordo com a reportagem publicada pela *The Economist* em janeiro de 2006, o presidente do Banco Central Europeu afirmou que existem determinadas situações em que é necessário apertar a política monetária para evitar que bolhas relacionadas a preços de ativos estourem, mesmo na presença de inflação baixa.

Estes fatos estilizados vão ao encontro da literatura que argumenta a favor de observar preços de ativos no instante de determinar o valor do instrumento da política monetária. O trabalho de Filardo (2001) pertence a este grupo da literatura. Em seu estudo, afirma que a autoridade monetária pode melhorar os resultados econômicos se responder a preços de ativos, pois variâncias do produto e da inflação diminuem. Ele estuda um contexto com bolhas estocásticas exógenas e conclui que a regra de política monetária ótima implica a inclusão de preços de ativos na função de reação dos bancos centrais. A conclusão encontrada neste trabalho é que, se há informação disponível, mesmo que imperfeita, a autoridade monetária deve utilizá-la; mesmo se as bolhas não forem identificáveis, deve-se responder a preços de ativos, uma vez que aumentos nestes preços afetam preços e produto. No entanto, o autor esclarece que, em casos onde a autoridade monetária importa-se em demasia com a variabilidade da taxa de juros não é ótimo responder a variações nestes preços.

Roubini (2006) é outro autor que fornece argumentos a favor da inclusão de preços de ativos e bolhas na análise da política monetária. Para ele, os bancos centrais devem incluir preços de ativos na função de reação dos bancos centrais e reagir a preços de ativos mesmo quando houver incerteza quanto à existência ou extensão da bolha: a existência de incertezas não deve impedir que informações disponíveis na economia sejam utilizadas. Afirma que políticas monetárias que reagem a preços de ativos não necessariamente precisam gerar excessivas contrações econômicas, em oposição a Greenspan (2003, p.232), que enfatiza a necessidade de políticas monetárias muito contracionistas para evitar que as bolhas do mercado financeiro afetem a economia: “... *the one thing I am sure about is that a mild calibration of monetary policy to address asset price bubbles does not and cannot work by the nature of the way markets function.*” Para completar, afirma que o comportamento de reagir a bolhas que estouraram e não reagir a bolhas que estão crescendo, como Greenspan apóia, é inconsistente e não-ótimo, pois essa assimetria pode gerar distorções em investimentos e comportamento de *moral hazard*. No entanto, em relação a esse tópico, como já exposto, Greenspan (1999a) argumenta que a assimetria não surge da política monetária e sim do próprio mercado.

Chadha, Sarno e Valente (2003) procuraram analisar o assunto de maneira empírica. Os autores estimam a função de reação dos bancos centrais dos Estados Unidos, Reino Unido e Japão incluindo preços de ativos e taxa de câmbio como variáveis explicativas. Encontram que os coeficientes associados a estas duas variáveis são estatisticamente significantes para os Estados Unidos e Reino Unido, e somente o coeficiente relacionado à taxa de câmbio é estatisticamente significativo para o Japão, refletindo que os bancos centrais destes países consideram importante a análise destas variáveis no momento da escolha da política monetária. Já Akram, Bardsen e Eitrheim (2005) analisam a inclusão de preços de ativos (preços no mercado imobiliário, preços de ações e taxa de câmbio) na função de reação do Banco Central norueguês e concluem que incluir preços relacionados ao mercado imobiliário e preços de ações pode melhorar a estabilidade macroeconômica. Neste caso, a incorporação destes preços de ativos na função de reação dos bancos centrais seria algo relevante para a estabilidade macroeconômica. No entanto, responder a mudanças na taxa de câmbio nominal poderia gerar um excesso de volatilidade na economia. Outro exemplo de trabalho empírico é o dos autores Moharty e Klau (2004), que estimam a função de reação para um grupo de países emergentes incluindo, além das variáveis de inflação, produto e taxa de juros

defasada, a taxa de câmbio. Encontram que bancos centrais normalmente intervêm para estabilizar a taxa de câmbio, corroborando a hipótese de *fear of floating* de Calvo e Reinhart (2000). O período analisado iniciou na primeira metade de 1990 e cobriu até fim de 2002.

Os estudos citados nesta seção são uma amostra da gama bastante recente, mas já extensa, de trabalhos que procuram respostas associadas à relevância da inclusão de preços de ativos na determinação da política monetária dos países. Ainda não há consenso quanto a esta questão e, portanto, torna-se válido que novas pesquisas surjam nesta linha, de forma a tentar contribuir para a análise deste assunto.

## 2.3

### O Caso Brasileiro

Desde 1999, o Brasil faz parte do grupo de países que adotam metas para a taxa de inflação, confirmando a preocupação do Banco Central do Brasil com as hiperinflações que assolaram sua economia e sua preferência por taxas de inflação reduzidas. Na medida em que volatilidades no mercado da bolsa de valores (preços de ações) e na taxa de câmbio podem afetar volatilidade no produto e, conseqüentemente na inflação, esse tema interessa também à economia brasileira.<sup>3</sup>

A literatura sobre estudos de política monetária no Brasil tem crescido, apresentando diferentes técnicas de modelagem e estimação e proporcionando melhor compreensão e aprofundamento do assunto. Estudos de autores como Salgado, Garcia e Medeiros (2005), Minella (2001), Minella *et al.* (2002), Policano e Bueno (2006), Arquete e Jayme Júnior (2003) e Bueno (2005) podem ser citados como exemplos de abordagens que buscam explicar o comportamento da política monetária brasileira.

Apesar de não haver ainda um conjunto extenso de estudos associando a política monetária brasileira e preços de ativos, autores como Policano e Bueno (2006), Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003) incorporam a taxa de câmbio nominal em sua função de reação como forma de capturar choques externos, embora em Minella *et al.*

---

<sup>3</sup> Diferentemente de países como Estados Unidos e Reino Unido, o Brasil não possui um mercado imobiliário tão desenvolvido. Sendo assim, a este não será dada ênfase no estudo empírico de estimação da função de reação brasileira.

(2002) o coeficiente associado a ela não tenha sido reportado por ser estatisticamente não-significante.

Sendo assim, seguindo esta linha de pesquisa, o presente estudo buscará responder empiricamente a seguinte questão: as variações em preços de ativos, mais especificamente no índice de ações Bovespa e na taxa de câmbio nominal R\$/US\$, têm interferido nas decisões da política monetária brasileira? Se sim, de que maneira? Se não, uma nova pergunta emerge: pelo menos em momentos de extrema volatilidade nos preços de ativos, indicador de possíveis bolhas, existe alguma relação entre estas variáveis e a taxa básica Selic?

Estas perguntas estão diretamente relacionadas às linhas de estudo expostas na seção anterior. O intuito deste trabalho é fornecer alguns resultados que possam trazer respostas em relação ao comportamento da política monetária brasileira no que tange a importância dos preços de ativos na determinação da taxa de juros básica brasileira, a taxa Selic (determinada no Sistema Especial de Liquidação e Custódia).

### 3

## A Função de Reação do Banco Central do Brasil

Neste capítulo será apresentada a função de reação do Banco Central do Brasil utilizada neste trabalho. A função segue a especificação de uma Regra de Taylor modificada, que incorpora uma análise *forward-looking* para inflação e permite suavização em relação à taxa de juros passada.<sup>1</sup> A função segue a equação (1). Além dessas variantes, também são incluídos na função os dados referentes a variações na taxa de câmbio nominal e no índice Bovespa.

Os dados referem-se ao período compreendido entre janeiro de 2000 e janeiro de 2006, época em que as metas de inflação e o câmbio flutuante já fazem parte das características da economia brasileira. As séries referentes à inflação, ao produto, à Selic e à taxa de câmbio são obtidas no banco de dados do Banco Central do Brasil, enquanto os valores do índice Bovespa encontram-se no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA.

### 3.1

#### A Especificação da Função de Reação

A função de reação do Banco Central do Brasil proposta neste trabalho é uma modificação da Regra de Taylor, que incorpora uma análise *forward-looking* para a inflação, permite suavização da taxa de juros e inclui variáveis referentes a variações em preços de ativos (taxa de câmbio nominal e índice Bovespa).

A inclusão de taxas de juros defasadas foi necessária para evitar problemas de autocorrelação nos resíduos e sua relevância é corroborada pelos resultados econométricos apresentados no capítulo seguinte. Expectativas de inflação na função de

---

<sup>1</sup> A estimação da Regra de Taylor modificada que incorpora a restrição nos parâmetros apresentada na equação (2) da seção 2.1 também foi calculada. Os resultados estão apresentados no apêndice 8.1. Esta estimação segue o modelo utilizado por Minella *et al.* (2002), que estimam a função de reação brasileira a partir de uma regra de Taylor modificada, com análise *forward-looking* para inflação, taxas de juros defasadas e restrição nos parâmetros tal qual apresentada na equação (2).

reação foram utilizadas também em estudos empíricos realizados por Minella *et al.* (2002), Siklos *et al.* (2004) e Clarida *et al.* (1998, 2000)<sup>2</sup>.

Quanto à inclusão de preços de ativos, trechos de atas do Conselho de Política Monetária do Banco Central (Copom), onde há menção do mercado financeiro, sugerem que há margem para analisar qual a relação entre estes preços e a taxa Selic. Nas notas da 49ª reunião do Copom, de julho de 2000, por exemplo, o mercado financeiro é considerado:

“No cenário externo, os sinais de desaceleração da economia americana produziram efeitos positivos, com redução da volatilidade nos mercados financeiros internacionais. (...) No cenário interno, (...) as expectativas não foram alteradas, como se depreende da (...) baixa volatilidade das cotações no mercado de câmbio.”

Outro exemplo é visto na 46ª reunião, de abril de 2000:

“A volatilidade observada nos principais mercados de ativos dos países industriais gera ruídos que afetam a percepção de risco do País e, conseqüentemente, a trajetória da taxa de câmbio. Pelo canal do câmbio, alterações nas expectativas transmitem-se contemporaneamente para a taxa de inflação.”

No Copom de outubro de 2001:

“Há o risco de que depreciações adicionais possam ocasionar repasses para os preços e aumentar a projeção de inflação para este e o próximo ano. (...) Nesse sentido, uma menor volatilidade no mercado de câmbio tende a atenuar o comportamento defensivo.”

Na ata de julho de 2001, torna-se explícita a preocupação do repasse cambial aos preços: “O potencial repasse da depreciação cambial para os preços é um dos motivos que tem justificado a reação da política monetária, através da elevação da taxa de juros, para procurar neutralizar esses efeitos.” Finalizando os exemplos, vale citar a ata da 72ª reunião do Copom, realizada em junho de 2002:

“(...) o Copom considerou que, apesar de as perspectivas de inflação serem favoráveis no cenário básico, o aumento da incerteza conjuntural coloca dúvidas sobre a materialização desse cenário e recomenda a manutenção da taxa de juros. Contudo, à medida que o mercado financeiro se normalize, com a estabilização dos preços dos ativos e da taxa de câmbio em patamares refletindo mais adequadamente os fundamentos da economia, será reforçada a perspectiva de queda da inflação para os próximos 18 meses, o que poderá permitir a redução da taxa de juros.”

---

<sup>2</sup> Minella *et al.* (2002) estimam a função de reação com análise *forward-looking* para o Brasil; Siklos *et al.* (2004) estimam para a Alemanha, França e Itália; e Clarida *et al.* (1998, 2000) estimam para a França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos.

Sendo assim, a função de reação será representada como

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 * i_{t-1} + \alpha_2 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 * D_{j,t} + \alpha_4 * \Delta er_{d-1} + \alpha_5 * \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t \quad (3)^3$$

onde  $i_t$  é a taxa Selic estipulada pelo Copom,  $\bar{Y}_{t-1}$  é o hiato do produto no mês anterior,  $D_{j,t}$  é o desvio esperado da inflação em relação à meta,  $\Delta er_{d-1}$ <sup>4</sup> é a taxa de variação do câmbio nominal R\$/US\$, e  $\Delta bov_{d-1}$  é a taxa de variação do índice Bovespa. Para as variáveis  $\Delta er_{d-1}$  e  $\Delta bov_{d-1}$ , foram utilizadas as séries diárias. Os valores diários foram agregados de acordo com as datas das reuniões do Copom: foi feita a média dos valores diários registrados entre reuniões do Copom. Para encontrar a taxa de variação, foi feita a razão entre as médias calculadas (por exemplo, a taxa de variação referente ao mês  $t$  utiliza as médias a partir dos valores registrados entre as reuniões de  $(t-2)$  e  $(t-1)$  e as reuniões de  $(t-1)$  e  $t$ ).

## 3.2

### As Variáveis Utilizadas

O desvio esperado da inflação em relação à sua meta é calculado pela fórmula de Minella *et al.* (2002):

$$D_{j,t} = \frac{(12-t)}{12} * (E_t \pi_j - \pi_j^*) + \frac{t}{12} * (E_t \pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*), \quad (4)$$

onde  $j$  e  $t$  referem-se a ano e mês, respectivamente;  $E_t \pi_j$  é a expectativa do mercado em relação à inflação e  $\pi_j^*$  é a meta de inflação estipulada pelo Conselho Monetário Nacional. Esta fórmula é utilizada porque as metas de inflação brasileiras não são

<sup>3</sup> Algumas estimações feitas com diferentes *proxies* para o nível de atividade brasileira utilizaram duas defasagens da taxa de juros Selic para evitar problemas de autocorrelação nos resíduos. Nestes casos, a função de reação foi definida como

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 * i_{t-1} + \alpha_6 * i_{t-2} + \alpha_2 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 * D_{j,t} + \alpha_4 * \Delta er_{t-1} + \alpha_5 * \Delta bov_{t-1} + \varepsilon_t.$$

A taxa Selic em  $(t-2)$  já havia sido utilizada em Minella *et al.* (2002) com o mesmo propósito.

<sup>4</sup> O subscrito  $(d-1)$  refere-se ao dia imediatamente anterior à reunião do Copom.

constantes. Os dados referentes às expectativas de inflação foram retirados de uma análise conduzida pelo Banco Central do Brasil, a pesquisa Focus. Como essa pesquisa é diária, foram utilizados os resultados fornecidos na véspera das reuniões do Copom para representar a expectativa no mês e evitar problemas de endogeneidade.<sup>5</sup>

As variáveis referentes a preços de ativos são incluídas com o intuito de analisar possíveis relações existentes entre variações no mercado financeiro e a determinação da política monetária brasileira. A variação da taxa de câmbio já havia sido utilizada na estimação da função de reação de Minella *et al.* (2003)<sup>6</sup>, com o argumento de que esta variável é importante para explicar variações nas taxas de juros em países emergentes, que são mais suscetíveis a choques externos<sup>7</sup>. Fraga, Goldfajn e Minella (2003) corroboram esta afirmação: eles estimam um modelo auto-regressivo vetorial (VAR) e concluem que choques na taxa de câmbio explicam uma parte significativa dos erros de previsão de juros e inflação. Já para países desenvolvidos, as estimações não acusam participação importante do câmbio sobre juros e inflação. Mishkin (1996) também afirma que países emergentes devem se preocupar com movimentos da taxa de câmbio devido ao grau de exposição de suas economias a choques externos. Calvo e Reinhart (2000) trazem o conceito de *fear of floating* para justificar a inclusão da variação cambial na regra de juros: para os autores, grande parte das economias emergentes que adota regime de câmbio flutuante utiliza, na prática, a política monetária para intervir no mercado de câmbio, uma vez que desvalorizações cambiais são custosas para economias com alto endividamento em moeda estrangeira.

A série de média móvel trimestral da produção física industrial (dessazonalizada pelo IBGE) é utilizada como *proxy* para a variável de produto. A utilização da média móvel trimestral é relevante porque, além de a série de produção física industrial ser mais volátil que o comportamento do PIB trimestral, decisões de política monetária não se baseiam apenas em resultados marginais do nível de atividade, e sim no comportamento de tendência que esta série disponibiliza. Trechos de atas do Copom confirmam que tal variável é analisada nos períodos de escolha do nível da taxa Selic. Na ata da 96ª reunião, por exemplo, em maio de 2004, registrou-se que, “considerando média móvel trimestral do índice [de produção física industrial], houve estabilidade no

---

<sup>5</sup> Este método é utilizado em Minella *et al.* (2002).

<sup>6</sup> Para este cálculo, foram utilizados os valores de câmbio nominal referentes à média do mês, diferentemente do presente trabalho.

<sup>7</sup> A variação da taxa de câmbio também foi usada em Minella *et al.* (2002), mas seus coeficientes não foram reportados por serem estatisticamente não-significantes.

patamar produtivo entre fevereiro e março, após a trajetória declinante observada no início do ano”, e de acordo com a ata de dezembro de 2004, “a média móvel trimestral da produção industrial continua mantendo a tendência de crescimento (...)”. Novamente fortalecendo a escolha desta variável para representar o nível de atividade, a ata do Copom de novembro de 2004 informa que

“taxas mensais de variação da atividade industrial apresentam a característica de serem voláteis, com oscilações de curto prazo em torno de uma tendência de crescimento. Critérios que procuram depurar pelo menos em parte essa volatilidade, como a média móvel trimestral da série dessazonalizada (...)”.

O produto potencial é calculado aplicando-se o filtro de Hodrick-Prescott sobre a série. O hiato do produto é, portanto, a diferença entre esta série e ela mesma após o filtro de H-P (resíduo de Hodrick-Prescott). A série é defasada um período (um mês) para evitar problemas de endogeneidade.

A Equação de Taylor será estimada de duas maneiras: linear, para todo o período em questão, e não-linear, permitindo coeficientes distintos para as variáveis nos diferentes regimes que eventualmente compõem o período analisado. Dessa forma, será possível comparar os resultados estimados e analisar se os dados referentes à política monetária brasileira sugerem comportamentos distintos em momentos de maior ou menor volatilidade no mercado financeiro. Essa volatilidade reflete-se nas variáveis que representam crises internas ou externas ao Brasil, tais como taxa de câmbio, índice Bovespa, índice Standard & Poor's 500 (S&P500), *Emerging Markets Bond Index Plus* (Embi+)<sup>8</sup>, índice VIX<sup>9</sup>, entre outras.

---

<sup>8</sup> É a sobretaxa que se paga em relação à rentabilidade garantida pelos bônus do Tesouro dos Estados Unidos, país considerado o mais solvente do mundo, ou seja, o de menor risco para um aplicador não receber o dinheiro investido acrescido dos juros prometidos. Quanto maior for o risco, menor será a capacidade do país de atrair investimentos estrangeiros

<sup>9</sup> Mede a volatilidade implícita nas opções do índice de ações S&P500 e é considerado um indicador de aversão ao risco no exterior: quanto maior este índice, maior o risco percebido pelos agentes.

## 4

### O Modelo Linear

Este capítulo analisa empiricamente o uso do modelo linear para explicar o comportamento da política monetária brasileira. A intenção deste e do próximo capítulos é verificar se variações em preços de ativos estão associadas a decisões da política monetária brasileira. Os dados utilizados para analisar esta questão são as variações na taxa de câmbio nominal R\$/US\$ e variações no índice da Bovespa.

A estimação da função de reação do Banco Central do Brasil será calculada a partir da fórmula descrita em (3). O método econométrico utilizado será o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e serão analisadas as relações existentes entre as variáveis explicativas e a taxa Selic. As variáveis explicativas foram defasadas e o cálculo do desvio da inflação utilizou dados de expectativas registrados nas vésperas das reuniões Copom para evitar a presença de endogeneidade e o problema de simultaneidade.<sup>1</sup>

#### 4.1

##### A Estimação do Modelo Linear

O modelo linear estimado nesta seção é a Regra de Taylor modificada, que incorpora uma análise *forward-looking* para a inflação, permite suavização da taxa de juros e inclui variáveis referentes a variações em preços de ativos (taxa de câmbio nominal e índice Bovespa). A função de reação, já representada na equação (3) segue a estrutura:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_4 \Delta er_{d-1} + \alpha_5 \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t, \quad (3')$$

onde  $i_t$  é a taxa Selic estipulada pelo Copom,  $\bar{Y}_{t-1}$  é o hiato do produto no mês anterior,  $D_{i,j}$  é o desvio esperado da inflação em relação à meta,  $\Delta er_{d-1}$  é a taxa de variação do

<sup>1</sup> Foi utilizado o programa Eviews 4.1 para rodar as regressões.

câmbio nominal R\$/US\$, e  $\Delta bovd_{d-1}$  é a taxa de variação do índice Bovespa. Maiores detalhes sobre estas variáveis encontram-se no capítulo 3. A estrutura acima demonstrada incorpora as variáveis que serão analisadas nas estimações, sendo que as regressões não necessariamente utilizarão todas as variáveis para serem estimadas.

## 4.2

### A Escolha do Uso do Método de Mínimos Quadrados Ordinários

#### 4.2.1

#### Testando a Endogeneidade: O Teste de Hausman

Para testar possível endogeneidade relacionada às variáveis ‘taxa de câmbio’ e ‘índice Bovespa’, foi utilizado o teste de Hausman. Para tal, foi feita a comparação entre os parâmetros advindos das equações estimadas por MQO e aqueles resultantes de estimações utilizando variáveis instrumentais.

Tabela 1  
Teste de Hausman

X: vetor de variáveis explicativas; Z: vetor de variáveis instrumentais

Composição dos Vetores para Realização do Teste	Resultado do Teste Ho: não há endogeneidade
1. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}, \Delta er_{d-2}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}, \Delta embi_{d-2}]$	Teste = 2.55 Prob>chi2 = 0,9231 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
2. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}, \Delta er_{d-2}, \Delta bovd_{d-1}, \Delta bovd_{d-2}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}, \Delta embi_{d-2}, \Delta vix_{d-1}, \Delta vix_{d-2}]$	Teste = 0.99 Prob>chi2 = 0,9995 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
3. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta bovd_{d-1}, \Delta bovd_{d-2}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta vix_{d-1}, \Delta vix_{d-2}]$	Teste = 0.37 Prob>chi2 = 0,9998 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
4. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta bovd_{d-1}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta vix_{d-1}]$	Teste = 0.01 Prob>chi2 = 1,00 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
5. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}]$	Teste = 0.77 Prob>chi2 = 0,9929 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.
6. $X = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta er_{d-1}, \Delta bovd_{d-1}]$ $Z = [i_{t-1}, i_{t-2}, \bar{Y}_{t-1}, D_{j,t}, \Delta embi_{d-1}, \Delta vix_{d-1}]$	Teste = 0.21 Prob>chi2 = 1,00 Conclusão: não é possível rejeitar Ho.

As variáveis instrumentais escolhidas foram ‘variação do Embi+ Brasil’ e ‘variação do índice VIX’ para substituírem ‘variação da taxa de câmbio’ e ‘variação no índice Bovespa’, respectivamente. Os requisitos necessários para tornar tais variáveis bons instrumentos foram cumpridos e são apresentados na próxima subseção.

Os resultados do teste de Hausman<sup>2</sup> encontram-se na tabela 1. Em todos os casos apresentados, não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de endogeneidade.

## 4.2.2

### As Variáveis Instrumentais Escolhidas

Para que a variável instrumental escolhida seja adequada, é necessário que ela seja correlacionada com a variável explicativa da qual ela será instrumento. As variáveis  $\Delta embi$  e  $\Delta vix$  atendem a esta exigência.

Os resultados que mostram que a correlação entre a variável explicativa e seu instrumento é estatisticamente significativa estão apresentados na tabela 2. Outra exigência é que a variável instrumental não seja correlacionada com o termo de erro. Este requisito também foi atendido e os resultados estão na tabela 3, os quais mostram que as variáveis instrumentais  $\Delta embi$  e  $\Delta vix$  não se correlacionam com os termos de erro das três regressões especificadas na tabela.

Tabela 2  
Correlação entre a Variável Explicativa e a Variável Instrumental

1. Analisando a correlação entre a variável explicativa $\Delta er_{d-1}$ e a variável instrumental $\Delta embi_{d-1}$ :					
$\Delta er_{d-1} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$					
		Coeficiente	Probabilidade	Coeficiente	Probabilidade
	$\beta_4$	<b>0.236</b>	<b>0.000</b>	$\beta_6$	0.239
	$\beta_5$	0.057	0.133	$\beta_7$	-0.019
					0.594
2. Analisando a correlação entre a variável explicativa $\Delta er_{d-2}$ e a variável instrumental $\Delta embi_{d-2}$ :					
$\Delta er_{d-2} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$					
		Coeficiente	Probabilidade	Coeficiente	Probabilidade
	$\beta_4$	-0.040	0.264	$\beta_6$	0.016
	$\beta_5$	<b>0.250</b>	<b>0.000</b>	$\beta_7$	0.034
					0.313
3. Analisando a correlação entre a variável explicativa $\Delta bov_{d-1}$ e a variável instrumental $\Delta vix_{d-1}$ :					
$\Delta bov_{d-1} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$					
		Coeficiente	Probabilidade	Coeficiente	Probabilidade
	$\beta_4$	-0.404	0.000	$\beta_6$	<b>-0.143</b>
	$\beta_5$	0.046	0.469	$\beta_7$	<b>0.023</b>
					0.421

<sup>2</sup> Foi utilizado o programa Stata 7 para fazer este teste.

4. Analisando a correlação entre a variável explicativa  $\Delta bov_{d-2}$  e a variável instrumental  $\Delta vix_{d-2}$  :

$$\Delta bov_{d-2} = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + \varepsilon_t$$

	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
$\beta_4$	-0.028	0.665	$\beta_6$	0.076	0.229
$\beta_5$	-0.429	0.000	$\beta_7$	<b>-0.155</b>	<b>0.014</b>

Tabela 3  
Correlação entre Erro e Variável Instrumental

1. Termo de erro advindo da regressão

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_6 i_{t-2} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_4 \Delta er_{d-1} + \alpha_5 \Delta er_{d-2} + \varepsilon_t$$

Analisando a correlação entre o erro e a variável instrumental  $\Delta embi$  :

$$\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + u_t$$

	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
$\beta_0$	0.119	0.8177	$\beta_3$	0.003	0.9496
$\beta_1$	0.011	0.8948	$\beta_4$	0.003	0.5344
$\beta_6$	-0.017	0.8400	$\beta_5$	-0.005	0.2921
$\beta_2$	-0.008	0.8281			

2. Termo de erro advindo da regressão

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_6 i_{t-2} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_4 \Delta er_{d-1} + \alpha_5 \Delta er_{d-2} + \alpha_6 \Delta bov_{d-1} + \alpha_7 \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t$$

Analisando a correlação entre o erro e as variáveis instrumentais  $\Delta embi$  e  $\Delta vix$  :

$$\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_4 \Delta embi_{d-1} + \beta_5 \Delta embi_{d-2} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + u_t$$

	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
$\beta_0$	0.077	0.8853	$\beta_4$	0.002	0.6874
$\beta_1$	0.007	0.9359	$\beta_5$	-0.005	0.3163
$\beta_6$	-0.011	0.9010	$\beta_6$	-0.002	0.7679
$\beta_2$	-0.004	0.9207	$\beta_7$	0.004	0.4330
$\beta_3$	0.002	0.9734			

3. Termo de erro advindo da regressão

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_6 i_{t-2} + \alpha_2 \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 D_{j,t} + \alpha_6 \Delta bov_{d-1} + \alpha_7 \Delta bov_{d-1} + \varepsilon_t$$

Analisando a correlação entre o erro e as variáveis instrumentais  $\Delta vix$  :

$$\varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_6 i_{t-2} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \beta_3 D_{j,t} + \beta_6 \Delta vix_{d-1} + \beta_7 \Delta vix_{d-2} + u_t$$

	Coefficiente	Probabilidade		Coefficiente	Probabilidade
$\beta_0$	0.022	0.9667	$\beta_3$	-0.002	0.9706
$\beta_1$	0.002	0.9866	$\beta_6$	-0.001	0.8173
$\beta_6$	-0.003	0.9777	$\beta_7$	-0.001	0.7364
$\beta_2$	-0.001	0.9900			

A terceira exigência é que o instrumento deve relacionar com a variável endógena apenas através da variável explicativa, não diretamente. Esse teste, entretanto, não pôde ser conclusivo devido à alta multicolinearidade existente nas regressões testadas.<sup>3</sup>

<sup>3</sup> O Stata 7 elimina aleatoriamente as variáveis que estão gerando a multicolinearidade, impedindo que seja feita a análise dos coeficientes de interesse. O Eviews não gera os resultados, pois informa a possível existência de matriz singular.

## 4.3

## Os Resultados

O resultado das estimações da função de reação encontra-se na tabela 4. O teste LM (Multiplicador de Lagrange) para autocorrelação residual rejeitou a hipótese de autocorrelação para 1, 2, 4 e 12 defasagens em todos os casos.<sup>4</sup> O correlograma dos resíduos com as 32 primeiras defasagens corrobora o teste LM. O teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) rejeitou a hipótese de raiz unitária nos resíduos.<sup>5</sup> As estimações utilizaram matriz de covariância e desvios-padrão corrigidos para heterocedasticidade nos resíduos, uma vez que o teste de White acusou a necessidade desta correção.

Tabela 4  
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Constante	1,992*** (0,461)	1,937*** (0,456)	1,617** (0,614)	1,179* (0,634)	1,509** (0,737)	1,402** (0,678)	1,292** (0,642)	1,327** (0,603)
Selic(-1)	1,145*** (0,077)	1,147*** (0,085)	1,083*** (0,109)	0,902*** (0,038)	1,079*** (0,124)	1,055*** (0,123)	1,111*** (0,105)	1,078*** (0,111)
Selic(-2)	-0,285** (0,080)	-0,284*** (0,090)	-0,203* (0,112)		-0,191 (0,130)	-0,161 (0,131)	-0,210* (0,123)	-0,179 (0,131)
MM Pind Gap(-1)	0,074** (0,030)	0,074** (0,032)	0,091** (0,035)	0,146*** (0,037)	0,100** (0,043)	0,102** (0,040)	0,097** (0,044)	0,100** (0,044)
Desvio	0,504*** (0,070)	0,499*** (0,066)	0,480*** (0,107)	0,510*** (0,114)	0,457*** (0,122)	0,467*** (0,117)	0,440*** (0,103)	0,455*** (0,094)
Er_copom(-1)	0,042* (0,023)	0,039 (0,031)					0,023 (0,026)	0,011 (0,035)
Er_copom(-2)	-0,062*** (0,016)	-0,051** (0,021)						
Bov_copom (-1)		-0,004 (0,009)	-0,020** (0,010)			-0,014 (0,009)		-0,010 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,008 (0,008)	0,022*** (0,006)					
R quadrado	0,982	0,983	0,980	0,974	0,975	0,977	0,976	0,977
R quad. ajustado	0,981	0,981	0,978	0,973	0,974	0,975	0,975	0,975
Erro padrão da reg.	0,400	0,403	0,431	0,476	0,467	0,458	0,460	0,460
Soma quad. resíd.	10,568	10,411	12,261	15,614	14,805	14,075	14,196	13,991
AIC	1,097	1,137	1,246	1,405	1,379	1,356	1,365	1,378
Critério Schwarz	1,317	1,419	1,465	1,531	1,536	1,544	1,553	1,597
Jarque Bera	6,409	6,155	47,916	38,271	94,341	52,915	27,381	32,356
Probabilidade	0,041	0,046	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíd.	0,383	0,380	0,413	0,466	0,453	0,442	0,444	0,441
ARCH LM test <sup>1</sup>	não	não	sim	sim	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006 (73 observações); erros-padrão entre parênteses; corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White); a estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação nas estimações acima

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

<sup>1</sup> As respostas referem-se à questão: o teste ARCH LM acusou presença de ARCH nos resíduos?

<sup>4</sup> A análise para estas quatro defasagens não acusa autocorrelação nos resíduos; este resultado não implica que há autocorrelação nas outras defasagens que não foram citadas neste estudo.

<sup>5</sup> O teste ADF para as outras variáveis utilizadas nas regressões encontram-se no apêndice 8.2.

O modelo da coluna (1) da tabela 4 traz os resultados da regressão que inclui taxa Selic e taxas de variação do câmbio defasadas um e dois períodos. A inclusão destas variáveis resultou em queda da soma dos quadrados dos resíduos e dos critérios de informação de Akaike e Schwarz em comparação com as outras estimações ilustradas na tabela 1. O modelo da coluna (2) inclui também taxas de variação do índice Bovespa defasadas um e dois períodos. Os resultados são inferiores àqueles encontrados no modelo (1), mas melhores que os do modelo (5), onde nenhum tipo de preço de ativo é incluído na estimação. O modelo (5) foi incluída para apresentar os resultados da estimação da função de reação mais comumente utilizada, que considera apenas preços e produto como variáveis explicativas e permite uma suavização na trajetória da taxa de juros.

Todos os coeficientes, com exceção dos relativos a câmbio e Bovespa em determinadas estimações, são estatisticamente diferentes de zero a 1% ou 5% de significância (exceção para a variável Selic defasada dois períodos) e apresentam os sinais esperados. O alto valor do  $R^2$  está associado ao alto grau de inércia da taxa Selic, que é muito explicada pelo seu valor no período anterior. No entanto, o teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado) rejeitou a hipótese de raiz unitária na série da taxa Selic, o que indica que a inércia não é infinita.

As duas primeiras colunas apresentaram os melhores resultados econométricos. O modelo da coluna (1) traz a inclusão de apenas a variação na taxa de câmbio representando a inclusão de preços de ativos na função de reação, enquanto o modelo da coluna (2) inclui tanto a taxa de câmbio quanto o índice Bovespa.<sup>6</sup> As colunas estão organizadas em ordem crescente dos valores do critério de Schwarz, uma vez que este teste penaliza mais fortemente a inclusão de parâmetros irrelevantes do que o critério de Akaike. Dado que o modelo (1) apresentou os resultados econométricos mais satisfatórios e o modelo (2) inclui todas as variáveis de interesse deste trabalho, elas serão utilizadas no próximo capítulo como base para uma análise mais profunda da função de reação brasileira.

Em algumas estimações, os coeficientes associados às variações no câmbio nominal e na Bovespa mostraram-se significativos. Nos modelos das colunas (1) e (2) o sinal associado ao coeficiente de variação da taxa de câmbio mostrou-se negativo,

<sup>6</sup> A tabela 1 utiliza a diferença entre o índice da série e o índice após o filtro H-P como *proxy* para o hiato do produto. No apêndice 8.3 está apresentado o resultado da estimação com hiato do produto após transformação com logaritmo natural, de forma que  $\bar{y}_{t-1} = \ln(\text{índice}_{t-1}) - \ln(\text{índice}_{t-1} \text{ após } H - P)$  seja a série do nível de atividade.

enquanto na coluna (3) o sinal do coeficiente de variação do índice Bovespa mostrou-se positivo. O coeficiente negativo associado ao câmbio é contra-intuitivo, uma vez que informa que desvalorizações no câmbio nominal induzem a quedas na taxa Selic. Este resultado pode estar associado a uma má especificação do modelo, havendo, portanto, espaço para uma análise mais detalhada da função de reação.

O gráfico 1 mostra o ajuste da regressão da coluna (1) aos valores observados da taxa Selic, além dos resíduos da regressão, enquanto o gráfico 2 mostra o ajuste da regressão da coluna (2) aos valores observados da taxa Selic e os resíduos da regressão. Estes gráficos permitem observar que, apesar de haver um bom ajuste da regressão aos dados em grande parte do período analisado, há variações consideráveis no gráfico dos resíduos, uma vez que há períodos que as séries de resíduos superam 1 ponto.

Gráfico 1  
Resultados da coluna (1), tab. 1

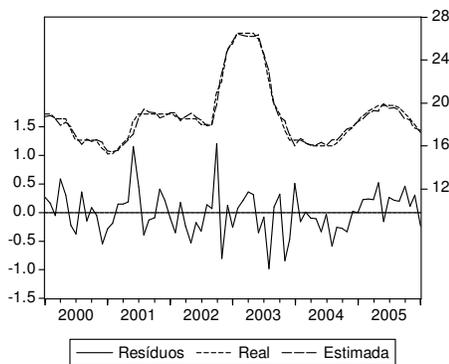
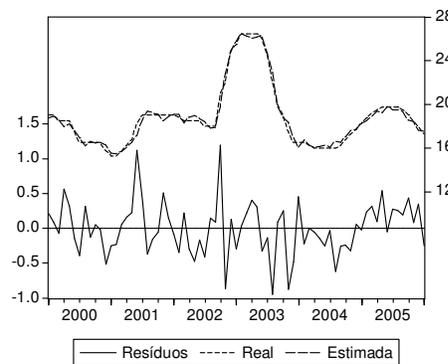


Gráfico 2  
Resultados da coluna (2), tab. 1



Essas oscilações no gráfico dos resíduos podem ser evidências a favor de uma função de reação não-linear que capte mudanças no comportamento da taxa Selic quando em contexto de crises e fora delas. Existe uma possibilidade de haver dois regimes que determinem o comportamento da política monetária no Brasil, e o modelo não-linear de mudança de regime pode testar esta hipótese. Neste trabalho, será usado o teste de linearidade de Hansen (1996). Se o teste não acusar a presença de dois comportamentos distintos da política monetária, então não terão sido encontrados indícios da presença de não-linearidade. Neste caso, não haverá vantagens em utilizar um modelo não-linear, e a função de reação estimada acima poderá ser considerada adequada ao caso brasileiro.

Outro resultado a ser analisado é a estatística associada à normalidade dos resíduos. As estimações apresentadas na tabela 4 rejeitaram a hipótese nula de

normalidade dos resíduos analisada a partir do teste Jarque-Bera ao nível de 5% de significância.

#### 4.4

#### Alternativas para as Variáveis Explicativas

Além do resultado obtido acima, que utilizou como variáveis explicativas aquelas especificadas no capítulo 3 deste trabalho, outras estimações foram feitas com diferentes séries para representar as variáveis exógenas. Estimando a função de reação com pequenas variações nas séries de taxa de variação de câmbio, taxa de variação do índice Bovespa e hiato do produto, percebe-se que não há diferenças significativas nos resultados finais, fortalecendo os resultados encontrados na tabela 4.

Para calcular a taxa de variação do câmbio e do índice Bovespa, foram testadas séries utilizando média mensal e valor de fechamento do mês. As estimações geraram mudanças na significância das taxas de câmbio e Bovespa em algumas situações, sem interferir nos resultados associados às outras variáveis.

Em relação ao hiato do produto, outras medidas foram testadas para avaliar qual a melhor *proxy* para o nível de atividade mensal. Uma delas, muito utilizada em trabalhos empíricos sobre o Brasil, é a diferença entre a série de produção física industrial dessazonalizada pelo IBGE e esta mesma série após filtro H-P (resíduo do filtro H-P). Outra medida utiliza a produção física industrial (IBGE) sem ajuste sazonal; o hiato é o resíduo da regressão desta série numa tendência linear e onze variáveis binárias, que representam os doze meses do ano.

A utilização da série de produção física industrial como *proxy* do PIB é bastante comum uma vez que este dado é o mais volátil dentre os que compõem o valor trimestral do PIB brasileiro sob a ótica da oferta. Sendo assim, supõe-se que oscilações na produção física industrial geram oscilações no PIB. No entanto, esta *proxy* capta valores muito mais voláteis do que aqueles realmente registrados na série do PIB trimestral, o que impede que seja ideal para representar o nível de atividade econômica mensal. As regressões estimadas que utilizaram qualquer uma destas opções de *proxy* geraram resultados semelhantes àqueles da tabela 4. A grande diferença ocorreu no coeficiente associado ao nível de atividade, que perdeu significância estatística em

alguns casos (tabelas (B) e (C) do apêndice 8.4), sem interferir nos coeficientes e significância das outras variáveis.

Outra medida alternativa para nível de atividade utilizou o PIB trimestral interpolado linearmente para gerar uma série mensal. O hiato foi encontrado pela diferença entre a série e ela mesma após filtro H-P. Além dessa, outra medida também utilizou o PIB trimestral interpolado, sendo que uma média móvel trimestral foi feita logo em seguida, para ilustrar melhor o comportamento de tendência e não apenas o resultado marginal da série. Nesses dois casos os resultados foram semelhantes àqueles da tabela 4 e mantiveram a significância do coeficiente do nível de atividade.

Os resultados encontrados utilizando as séries alternativas para câmbio, Bovespa e nível de atividade real estão expostos no apêndice 8.4. Em alguns casos, foi incorporada a série da taxa de juros Selic defasada dois períodos para corrigir problemas de autocorrelação residual. Os valores encontrados são relativamente semelhantes àqueles registrados na tabela 4 e, portanto, corroboram os resultados encontrados nesta seção.

As estimações também testaram a inclusão de variáveis como Embi+ Brasil e índice VIX,<sup>7</sup> juntamente com as demais variáveis de interesse, com o intuito de controlar para crises internas e/ou externas. Como não geraram resultados estatisticamente significantes e não afetaram na significância das variáveis em análise, optou-se por não incluí-las na função de reação. Este resultado sugere presença de multicolinearidade, uma vez que os erros-padrão apresentaram aumento de magnitude e as correlações entre as variações na taxa de câmbio, no índice Bovespa, no índice VIX e no índice Embi+ Brasil são altas (acima de 0,5 em termos absolutos em todos os casos).

---

<sup>7</sup> As séries foram obtidas no JP Morgan (Embi+Brasil) e Bloomberg (VIX).

## O Modelo Não-Linear

Como visto no capítulo anterior, há espaço para uma análise mais profunda da função de reação do Banco Central do Brasil. Autores como Clarida, Gali e Gertler (2000) e Cogley e Sargent (2001) examinam em seus trabalhos a questão de variação de parâmetros em funções de reação. Para dados brasileiros, Bueno (2005) empregou o método de mudança de regime markoviano para identificar endogenamente os diferentes regimes de política monetária, e Policano e Bueno (2006) estimam uma função de reação para o Banco Central do Brasil a partir de um modelo linear com coeficientes variantes no tempo (método *Time Varying Parameter* - TVP), pelo qual os coeficientes passam a variar período a período, com o objetivo de analisar a evolução dos parâmetros de política e, por este meio, constatar ou identificar padrões advindos de choques na economia. Salgado, Garcia e Medeiros (2005) utilizam o modelo limiar auto-regressivo (TAR) com variáveis exógenas para explicar mudanças de regime na taxa de juros brasileira para o período agosto de 1994 a dezembro de 2000.

A idéia neste capítulo é verificar se uma função não-linear, que trate o comportamento da política monetária de maneira diferenciada em períodos de crise e fora dele, se adapta melhor aos dados brasileiros. O foco deste estudo concentra-se em saber se, em períodos de crise, que gera maiores oscilações nos preços de ativos, a política monetária está relacionada a mudanças no mercado financeiro. Esta idéia está embasada na teoria exposta no capítulo 2, que diz que grandes oscilações no mercado financeiro, talvez associadas a bolhas, podem afetar as variáveis macroeconômicas relevantes para a estabilidade da economia. Neste caso, é relevante observar oscilações no lado financeiro para impedir o crescimento de bolhas e evitar conseqüências negativas para a economia.

Se a política monetária no Brasil preocupa-se com possíveis bolhas guiando o mercado financeiro, é provável que suas decisões levem em consideração a existência de oscilações aparentemente fora dos fundamentos. Se a preocupação com bolhas existir, ela será refletida na escolha do valor da taxa Selic, que sofrerá influências das oscilações do mercado financeiro. Neste caso, as variações na taxa de câmbio e no

índice Bovespa poderiam ser incluídas na função de reação quando houvesse indícios de comportamento fora dos fundamentos macroeconômicos.

Neste capítulo, o modelo TAR será utilizado como modelo não-linear. No entanto, antes de estimá-lo, é importante analisar se há indícios da presença de dois regimes distintos guiando a política monetária brasileira. O teste de linearidade de Hansen (1996) será utilizado nesta parte. Além de responder se a hipótese de linearidade deve ser rejeitada, o teste já indica a variável de limiar, escolhida dentre um grupo de candidatas.

Após a escolha da variável, será estimado o valor de limiar, cujo procedimento também é baseado em Hansen (1996). Só após estas etapas é que o modelo TAR é estimado.

## 5.1

### O Processo TAR

Para estimar o modelo não-linear será utilizado o processo auto-regressivo limiar (TAR – *threshold autoregressive model*), proposto por Tong (1978). A idéia principal de um modelo TAR é descrever um dado processo estocástico a partir de um modelo auto-regressivo formado por um conjunto de equações, e o que determina se a equação está ativa ou não são os valores de uma variável observada, conhecida como variável de limiar. Sendo assim, os parâmetros do modelo dependem do regime no qual está a variável dependente, sendo o regime determinado quando a variável de limiar ultrapassa determinado valor, que é estimado.

De acordo com Tong (1978), e utilizando a nomenclatura de Salgado *et al.* (2005), uma série temporal  $y_t$  é definida como um processo limiar auto-regressivo com  $h$  regimes se puder ser representada por

$$y_t = \sum_{i=1}^h \left[ \alpha_0^i + \sum_{j=1}^p \alpha_j^i y_{t-j} + \varepsilon_t^i \right] I_i(q_t) \quad (5)$$

onde  $\varepsilon_t^i \sim NID(0, \sigma_i^2)$ . Os termos  $\alpha_0^i, \dots, \alpha_p^i, i=1, \dots, h$ , são os coeficientes associados a cada regime. O termo  $I_i(\cdot)$  representa a função indicadora definida por

$$I_i(q_t) = \begin{cases} 1, & \text{se } q_t \in \mathfrak{R}_i \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases} \quad (6)$$

onde  $\mathfrak{R}_i = (r_{i-1}, r_i]$  e  $\{r_1, \dots, r_h\}$  é um subconjunto de números reais ordenado linearmente, de tal forma que  $-\infty < r_1 < r_2 < \dots < r_h < \infty$ .

O modelo acima descrito é formado por  $h$  equações lineares auto-regressivas de ordem  $p$ , AR( $p$ ). É o valor da variável de limiar  $q_t$  que determinará em qual equação do modelo a variável dependente estará sendo estimada. Assim como em Salgado, Garcia e Medeiros (2005), o modelo é generalizado de forma a incluir outras variáveis exógenas. Neste trabalho, portanto, será estimado o seguinte modelo:

$$y_t = \sum_{i=1}^h \left[ \alpha_0^i + \sum_{j=1}^p \alpha_j^i y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j^i x_{j,t} + \varepsilon_t^i \right] I_i(q_t) \quad (7).$$

Como o modelo é composto por  $h$  equações lineares, que estarão ativas ou não dependendo da variável de limiar, as regressões para cada regime serão estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários, uma vez que elas tornam-se análogas àquela estimada para o período inteiro, no modelo linear para a Regra de Taylor.

Para que seja relevante utilizar um modelo não-linear, é necessário que haja indícios de que o modelo não-linear é superior em termos de resultados em relação ao modelo linear. Testes de hipótese são ferramentas úteis para analisar esta questão. Neste trabalho, o teste de linearidade segue aquele descrito por Hansen (1996).

## 5.2

### O Teste de Linearidade

O teste de linearidade utilizado neste trabalho será o proposto por Hansen (1996). De acordo com este teste, cuja hipótese nula refere-se à linearidade do modelo, um grupo de candidatas à variável de limiar é testada, consecutivamente, e a série que

maximizar a probabilidade da presença de não-linearidade (maior estatística F) será a variável escolhida.<sup>1</sup>

O conjunto de candidatas à variável de limiar escolhido neste trabalho procura englobar um grupo que reflita crises na economia brasileira, geradas tanto por fatores internos quanto externos. Se o teste de linearidade aplicado a cada candidata a limiar não acusar a necessidade de mais de um regime explicando o comportamento da função de reação do Brasil, então uma função linear parece ser indicada para o caso brasileiro. Se este for o caso, então significa que os dados não demonstram mudanças no comportamento da determinação da taxa Selic em períodos calmos ou de crises.

### 5.2.1

#### Possíveis Variáveis de Limiar

Variações na taxa de câmbio e no índice Bovespa foram consideradas opções para a variável de limiar. A explicação para estas escolhas deve-se ao fato de que, em países com metas de inflação e taxas de câmbio flexíveis como é o caso do Brasil desde 1999, crises externas ou de confiança acabam se refletindo em depreciação cambial e, também, queda na bolsa de valores.

Séries relacionadas ao EMBI+ Brasil, EMBI+ dos países emergentes e índice VIX foram outras opções testadas para representar a variável de limiar. Estas séries variam inversamente com a confiança dos investidores, aumentando durante crises. O índice S&P 500 também foi incluído como possível indicador de crises, uma vez que quedas na bolsa norte-americana afetam o índice de confiança dos agentes e, conseqüentemente, a taxa de câmbio brasileira.

Crises econômicas e/ou políticas em um determinado país normalmente geram saídas de capital – *sudden stops* – devido às incertezas associadas ao futuro econômico deste país. A decisão de alguns de retirar capitais do país sinaliza uma situação instável a outros, que seguem o comportamento dos primeiros e assim sucessivamente. Esse "comportamento de manada" pode gerar oscilações na economia além daquelas que seriam justificadas pelos fundamentos, motivo pelo qual surgiriam as preocupações associadas a oscilações na estabilidade econômica em função de bolhas.

---

<sup>1</sup> A metodologia e detalhes sobre o teste de linearidade de Hansen (1996) encontram-se no apêndice 8.5.

O teste foi feito tanto para o modelo da coluna (1) quanto para o modelo da coluna (2) da tabela 4. Sendo assim, os primeiros resultados encontrados foram gerados a partir da variável endógena e das variáveis exógenas utilizadas na estimação da função de reação linear cujos resultados estão apresentados na primeira coluna da tabela 4: taxa Selic em  $t$  (endógena); e taxa Selic em  $(t-1)$  e em  $(t-2)$ , hiato do produto com média móvel trimestral da produção física industrial em  $(t-1)$ , desvio da inflação em relação à meta e variação da taxa de câmbio entre reuniões Copom em  $(t-1)$  e  $t$  e entre reuniões em  $(t-2)$  e  $(t-1)$  (exógenas).

Quando o teste foi feito para a coluna (2), as variáveis referentes à variação do índice Bovespa entre reuniões Copom em  $(t-1)$  e  $t$  e entre reuniões em  $(t-2)$  e  $(t-1)$  foram incluídas no grupo de variáveis exógenas.

A lista detalhada de candidatas a variável de limiar, com seus respectivos valores de estatística F e p-valor, está exposta no apêndice 8.6. A tabela 5 traz os resultados referentes às variáveis que geraram resultados mais satisfatórios (no sentido de maximizar a estatística F e, conseqüentemente, acusar a existência de dois regimes) no teste de linearidade.

Tabela 5  
Resultados do Teste de Linearidade de Hansen

	Candidata	Estatística F	P-valores	Conclusão
Resultados referentes à coluna (1), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e $t$	64,25	0	Não-linear
	2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e $t$	58,90	0	Não-linear
Resultados referentes à coluna (2), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e $t$	72,90	0	Não-linear
	2. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em $(t-1)$ e $t$	71,60	0	Não-linear

## 5.2.2

### A Escolha do Valor de Limiar

Na subseção anterior, foram apresentadas as variáveis de limiar que maximizaram a probabilidade de haver dois regimes determinando a função de reação brasileira. A etapa seguinte consiste em analisar o valor de limiar de cada uma das séries que ofereceram os melhores resultados no teste de linearidade de Hansen (1996).

A segunda parte do teste utilizado neste trabalho também se baseia em Hansen (1996) e estima, a partir da série da variável de limiar já escolhida, qual o valor da série mais adequado para dividir a amostra entre os dois regimes que compõem a função de reação do Banco Central do Brasil.

A tabela 6 apresenta o valor de limiar associado a cada uma das séries que compõem a tabela 5. Como a estimação da escolha do valor de limiar não limita o número de observações mínimo que deve compor cada regime, a tabela 6 informa também quantas observações fariam parte da amostra do regime associado aos períodos de crise. A literatura costuma estipular um limite mínimo de 15% do total amostral para compor cada regime, e esta proporção também será considerada neste trabalho. Sendo assim, as séries que não atenderem a este critério, serão desconsideradas.

Tabela 6  
Os Valores de Limiar

Candidata	Valor de Limiar	Nº observações para o período de crise	Proporção em relação ao nº total de observações	
Resultados referentes à coluna (1), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,9157	25	34,2%
	2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	728,7600	28	38,4%
Resultados referentes à coluna (2), tabela 4.	1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,9157	25	34,2%
	2. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	974,3500	12	16,4%

As variáveis da tabela 6 atenderam à restrição de um mínimo de 15% da amostra para cada regime. Os gráficos 3, 4 e 5 apresentam o comportamento destas séries.

Gráfico 3  
Índice VIX : Média entre as Reuniões Copom em (t-1) e t

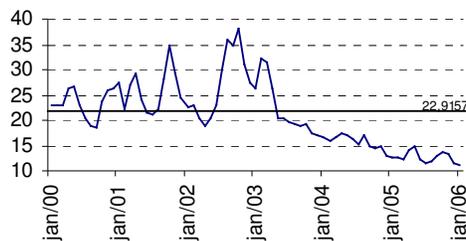


Gráfico 4  
EMBI 'Países Emergentes': Média entre as Reuniões Copom em (t-1) e t

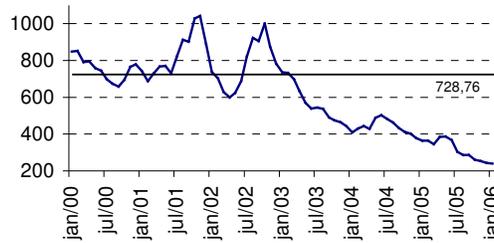
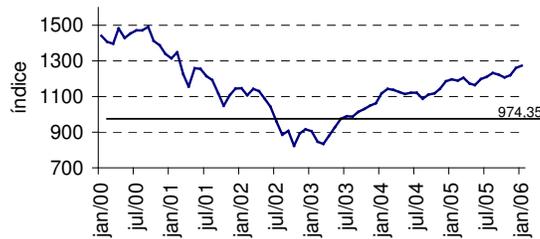


Gráfico 5  
S&P500: Média entre as Reuniões Copom em (t-1) e t



### 5.3

#### A Estimação do Modelo com Dois Regimes

O modelo não-linear estimado nesta seção segue o processo TAR, como explicado na equação (7). Expandindo os termos da equação (7), temos a seguinte função de reação:

$$i_t = (\alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j i_{t-j} + \beta_1 \bar{Y}_{t-1} + \beta_2 D_{j,t}) (I\{q \leq \gamma\}) + (\theta_0 + \sum_{j=1}^p \theta_j i_{t-j} + \rho_1 \bar{Y}_{t-1} + \rho_2 D_{j,t} + \rho_3 \Delta er_{d-1} + \rho_4 \Delta bov_{d-1}) (1 - I\{q \leq \gamma\}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde as variáveis são as mesmas utilizadas para a estimação do modelo linear e  $I\{q \leq \gamma\}$  representa a função indicadora associada à variável de limiar.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Foram estimadas regressões onde as variáveis associadas à taxa de câmbio e índice Bovespa também foram incluídas na época de calma. Seus coeficientes não se apresentaram estatisticamente significantes e houve aumento dos critérios de Akaike e Schwarz.

As três opções de variável de limiar da tabela 6, com seus respectivos valores de limiar estimados, foram utilizadas para encontrar qual a função de reação não-linear mais adequada. Como os resultados utilizando as diferentes variáveis de limiar geraram resultados semelhantes, e a variável associada à média VIX figura como a primeira opção para as colunas (1) e (2) da tabela 4, esta foi escolhida para representar a variável de limiar neste trabalho.

O resultado da função de reação não-linear estimada encontra-se na tabela 7.<sup>3</sup> As colunas estão ordenadas de maneira crescente quanto ao critério de Schwarz. A coluna 4 foi incluída com o intuito de mostrar que os resultados econométricos tornam-se inferiores qualitativamente quando preços de ativos não são considerados na estimação quando em momentos de crise (Média VIX>22,916).

O gráfico 6 mostra o ajuste da regressão da coluna (1) (tabela 7) aos valores observados da taxa Selic, além dos resíduos da regressão, e o gráfico 7 mostra o ajuste da regressão da coluna (2) aos valores observados da taxa Selic, além dos resíduos da regressão. Em relação ao teste Jarque-Bera, apesar de ele ter pouca potência em pequenas amostras, os resultados encontrados para a função não-linear apresentaram-se mais satisfatórios que aqueles registrados na função linear.

O teste LM para autocorrelação residual rejeitou a hipótese de autocorrelação para 1, 2, 4 e 12 defasagens.<sup>4</sup> O correlograma dos resíduos com as 32 primeiras defasagens corrobora o teste LM. Diferentemente da função linear, as estimações das colunas (1) e (2) não exigiram a correção para heterocedasticidade nos resíduos (correção de White).

---

<sup>3</sup>A tabela 4 utiliza a diferença entre o índice da série e o índice após o filtro H-P como *proxy* para o hiato do produto. No apêndice 8.7 está apresentado o resultado da estimação com hiato do produto após transformação com logaritmo natural, de forma que  $\bar{y}_{t-1} = \ln(\text{índice}_{t-1}) - \ln(\text{índice}_{t-1} \text{ após } H - P)$  seja a série do nível de atividade.

<sup>4</sup>A análise para estas quatro defasagens não acusa autocorrelação nos resíduos; este resultado não implica que há autocorrelação nas outras defasagens que não foram citadas neste estudo.

Tabela 7  
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
Variável Dependente: taxa Selic (t)

		1	2	3 <sup>1</sup>	4 <sup>1</sup>
<b>Período de Calma</b> q=<22,916	Constante	1,316** (0,536)	1,316** (0,539)	1,316*** (0,428)	1,316*** (0,421)
	Selic (-1)	1,362*** (0,097)	1,362*** (0,098)	1,362*** (0,099)	1,362*** (0,097)
	Selic (-2)	-0,457*** (0,094)	-0,457*** (0,095)	-0,457*** (0,094)	-0,457*** (0,093)
	MM Pind Gap(-1)	0,088** (0,040)	0,088** (0,040)	0,088*** (0,030)	0,088*** (0,029)
	Desvio	0,352*** (0,105)	0,352*** (0,105)	0,352*** (0,097)	0,352*** (0,096)
<b>Período de Crise</b> q>22,916	Constante	2,056*** (0,661)	1,800** (0,736)	1,855* (0,963)	1,498 (1,266)
	Selic (-1)	0,860*** (0,036)	0,875*** (0,041)	0,870*** (0,055)	0,893*** (0,072)
	MM Pind Gap(-1)	0,038 (0,041)	0,042 (0,042)	0,039 (0,059)	0,060 (0,059)
	Desvio	0,598*** (0,060)	0,568*** (0,071)	0,544*** (0,120)	0,485*** (0,154)
	$\Delta$ Câmbio(-1)	0,060*** (0,013)	0,079*** (0,022)		
	$\Delta$ Câmbio(-2)	-0,089*** (0,015)	-0,091*** (0,024)		
	$\Delta$ Bovespa(-1)		0,013 (0,012)	-0,026* (0,013)	
	$\Delta$ Bovespa(-2)		-0,002 (0,012)	0,034*** (0,011)	
R quadrado	0,989	0,989	0,984	0,980	
R quadrado ajustado	0,987	0,987	0,982	0,977	
Erro padrão da regressão	0,328	0,330	0,389	0,435	
Soma quadrados resíduos	6,678	6,552	9,366	12,098	
AIC	0,748	0,783	1,086	1,287	
Critério Schwarz	1,093	1,191	1,431	1,569	
Jarque Bera	2,102	2,144	17,799	86,423	
Probabilidade	0,350	0,342	0,000	0,000	
Erro padrão resíduos	0,305	0,302	0,361	0,410	
LM autocorrelação resíduos	não há	não há	não há	existe	
Estatística Q	não há	não há	não há	existe	
ARCH LM test (há ARCH?)	não	não	não	sim	

Notas:

Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses; número de observações: 73

Não foi necessária a correção de White para heterocedasticidade nos resíduos para as colunas 1 e 2.

A coluna 4 ilustra a relevância da inclusão de preços de ativos em época de crise.

<sup>1</sup> Foi necessária a correção para heterocedasticidade nos resíduos (White)

Dummy relacionada à threshold: dummy=1 quando  $media\_VIX \leq 22,916$  (período calmo);  
dummy=0 quando  $media\_VIX > 22,916$  (período crise)

media\_VIX: média do VIX diário entre Copom em t e em t-1

Gráfico 6  
Resultados da coluna (1), tabela 4

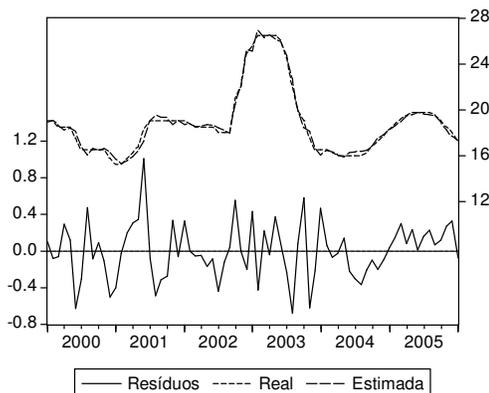
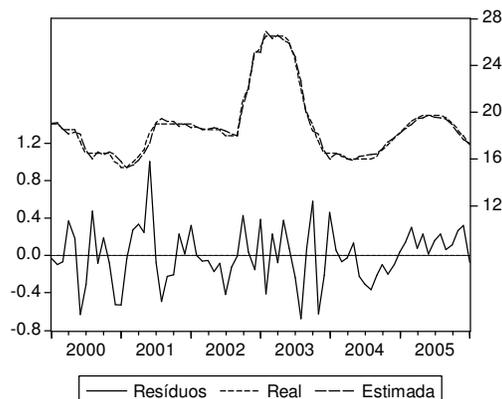


Gráfico 7  
Resultados da coluna (2), tabela 4



A escolha da série relacionada ao índice VIX como variável de limiar vai ao encontro da hipótese de dois regimes, sendo um deles associado a um período de crise, com maior variabilidade nos preços de ativos, e o outro a um período calmo, com menor variabilidade. Reordenando os valores das séries Média VIX, variação da taxa de câmbio e variação do índice Bovespa pela série da Média VIX de forma decrescente, mostra-se que a variância dos preços de ativos são muito maiores para os valores associados à Média VIX > 22,916, fortalecendo a idéia de que em épocas de crise há maior volatilidade nos preços de ativos e, conseqüentemente, maior chance de bolhas e de interferências do mercado financeiro nas variáveis macroeconômicas. A tabela 8 apresenta as variâncias associadas às séries do câmbio e da Bovespa em épocas calmas e de crise.

Tabela 8  
Variância dos Preços de Ativos

	Variância da Taxa de Câmbio	Variância do Índice Bovespa
Calma (Média VIX ≤ 22,916)	9,55	31,71
Crise (Média VIX > 22,916)	34,14	102,48

A correlação entre a série de média do índice VIX e média do Embi+Brasil é 0,87, enquanto a correlação entre a média de índice VIX e a média do Embi+ 'Países Emergentes' é 0,90 para o período de jan/2000 a jan/2006, o que sugere que crises externas e internas estão interligadas na amostra. Sendo assim, a escolha do índice VIX como variável de limiar parece ser adequada, na medida em que seus movimentos estão relacionados a mudanças na confiança dos agentes econômicos.

Os resultados da tabela 7 sugerem que a política monetária brasileira se comporta de maneira diferenciada em épocas mais calmas e em épocas de crise. Em épocas de crise, existe uma relação entre a determinação da Selic e variações na taxa de câmbio. Além disso, desvios da inflação em relação a sua meta são mais fortemente combatidos e o coeficiente associado ao nível de atividade brasileira diminui de magnitude e perde significância estatística.

O coeficiente associado à taxa de variação do índice Bovespa permanece não-significante, exceto quando o câmbio é retirado da regressão. Neste caso, provavelmente o índice Bovespa está captando a relação entre Selic e câmbio, uma vez que a correlação entre essas duas séries é -0,64. Em relação à variação da taxa de câmbio, seu coeficiente continuou apresentando o sinal negativo, diferentemente do que seria esperado. No entanto, vale ressaltar que os coeficientes associados às defasagens do câmbio possuem sinais oscilantes, sendo que o coeficiente da primeira defasagem apresenta sinal positivo.

Em épocas calmas, associadas a níveis menores do índice VIX, variações dos preços de ativos não se tornam relevantes para estimações da função de reação. Em compensação, percebe-se um grau maior na inércia da taxa Selic: são utilizadas duas defasagens da taxa Selic como variáveis explicativas para eliminar problemas de autocorrelação nos resíduos, além de os coeficientes apresentarem maior magnitude do que aquele registrado em época de crise.

## 6

### Considerações Finais

Este trabalho procurou analisar o comportamento da política monetária brasileira e possíveis relações entre a taxa Selic e informações advindas do mercado financeiro, mais especificamente variações na taxa de câmbio nominal e no índice Bovespa. Para tal, foi estimada a função de reação do Banco Central do Brasil a partir de duas abordagens distintas: linear, através do método econométrico de Mínimos Quadrados Ordinários, e não-linear, que utilizou o modelo TAR – *threshold autoregressive*, proposto por Tong (1978).

Os resultados encontrados para o período amostral de janeiro/2000 a janeiro/2006 sugerem que o modelo não-linear ajusta-se melhor aos dados brasileiros. A soma dos quadrados dos resíduos, além dos Critérios de Akaike e Schwarz, foram minimizados na estimação com dois regimes. Além disso, diferentemente da função linear, a não-linear não acusou presença de heterocedasticidade nos resíduos e não rejeitou a hipótese de normalidade dos resíduos.

#### 6.1

##### Comparação dos Modelos

Na função linear, apresentada no capítulo 3, as estimações que incluíram variáveis defasadas da taxa de câmbio e do índice Bovespa geraram resultados econométricos mais satisfatórios que aquela que omite essas variáveis (colunas (4) e (5) da tabela 4). No entanto, os coeficientes associados ao índice Bovespa não se apresentaram estatisticamente significantes, e a omissão dessa variável (coluna (1), tabela 4) melhorou os critérios de Akaike e Schwarz.

Uma análise mais detalhada da função de reação, baseada em testes de linearidade e estimações a partir de dois regimes distintos, foi feita no capítulo 5 e apresentada na tabela 7. O teste de linearidade de Hansen (1996) identificou a presença de dois regimes distintos que determinam a política monetária do Brasil: um regime associado a momentos de crise político-econômica, que geram maior volatilidade nas variáveis

financeiras, e outro associado a meses mais calmos. A série temporal associada à média, entre duas reuniões do Copom, dos valores diários do índice VIX foi escolhida como variável de limiar, com os valores maiores que o valor de limiar representando os meses de crise político-econômica brasileira.

De acordo com o modelo não-linear, em épocas de calma (quando a média VIX encontra-se abaixo do valor de limiar) o instrumento de política monetária brasileira – Selic – é bastante guiado por valores defasados da própria Selic, indicando alto grau de inércia. Já as variáveis relacionadas a câmbio e Bovespa não parecem relevantes. Em contraposição, quando a economia brasileira se depara com alguma crise, interna ou externa, que afeta a variabilidade dos preços de ativos e que está associada a altos valores da média VIX, a inclusão de apenas uma defasagem da Selic como variável exógena já se torna suficiente para evitar problemas de autocorrelação residual. Nestes meses mais conturbados, os coeficientes associados à taxa de câmbio tornam-se estatisticamente significantes e a inclusão destas variáveis gera resultados econométricos mais satisfatórios, uma vez que sua omissão gera autocorrelação residual, heterocedasticidade nos resíduos e valores associados aos critérios de Akaike e Schwarz mais elevados. Quanto à interpretação econômica, o modelo não-linear parece adequar-se ao caso brasileiro, uma vez que permite mostrar um comportamento mais preocupado com grandes oscilações do mercado financeiro em épocas associadas a níveis maiores do índice VIX, o qual indica maior risco no cenário econômico percebido pelos agentes.

A tabela 9 apresenta os principais resultados econométricos obtidos nas estimações das funções linear e não-linear. Os resultados referem-se aos modelos das colunas (1) das tabelas 4 e 7 e aos modelos das colunas (2) das tabelas 4 e 7. Optou-se por fazer a comparação direta entre essas colunas porque geraram os melhores resultados e incluem as variáveis associadas a preços de ativos (na função não-linear, elas aparecem na época de crise, tal como exige a hipótese inicial deste trabalho).

Tabela 9  
 Comparação dos Modelos

	Modelo Linear	Modelo Não-Linear	
Colunas 1, Tabelas 4 e 7	1. Soma dos quadrados dos resíduos	10,568	6,678
	2. Heterocedasticidade nos resíduos (teste de White)	Sim	Não
	3. Erro padrão da regressão	0,400	0,328
	4. Critério Akaike	1,097	0,748
	5. Critério Schwarz	1,317	1,093
	6. Normalidade dos resíduos (teste Jarque-Bera)	Não	Sim
	7. Teste ARCH LM	Não há	Não há
Colunas 2, Tabelas 4 e 7	1. Soma dos quadrados dos resíduos	10,411	6,552
	2. Heterocedasticidade nos resíduos (teste de White)	Sim	Não
	3. Erro padrão da regressão	0,403	0,330
	4. Critério Akaike	1,137	0,783
	5. Critério Schwarz	1,419	1,191
	6. Normalidade dos resíduos (teste Jarque-Bera)	Não	Sim
	7. Teste ARCH LM	Não há	Não há

Percebe-se, a partir dos resultados compilados acima, que a função de reação não-linear parece ser mais adequada ao caso brasileiro. Esta estimação sugere que a política monetária brasileira segue comportamento distinto em épocas de maior (e menor) volatilidade nos preços de ativos, sendo esta associada a épocas de crise externa e/ou interna (e épocas mais calmas). Quando o período está associado a crises, o comportamento de preços de ativos parece estar associados a movimentos que interferem na escolha da taxa Selic.

## Referências Bibliográficas

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 46ª Reunião, abr. 2000.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 49ª Reunião, jul. 2000.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 61ª Reunião, jul. 2001.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 64ª Reunião, out. 2001.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 72ª Reunião, jun. 2002.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 96ª Reunião, mai. 2004.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 102ª Reunião, nov. 2004.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 103ª Reunião, dez. 2004.

ANDREWS, Donald; PLOBERGER, Werner. Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative, **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, nov. 1994.

AKRAM, Q. Farooq; BARDBSEN, Gunnar; EITRHEIM, Oyvind. Monetary Policy and Asset Prices: To Respond or Not?, **Working Paper Series**, jul. 2005. Disponível em [http://ideas.repec.org/p/bno/worpaper/2005\\_09.html](http://ideas.repec.org/p/bno/worpaper/2005_09.html)

ARQUETE, Lílian C. R.; JAYME JÚNIOR, Frederico G. **Política Monetária, Preços e Produto no Brasil (1994-2002): uma Aplicação de Vetores Auto-Regressivos**. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia, n. B45, 2003. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B45.pdf>.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark. Monetary Policy and Asset Price Volatility, **NBER Working Paper**, n. 7559, fev. 2000.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, **NBER Working Paper**, n. 6455, mar. 1998.

BORIO, Claudio; LOWE, Philip. Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus, **BIS Working Papers**, n. 114, jul. 2002.

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

BULLARD, James; SCHALLING, Eric. Why the Fed Should Ignore the Stock Market, **Federal Reserve Bank of St. Louis**, mar./abr. 2002.

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

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

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

\_\_\_\_\_. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, dez. 1999.

\_\_\_\_\_. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, fev. 2000.

COGLEY, Timothy; SARGENT, Thomas. Evolving Post World War II US Inflation Dynamics. In **Bernanke, Ben; Rogoff, Kenneth (ed.), NBER Macroeconomics Annual**, 2001.

DAVIES, Robert. Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only under the alternative, **Biometrika**, n. 74, p. 33-43, 1987.

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

\_\_\_\_\_. Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-Offs, **BIS Working Papers**, n. 155, jun. 2004.

FRAGA, Armínio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André. Inflation Targeting in Emerging Market Economies, **NBER Working Paper**, n. 10019, out. 2003.

GREENSPAN, Alan. General Discussion: Monetary Policy and Asset Price Volatility, in **New Challenges for Monetary Policy, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City**, Jackson Hole, Wyoming, 26-28 ago. 1999a

\_\_\_\_\_. Testimony before the "Joint Economic Committee", 17 Jun. 1999b. Disponível em <http://www.house.gov/jec/hearings/grnspn4.pdf>

\_\_\_\_\_. "Opening Remarks", in **Rethinking Stabilization Policy, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City**, Jackson Hole, Wyoming, 29-31 ago. 2002.

\_\_\_\_\_. General Discussion: Whither Monetary and Financial Stability? The Implications of Evolving Policy Regimes, in **Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City**, Jackson Hole, Wyoming, 28-30 ago. 2003.

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

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

LUDVIGSON, Sydney; STEINDEL, Charles. How Important is the Stock Market Effect on Consumption?, **Federal Reserve of New York, Economic Policy Review**, v. 5, n. 2, p. 29-52, jul. 1999.

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

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

\_\_\_\_. **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility**. Banco Central do Brasil, mimeo, mai. 2003.

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

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

POLICANO, Rodrigo M.; BUENO, Rodrigo D. L. S. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005**. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, n. 83, 2006.

Disponível em [www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf).

ROUBINI, Nouriel. **Why Central Banks Should Burst Bubbles?**, jan. 2006.  
Disponível em <http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1468-2362.2006.00032.x>

SACK, Biran; WIELAND, Volker. Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence, **Finance and Economics Discussion Series**, Federal Reserve Board, Washington DC, 1999.

SALGADO, Maria José; GARCIA, Márcio; MEDEIROS, Marcelo. Monetary Policy During Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function, **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 61-79, jan-mar. 2005.

SIKLOS, Pierre; WERNER, Thomas; BOHL, Martin. Asset Prices in Taylor Rules: Specification, Estimation, and Policy Implementations for the ECB, **Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Studies of the Economic Research Centre**, n. 22, 2004.

SMETS, Frank. Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence, **BIS Working Papers**, n. 47, set. 1997.

TOBIN, James. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

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

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

WHITE, William. Procyclicality in the Financial System: Do We Need a New Macrofinancial Stabilisation Framework?, **BIS Working Papers**, n. 193, jan. 2006.

## 8

## Apêndice

## 8.1

## Estimação da Função de Reação Linear com Restrição

Os resultados apresentados a seguir referem-se à estimação da função de reação para o Brasil que segue uma Regra de Taylor modificada representada por:

$$i_t = \alpha_0 * i_{t-1} + (1 - \alpha_0) * (\alpha_1 + \alpha_2 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 * D_{j,t} + \alpha_4 * \Delta er_{d-1} + \alpha_5 * \Delta bov_{d-1}) + \varepsilon_t$$

Algumas estimações utilizaram duas defasagens da taxa de juros Selic para evitar problemas de autocorrelação nos resíduos. Nestes casos, a função de reação foi definida como

$$i_t = \alpha_0 * i_{t-1} + \alpha_6 * i_{t-2} + (1 - \alpha_0 - \alpha_6) * (\alpha_1 + \alpha_2 * \bar{Y}_{t-1} + \alpha_3 * D_{j,t} + \alpha_4 * \Delta er_{d-1} + \alpha_5 * \Delta bov_{d-1}) + \varepsilon_t$$

A tabela a seguir reporta os principais resultados. A estimação utiliza o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

Tabela Apêndice 8.1  
 Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
 Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Constante	14,228*** (0,662)	14,112*** (0,686)	13,565*** (1,089)	11,984*** (1,909)	13,499*** (1,419)	13,270*** (1,500)	12,978*** (1,686)	13,079*** (1,524)
Selic(-1)	1,145*** (0,077)	1,147*** (0,085)	1,083*** (0,109)	0,902*** (0,038)	1,079*** (0,124)	1,055*** (0,123)	1,111*** (0,105)	1,078*** (0,111)
Selic(-2)	-0,285** (0,080)	-0,284*** (0,090)	-0,203* (0,112)		-0,191 (0,130)	-0,161 (0,131)	-0,210* (0,123)	-0,179 (0,131)
MM Pind Gap(-1)	0,529* (0,283)	0,540* (0,302)	0,762 (0,490)	1,480* (0,873)	0,897 (0,695)	0,962 (0,697)	0,974 (0,755)	0,982 (0,718)
Desvio	3,602*** (0,462)	3,637*** (0,477)	4,025*** (0,636)	5,184*** (1,120)	4,089*** (0,864)	4,417*** (0,989)	4,418*** (1,114)	4,489*** (1,081)
Er_copom(-1)	0,299* (0,160)	0,284 (0,223)					0,229 (0,269)	0,111 (0,339)
Er_copom(-2)	-0,440*** (0,125)	-0,373** (0,159)						
Bov_copom (-1)		-0,030 (0,069)	-0,170* (0,088)			-0,131 (0,098)		-0,096 (0,126)
Bov_copom(-2)		0,060 (0,057)	0,185** (0,072)					
R quadrado	0,982	0,983	0,980	0,974	0,975	0,977	0,976	0,977
R quad. ajustado	0,981	0,981	0,978	0,973	0,974	0,975	0,975	0,975
Erro padrão da reg.	0,400	0,403	0,431	0,476	0,467	0,458	0,460	0,460
Soma quad. resíd.	10,568	10,411	12,261	15,614	14,805	14,075	14,196	13,991
AIC	1,097	1,137	1,246	1,405	1,379	1,356	1,365	1,378
Critério Schwarz	1,317	1,419	1,465	1,531	1,536	1,544	1,553	1,597
Jarque Bera	6,409	6,155	47,916	38,271	94,341	52,915	27,381	32,356
Probabilidade	0,041	0,046	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíd.	0,383	0,380	0,413	0,466	0,453	0,442	0,444	0,441
ARCH LM test <sup>1</sup>	não	não	sim	sim	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

<sup>1</sup> As respostas referem-se à questão: o teste ARCH LM acusou presença de ARCH nos resíduos?

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

## 8.2

### Resultados de Testes de Raiz Unitária

Foi testada a presença de raiz unitária em todas as variáveis utilizadas para a estimação das regressões. O teste utilizado foi o Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para todas as séries a hipótese nula associada à presença de raiz unitária foi rejeitada, à exceção da série relativa ao desvio da inflação em relação à sua meta.

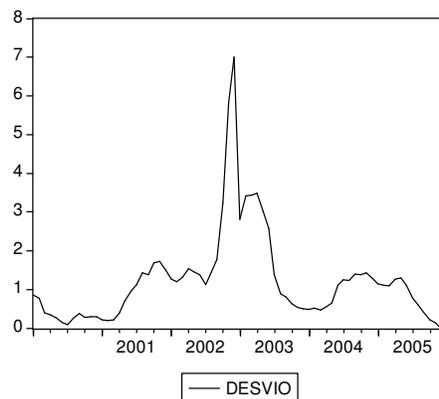
Sendo assim, foram analisados também o teste de Philips-Perron (PP) e o teste Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) para a série do desvio da inflação. Os resultados encontrados foram dúbios, uma vez que o teste KPSS não rejeitou a hipótese nula de que a série é estacionária. Os resultados dos testes encontram-se na tabela abaixo.

Resultados dos Testes de Raiz Unitária para a Variável de Desvio da Inflação

Teste	Hipótese Nula	Resultado	Conclusão
ADF	DESVIO tem uma raiz unitária	Estat. $t = -2,30$ Prob.=0,1749	$H_0$ não foi rejeitada
PP	DESVIO tem uma raiz unitária	Estat. $t$ Ajustada = $-2,46$ Prob.=0,1301	$H_0$ não foi rejeitada
KPSS	DESVIO é estacionário	Estat. LM = 0,1146	$H_0$ não foi rejeitada

Notas: os testes PP e KPSS utilizaram janela de Andrews e núcleo espectral quadrático

Uma possível explicação para estes resultados é falta de potência devido ao tamanho reduzido da amostra e a picos anormais que fazem parte da série. O gráfico associado ao desvio da inflação confirma o comportamento volátil da série em determinados períodos.



## 8.3

## Hiato do Produto em Logaritmo Natural (1)

A tabela 1 utiliza a diferença entre o índice da série e o índice após o filtro H-P como *proxy* para o hiato do produto. Se uma transformação com logaritmo natural for utilizada de forma que  $\bar{y}_{t-1} = \ln(\text{índice}_{t-1}) - \ln(\text{índice}_{t-1} \text{ após } H - P)$  seja a série do nível de atividade,  $\bar{y}_{t-1}$  representará os desvios percentuais da variável em relação ao seu nível de *steady-state*. Neste caso, os resultados dos modelos das colunas (1) e (2) são, respectivamente,

$$i_t = 1,997 + 1,145 i_{t-1} - 0,285 i_{t-2} + 7,458 \bar{y}_{t-1} + 0,506 D_{j,t} + 0,042 \Delta er_{d-1} - 0,062 \Delta er_{d-2} + \varepsilon_t,$$

(0,46)      (0,08)      (0,08)      (3,04)      (0,07)      (0,02)      (0,02)

e

$$i_t = 1,945 + 1,147 i_{t-1} - 0,285 i_{t-2} + 7,431 \bar{y}_{t-1} + 0,501 D_{j,t} + 0,039 \Delta er_{d-1} -$$

(0,45)      (0,08)      (0,09)      (3,17)      (0,06)      (0,03)

$$- 0,052 \Delta er_{d-2} - 0,004^* \Delta bov_{d-1} + 0,008^* \Delta bov_{d-2} + \varepsilon_t.$$

(0,02)      (0,01)      (0,01)

## 8.4

### Estimações com *Proxies* para as Variáveis Explicativas

As tabelas a seguir trazem resultados das regressões estimadas utilizando algumas variantes para as séries utilizadas como variáveis explicativas na tabela (1), seção 4.1.

A tabela (A) utiliza a série do PIB trimestral (dessazonalizada pelo IBGE), interpolada linearmente, como *proxy* para a variável de atividade real. Após a interpolação, foi feita uma média móvel trimestral para levar em consideração o comportamento da atividade nos últimos três meses. O produto potencial foi calculado aplicando-se o filtro de H-P sobre a série, sendo o hiato do produto o resíduo de H-P. Os resultados encontrados são bastante semelhantes aos encontrados na tabela (1) da seção 4.1.

Na tabela (B) foi utilizada a série de produção física industrial dessazonalizada pelo IBGE e esta mesma série após o filtro de Hodrick-Prescott (H-P) como *proxy* para o hiato do produto. Os resultados mostram que o coeficiente da variável relacionada ao nível de atividade perdeu significância, enquanto os coeficientes das demais variáveis mantiveram-se semelhantes aos encontrados na tabela (1).

A tabela (C) utilizou a produção física industrial do IBGE sem ajuste sazonal como proxy para o nível de atividade; o hiato do produto foi considerado o resíduo da regressão desta série numa tendência linear e onze *dummies*, que representam os doze meses do ano. Analogamente à tabela (B), o coeficiente associado ao hiato do produto perdeu significância, enquanto os coeficientes associados às outras variáveis não sofreram modificações significativas.

A variante da tabela (D) também refere-se ao nível de atividade: para encontrar dados mensais, foi calculada a interpolação linear do PIB trimestral, com o hiato sendo a diferença entre a série interpolada e ela mesma após o filtro H-P. Neste caso, o coeficiente do hiato do produto aparece significativo em algumas regressões (colunas 1, 4, 5, e 6). Os coeficientes das demais variáveis não sofreram mudanças significativas quando comparadas às regressões estimadas anteriormente.

As tabelas (E) e (F) trazem variantes nas séries associadas às variações dos preços de ativos: taxa de câmbio e índice Bovespa. Na tabela (E) foi utilizada a média mensal e na tabela (F), o valor de fechamento do mês, ambas em substituição à média dos valores diários ocorridos entre duas reuniões do Copom. A tabela (F) forneceu resultados

bastante semelhantes àqueles da tabela (1), seção 4.1. A tabela (E) registrou resultados menos satisfatórios comparativamente: os coeficientes apresentaram-se diferentes para a variação da taxa de câmbio e variação do índice Bovespa em relação à significância estatística. Além disso, a ordenação crescente em função do critério de Schwarz interferiu na organização das colunas: um exemplo pode ser visto na tabela (E), onde o menor critério de Schwarz (coluna 1) utiliza apenas uma variável associada à taxa de câmbio, em oposição aos resultados das tabelas anteriores. Vale ressaltar que a tabela (E) também forneceu resultados inferiores qualitativamente em comparação com as estimações anteriores: os critérios de Schwarz e de Akaike são mais elevados.

Tabela A  
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6	7
Constante	2,008*** (0,444)	1,787*** (0,416)	1,503*** (0,424)	1,497*** (0,515)	1,492*** (0,510)	1,342*** (0,498)	1,414*** (0,499)
Selic(-1)	1,048*** (0,073)	1,053*** (0,074)	0,884*** (0,026)	0,887*** (0,032)	0,887*** (0,031)	0,895*** (0,030)	0,891*** (0,030)
Selic(-2)	-0,190** (0,076)	-0,184** (0,077)					
MM interpol Gap(-1)	0,204*** (0,055)	0,231*** (0,058)	0,300*** (0,049)	0,279*** (0,049)	0,260*** (0,053)	0,276*** (0,051)	0,265*** (0,050)
Desvio	0,520*** (0,063)	0,500*** (0,057)	0,519*** (0,085)	0,500*** (0,105)	0,505*** (0,103)	0,493*** (0,097)	0,500*** (0,095)
Er_copom(-1)	0,038* (0,022)	0,040 (0,027)				0,016 (0,025)	0,008 (0,032)
Er_copom(-2)	-0,062*** (0,014)	-0,044** (0,018)					
Bov_copom (-1)		-0,001 (0,008)	-0,017** (0,009)		-0,010 (0,008)		-0,007 (0,010)
Bov_copom(-2)		0,016* (0,008)	0,027*** (0,007)				
R quadrado	0,984	0,985	0,982	0,977	0,978	0,978	0,978
R quad. ajustado	0,983	0,983	0,981	0,976	0,976	0,976	0,976
Erro padrão da reg.	0,378	0,373	0,399	0,447	0,444	0,445	0,447
Soma quad. resíd.	9,448	8,923	10,650	13,772	13,415	13,475	13,369
AIC	0,985	0,983	1,077	1,280	1,281	1,285	1,305
Critério Schwarz	1,205	1,265	1,266	1,405	1,438	1,442	1,493
Jarque Bera (prob abaixo)	6,770 0,034	3,504 0,173	17,872 0,000	33,425 0,000	21,945 0,000	10,004 0,007	13,130 0,001
Erro padrão resíd.	0,362	0,352	0,385	0,437	0,432	0,433	0,431
ARCH LM test <sup>1</sup>	não	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

<sup>1</sup> As respostas referem-se à questão: o teste ARCH LM acusou presença de ARCH nos resíduos?  
A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela B  
 Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
 Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	2,751*** (0,541)	2,702*** (0,557)	2,562*** (0,633)	2,366*** (0,645)	2,196*** (0,546)	2,234*** (0,532)
Selic(-1)	1,203*** (0,072)	1,211*** (0,078)	1,154*** (0,104)	1,133*** (0,120)	1,186*** (0,096)	1,160*** (0,102)
Selic(-2)	-0,383*** (0,069)	-0,389*** (0,075)	-0,323*** (0,092)	-0,289*** (0,108)	-0,333*** (0,095)	-0,309*** (0,103)
Pind_IBGE_Gap(-1)	-0,005 (0,028)	-0,006 (0,030)	-0,008 (0,033)	-0,002 (0,031)	-0,002 (0,031)	-0,001 (0,030)
Desvio	0,521*** (0,075)	0,514*** (0,072)	0,499*** (0,114)	0,483*** (0,127)	0,454*** (0,111)	0,467*** (0,104)
Er_copom(-1)	0,044** (0,021)	0,043 (0,029)			0,024 (0,025)	0,014 (0,033)
Er_copom(-2)	-0,065*** (0,017)	-0,054** (0,023)				
Bov_copom(-1)		-0,003 (0,009)	-0,020** (0,009)	-0,013 (0,009)		-0,008 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,009 (0,008)	0,024*** (0,007)			
R quadrado	0,981	0,982	0,978	0,975	0,975	0,975
R quadrado ajustado	0,980	0,979	0,976	0,973	0,973	0,973
Erro padrão da regressão	0,412	0,415	0,447	0,478	0,478	0,479
Soma quadrados resíduos	11,195	11,030	13,210	15,284	15,294	15,145
AIC	1,155	1,195	1,320	1,439	1,439	1,460
Critério Schwarz	1,374	1,477	1,540	1,627	1,628	1,677
Jarque Bera	3,390	2,904	31,748	42,428	29,583	29,111
Probabilidade	0,184	0,234	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,394	0,391	0,428	0,461	0,461	0,459
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela C  
 Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
 Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	2,607*** (0,489)	2,542*** -0,491	2,317*** (0,506)	2,127*** (0,545)	1,962*** (0,502)	1,992*** (0,489)
Selic(-1)	1,200*** (0,071)	1,206*** -0,076	1,145*** (0,100)	1,119*** (0,114)	1,176*** (0,091)	1,147*** (0,098)
Selic(-2)	-0,372*** (0,072)	-0,375*** -0,077	-0,301*** (0,094)	-0,263** (0,110)	-0,311*** (0,095)	-0,283*** (0,103)
Hiato(-1)	0,006 (0,017)	0,006 -0,018	0,012 (0,018)	0,017 (0,018)	0,016 (0,019)	0,018 (0,018)
Desvio	0,518*** (0,069)	0,511*** (0,066)	0,497*** (0,109)	0,486*** (0,123)	0,456*** (0,112)	0,471*** (0,104)
Er_copom(-1)	0,044** (0,022)	0,043 (0,029)			0,026 (0,025)	0,015 (0,033)
Er_copom(-2)	-0,065*** (0,018)	-0,054** (0,024)				
Bov_copom (-1)		-0,003 (0,009)	-0,021** (0,009)	-0,014 (0,009)		-0,009 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,009 (0,008)	0,023*** (0,007)			
R quadrado	0,981	0,982	0,978	0,975	0,975	0,975
R quadrado ajustado	0,980	0,979	0,976	0,973	0,973	0,973
Erro padrão da regressão	0,412	0,415	0,447	0,476	0,476	0,477
Soma quadrados resíduos	11,183	11,019	13,162	15,160	15,184	15,010
AIC	1,154	1,194	1,137	1,430	1,432	1,448
Critério Schwarz	1,373	1,476	1,536	1,619	1,620	1,668
Jarque Bera	3,901	3,691	40,973	52,670	37,201	36,740
Probabilidade	0,142	0,158	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,394	0,391	0,428	0,459	0,459	0,457
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela D  
Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	2,670*** (0,419)	2,621*** (0,408)	2,447*** (0,450)	2,313*** (0,497)	2,149*** (0,491)	2,207*** (0,470)
Selic(-1)	1,202*** (0,071)	1,204*** (0,079)	1,149*** (0,105)	1,123*** (0,119)	1,184*** (0,094)	1,147*** (0,102)
Selic(-2)	(0,378)***	-0,378*** (0,077)	-0,312*** (0,101)	-0,277** (0,118)	-0,329*** (0,100)	-0,296*** (0,109)
Interpol Gap (-1)	0,002*** (0,001)	0,002 (0,001)	0,002 (0,001)	0,004*** (0,002)	0,003*** (0,001)	0,004*** (0,001)
Des vio	0,518*** (0,069)	0,513*** (0,066)	0,496*** (0,108)	0,487*** (0,121)	0,455*** (0,111)	0,473*** (0,102)
Er_copom(-1)	0,045** (0,022)	0,042 (0,029)			0,026 (0,025)	0,013 (0,033)
Er_copom(-2)	-0,064*** (0,017)	-0,055** (0,023)				
Bov_copom(-1)		-0,004 (0,009)	-0,021** (0,100)	-0,016 (0,010)		-0,011 (0,011)
Bov_copom(-2)		0,008 (0,008)	-0,023*** (0,006)			
R quadrado	0,982	0,982	0,978	0,975	0,975	0,975
R quadrado ajustado	0,980	0,980	0,976	0,973	0,973	0,973
Erro padrão da regressão	0,411	0,414	0,446	0,473	0,476	0,475
Soma quadrados resíduos	11,122	10,987	13,154	15,010	15,150	14,899
AIC	1,148	1,191	1,136	1,421	1,430	1,441
Critério Schwarz	1,368	1,473	1,536	1,609	1,618	1,660
Jarque Bera	3,568	3,418	33,821	40,571	29,583	28,635
Probabilidade	0,168	0,181	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,393	0,391	0,427	0,457	0,459	0,455
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela E  
 Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
 Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	1,911*** (0,545)	1,927*** (0,528)	1,823*** (0,632)	1,582** (0,732)	1,612** (0,739)	1,780*** (0,631)
Selic(-1)	1,097*** (0,118)	1,087*** (0,117)	1,121*** (0,138)	1,095*** (0,128)	1,084*** (0,130)	1,119*** (0,140)
Selic(-2)	-0,231** (0,111)	-0,222* (0,112)	-0,249** (0,122)	-0,211 (0,133)	-0,203 (0,134)	-0,244* (0,123)
MM Pind Gap (-1)	0,091*** (0,034)	0,092*** (0,034)	0,089*** (0,033)	0,097** (0,043)	0,098** (0,042)	0,089*** (0,032)
Desvio	0,473*** (0,112)	0,478*** (0,109)	0,449*** (0,141)	0,456*** (0,123)	0,466*** (0,128)	0,444*** (0,142)
Er_mensal_media(-1)	-0,033* (0,018)	-0,039 (0,024)	-0,035* (0,020)			-0,042 (0,027)
Er_mensal_media(-2)			0,009 (0,014)			0,017 (0,016)
Bov_mensal_media (-1)		-0,006 (0,008)		0,007 (0,005)	0,005 (0,005)	-0,008 (0,009)
Bov_mensal_media (-2)					0,004 (0,006)	0,006 (0,007)
R quadrado	0,977	0,977	0,977	0,976	0,976	0,978
R quadrado ajustado	0,976	0,975	0,975	0,974	0,974	0,975
Erro padrão da regressão	0,451	0,453	0,453	0,467	0,470	0,457
Soma quadrados resíduos	13,618	13,538	13,564	14,626	14,557	13,395
AIC	1,323	1,345	1,347	1,394	1,417	1,389
Critério Schwarz	1,512	1,564	1,566	1,583	1,637	1,671
Jarque Bera	232,999	254,664	250,164	107,921	116,635	302,475
Probabilidade	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Erro padrão resíduos	0,435	0,434	0,434	0,451	0,450	0,431
ARCH LM test (existe ARCH?)	sim	sim	sim	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

Tabela F  
 Estimação da Função de Reação do Banco Central do Brasil  
 Variável dependente: taxa Selic (t)

	1	2	3	4	5	6
Constante	1,977*** (0,506)	1,911*** (0,497)	1,603*** (0,591)	1,401** (0,657)	1,300* (0,654)	1,312** (0,615)
Selic(-1)	1,163*** (0,086)	1,165*** (0,090)	1,123*** (1,000)	1,059*** (0,115)	1,124*** (0,101)	1,094*** (0,102)
Selic(-2)	-0,300*** (0,088)	-0,299*** (0,092)	-0,240** (0,099)	-0,165 (0,121)	-0,224* (0,118)	-0,194 (0,120)
MM Pind Gap (-1)	0,072** (0,032)	0,072** (0,031)	0,087*** (0,032)	0,103** (0,039)	0,096** (0,043)	0,099** (0,042)
Desvio	0,475*** (0,060)	0,469*** (0,061)	0,456*** (0,096)	0,464*** (0,107)	0,435*** (0,098)	0,448*** (0,088)
Er_mensal_fech(-1)	0,016 (0,012)	0,013 (0,012)			0,022 (0,018)	0,013 (0,021)
Er_mensal_fech(-2)	-0,040*** (0,010)	-0,031** (0,012)				
Bov_mensal_fech (-1)		-0,007 (0,007)	-0,016* (0,009)			-0,009 (0,009)
Bov_mensal_fech (-2)		0,009 (0,005)	0,020*** (0,005)	-0,015 (0,010)		
R quadrado	0,983	0,984	0,981	0,977	0,977	0,978
R quadrado ajustado	0,982	0,982	0,979	0,976	0,976	0,976
Erro padrão da regressão	0,392	0,390	0,418	0,451	0,451	0,450
Soma quadrados resíduos	10,145	9,724	11,543	13,615	13,644	13,348
AIC	1,056	1,069	1,185	1,323	1,325	1,331
Critério Schwarz	1,276	1,351	1,405	1,511	1,513	1,550
Jarque Bera	0,248	0,837	33,115	29,718	9,382	8,893
Probabilidade	0,883	0,658	0,000	0,000	0,009	0,012
Erro padrão resíduos	0,375	0,367	0,400	0,435	0,435	0,431
ARCH LM test (existe ARCH?)	não	não	não	sim	sim	sim

Notas: Amostra: jan/2000 a jan/2006; erros-padrão entre parênteses

Corrigido para heterocedasticidade nos resíduos (White)

\*\*\*, \*\* e \* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

A estatística Q e o teste LM para autocorrelação residual não acusaram autocorrelação

## 8.5

### O Teste de Linearidade

Quando um modelo de séries temporais não-linear é proposto para a análise de algum assunto, torna-se relevante analisar a seguinte questão: a especificação não-linear é superior em termos de resultados em relação ao modelo linear? É possível rejeitar a hipótese de linearidade?

O uso de um modelo TAR está diretamente relacionado a esta pergunta. Para que faça sentido utilizá-lo, é necessário que haja mais de um regime afetando o comportamento das variáveis de interesse, e que ele forneça resultados mais interessantes à análise do que aqueles advindos de um modelo linear. Testes de hipótese são ferramentas úteis para encontrar respostas a estas perguntas. Neste trabalho, o teste de linearidade segue aquele descrito por Hansen (1996).<sup>1</sup>

O ponto de corte entre um regime e outro é determinado pelo valor estimado do limiar  $\gamma$ , pertencente à série temporal da variável  $q_t$ . O teste reordena todas as séries de acordo com os valores crescentes da série  $q_t$ , e não mais de forma temporal. Dessa forma, o vetor  $(y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{1,t}, \dots, x_{k,t})$  ordena suas linhas de acordo com os valores de  $q_t$ , isto é, os valores das variáveis dependente e independentes relacionadas temporalmente ao menor valor de  $q_t$  representam a primeira linha do vetor e assim sucessivamente.

O teste de linearidade de Hansen (1996) supõe que há apenas dois regimes. Esta hipótese aplica-se ao caso deste trabalho porque o interesse está voltado à análise de dois diferentes regimes, um representando a existência de grandes variações nos preços de ativos, geradas principalmente por crises internas ou externas que afetaram o contexto econômico brasileiro, e o outro representando períodos de calma na economia e política econômica.

Hansen (1996) testa a linearidade do modelo para um grupo de possíveis variáveis de limiar, e a variável escolhida para representar o limiar é aquela que maximiza a estatística F. A grande diferença entre o teste de Hansen (1996) e o de Tsay (1989),

---

<sup>1</sup> Os testes relacionados a este modelo foram programados em Matlab 7. Para a segunda etapa do processo não-linear, em que são estimadas as regressões após incorporar a *dummy* associada à variável de limiar, foi utilizado o programa econométrico Eviews 4.1.

quem primeiramente propôs o procedimento de reordenação das variáveis para testar linearidade, é que Hansen (1996) propôs o uso de uma teoria de distribuição assintótica para testar problemas que envolvem parâmetros de perturbação não-identificáveis sob a hipótese nula, o que torna seu teste mais formal que o proposto por Tsay (1989).

O teste se baseia na estatística F clássica. Como o teste não é padrão devido à presença de parâmetros de perturbação somente na hipótese alternativa, a inferência deve ser analisada de forma detalhada.

Em seu estudo, mostra que uma transformação baseada em uma medida de probabilidade condicional gera uma distribuição assintótica livre de parâmetros de perturbação. A transformação condicional proposta é análoga a um p-valor assintótico, com distribuição assintótica uniforme sob a hipótese nula.

Como essa transformação não pode ser diretamente calculada, é utilizada uma aproximação baseada em técnicas de simulação. Sendo assim, o método de Monte Carlo é usado para calcular a distribuição para amostras finitas.

Reescrevendo a equação (7) de outra forma, sem modificações na idéia geral, considere a equação

$$y_t = \alpha' y + \beta' x + (\theta' y + \rho' x)(I\{q_t > \gamma\}) + \varepsilon_t ,$$

onde  $\alpha = (\alpha_0 \alpha_1 \dots \alpha_p)'$ ,  $\theta = (\theta_0 \theta_1 \dots \theta_p)'$  e  $y = (1 \ y_{t-1} \dots y_{t-p})'$  são vetores  $(p+1) \times 1$ , e  $\beta = (\beta_1 \dots \beta_k)'$ ,  $\rho = (\rho_1 \dots \rho_k)'$  e  $x = (x_{1,t} \dots x_{k,t})'$  são vetores  $k \times 1$ . Faça  $v_t(\gamma) = (\theta' \rho)'$  ser o vetor  $m \times 1$  de parâmetros relacionados à função indicadora e  $\psi_t(\gamma) = (\alpha' \beta' \theta' \rho)'$  o vetor  $(k_1 + m) \times 1$  dos parâmetros sob a hipótese alternativa. A questão de interesse é saber se o termo associado à função indicadora é relevante na regressão, ou seja, o teste procura analisar se  $v_t(\gamma) = 0$ . Como Hansen (1996) reparametriza o vetor  $v_t(\gamma)$  de forma que  $v_t(\gamma) = \frac{c}{\sqrt{n}}$ , a hipótese nula transforma-se em  $c = 0$  contra a alternativa  $c \neq 0$ . O teste torna-se não-padrão porque o valor  $\gamma$ , por não entrar na regressão sob  $H_0$ , não é identificável sob a hipótese nula. Como  $\gamma$  é desconhecido, não é possível estimar diretamente por Mínimos Quadrados Ordinários, pois não há informação suficiente para identificar os dois regimes. Neste caso, uma estimativa para  $H_1$  por mínimos quadrados pode ser encontrada a partir da minimização

da variância amostral  $\hat{\sigma}_n^2(\gamma) = \sum_{i=1}^n \frac{\hat{\epsilon}_i(\gamma)^2}{(n - (k_1 + m))}$ , onde  $n$  representa o número de observações e  $(k_1 + m)$  é o número de parâmetros a serem estimados. O valor  $\gamma$  escolhido é tal que  $\hat{\gamma} = \arg \min \hat{\sigma}_n^2(\gamma)$ , e o vetor de parâmetros estimado é função de  $\hat{\gamma}$ ,  $\hat{\psi} = \hat{\psi}(\hat{\gamma})$  e não  $\hat{\psi} = \hat{\psi}(\gamma)$ .

Se o valor de  $\gamma$  fosse conhecido, o teste de Wald a ser utilizado teria a seguinte representação:

$$T_n(\gamma) = n \hat{\psi}(\gamma)' R (R \hat{V}_n^*(\gamma) R')^{-1} R' \hat{\psi}(\gamma),$$

onde

$$\begin{aligned} R &= (0 \quad I_m)', \text{ vetor } (k_1 + m) \times 1 \\ \hat{V}_n^*(\gamma) &= M_n(\gamma, \gamma)^{-1} \hat{V}_n(\gamma) M_n(\gamma, \gamma)^{-1} \\ \hat{V}_n(\gamma) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{s}_i(\gamma) \hat{s}_i(\gamma)' \\ \hat{s}_i(\gamma) &= x_i(\gamma) \hat{\epsilon}_i(\gamma), \text{ em que } \hat{s}_i \text{ é a estimativa do regression score sob } H_1 \end{aligned}$$

$x_i(\gamma)$  é o vetor das variáveis explicativas da equação (8)

$\hat{\epsilon}_i(\gamma)$  é o vetor de resíduos da regressão se  $\gamma$  fosse conhecido <sup>2</sup>

$$M_n(\gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i(\gamma_1) x_i(\gamma_2)'$$

Como  $\gamma$  não é conhecido *a priori*, não é possível encontrar um ‘ponto ótimo’ para o teste  $T_n(\gamma)$ , nem utilizar a distribuição qui-quadrado  $\chi_m^2$  para análise. Para contornar o problema, autores como Davies (1987) e Andrews e Ploberger (1994) testam  $H_0$  a partir de  $\sup T_n = \sup_{\gamma \in \Gamma} T_n(\gamma)$  e  $ave T_n = \int_{\Gamma} T_n(\gamma) dW(\gamma)$ , respectivamente.

Hansen (1996) generaliza estes casos específicos ao considerar a função  $g(T_n) - g_n$  doravante -,  $T_n = \{T_n(\gamma) : \gamma \in \Gamma\}$ , contínua em relação a uma métrica uniforme, monotônica e com a propriedade de  $g(Z) \rightarrow \infty$  sempre que  $Z(\gamma) \rightarrow \infty, \gamma \in \Gamma$ .

Hansen (1996) propõe modificações no teste  $T_n(\gamma)$  de forma que, sob determinadas hipóteses,  $T_n \rightarrow T^c$  e  $g_n \rightarrow g^c = g(T^c)$ , onde

$$T^c(\gamma) = (\bar{S}(\gamma)' + c' \bar{Q}(\gamma)') \bar{K}(\gamma, \gamma)^{-1} (\bar{S}(\gamma) + \bar{Q}(\gamma) c),$$

sendo que

<sup>2</sup> Defina  $\tilde{s}_i(\gamma) = x_i(\gamma) \tilde{\epsilon}_i(\gamma)$  como a estimativa do regression score sob  $H_0$ ; tal termo será utilizado em análises subseqüentes.

$\bar{Q}(\gamma) = R'M(\gamma, \gamma)^{-1}M(\gamma, \gamma_0)R$ , sendo  $\gamma_0$  o verdadeiro valor de  $\gamma$  quando  $c \neq 0$ ;

$M(\gamma_1, \gamma_2) = E(x_t(\gamma_1)x_t(\gamma_2)')$ ;

$\bar{K}(\gamma_1, \gamma_2) = R'M(\gamma_1, \gamma_1)^{-1}K(\gamma_1, \gamma_2)M(\gamma_2, \gamma_2)^{-1}R$ ;

$\bar{S}(\gamma) = R'M(\gamma, \gamma)^{-1}S(\gamma)$ ;

$S_n(\gamma) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n s_t(\gamma)$ , com  $S(\gamma)$  sendo um processo Gaussiano de média zero com núcleo de variância

$K(\gamma_1, \gamma_2) = E(s_t(\gamma_1)s_t(\gamma_2)')$ .

Sendo assim, a distribuição assintótica de  $T_n$  sob a hipótese nula é  $T^o(\gamma) = \bar{S}(\gamma)' \bar{K}(\gamma, \gamma)^{-1} \bar{S}(\gamma)$ , com distribuição marginal qui-quadrado para cada  $\gamma \in \Gamma$ . Como a estatística deste teste está associada a uma distribuição que varia de acordo com o valor  $\gamma$ , os valores críticos padrão não podem ser utilizados.

#### A Transformação Condicional de Hansen (1996)

Para calcular o teste de linearidade, Hansen (1996) utiliza uma transformação do p-valor baseada em uma teoria de distribuição assintótica, uma vez que a distribuição varia de acordo com o valor de  $\gamma$ .

Hansen (1996) considera a função de distribuição de  $g^0 = g(T^0)$  como  $F^0(\cdot)$  e faz  $p_n = 1 - F^0(g_n)$ , sendo  $p_n$  o 'p-valor assintótico'. Dado que  $F^0$  é monotônica e contínua, testes associados a  $g_n$  e  $p_n$  são equivalentes. Sob hipóteses do modelo, tem-se que  $p_n \rightarrow p^c$  e  $p^c = 1 - F^0(g^c)$ . Sob hipótese nula,  $p^0 \sim U[0,1]$  e, portanto, a distribuição nula assintótica é livre de parâmetros de perturbação. Se  $p_n \leq \alpha$ , rejeita-se  $H_0$ .

De forma geral, a convergência uniforme não se sustenta fora da hipótese nula. Sendo assim, a função assintótica de poder do teste torna-se

$$\pi_\alpha(c) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\{p_n \leq \alpha | c\} = P\{F^0(g^c) \geq 1 - \alpha | c\}.$$

Sejam  $\hat{K}_n(\gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{s}_t(\gamma_1)\hat{s}_t(\gamma_2)'$  e  $\tilde{K}_n(\gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \tilde{s}_t(\gamma_1)\tilde{s}_t(\gamma_2)'$  duas estimações para o núcleo de covariância  $K_n(\gamma_1, \gamma_2)$  sob  $H_1$  e  $H_0$ , respectivamente.

Seja  $\hat{s}_n$  o processo condicional Gaussiano de média zero com núcleo de covariância  $\hat{K}_n(\cdot, \cdot)$ ,  $\hat{g}_n = g(\hat{T}_n)$  e  $\hat{T}_n$  o processo qui-quadrado com núcleo de covariância  $R' M_n(\gamma_1, \gamma_1)^{-1} \hat{K}_n(\gamma_1, \gamma_2) M_n(\gamma_2, \gamma_2)^{-1} R$ . Sendo  $\hat{F}_n$  a função de distribuição condicional de  $\hat{g}_n$ , tem-se  $\hat{p}_n = 1 - \hat{F}_n(g_n)$ . De maneira análoga, seja  $\tilde{S}_n$  o processo condicional Gaussiano de média zero com covariância kernel  $\tilde{K}_n(\cdot, \cdot)$ ,  $\tilde{T}_n$ ,  $\tilde{g}_n$ ,  $\tilde{F}_n$  e  $\tilde{p}_n$ . Hansen (1996) mostra que  $\hat{p}_n$  e  $\tilde{p}_n$  são assintoticamente equivalentes a  $p_n$  e, portanto, podem ser utilizados na análise.

Como as funções de distribuição condicional  $\hat{F}_n(\cdot)$  e  $\tilde{F}_n(\cdot)$  não são diretamente observáveis, as variáveis  $\hat{p}_n$  e  $\tilde{p}_n$  também não o são. Nesse caso, técnicas de simulação são utilizadas para encontrar valores aproximados para  $\hat{F}_n(\cdot)$  e  $\tilde{F}_n(\cdot)$ . Para tal, são geradas variáveis  $\{v_{ij}\}_{i=1}^n$  iid,  $N(0,1)$ , e multiplicadas a  $\hat{S}_n(\gamma)$  de forma que

$$S_n^j(\gamma) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \hat{s}_i(\gamma) v_{ij} . \quad \text{Este termo é utilizado em}$$

$$T_n^j(\gamma) = S_n^j(\gamma)' M_n(\gamma, \gamma)^{-1} R(R' \hat{V}_n^*(\gamma) R)^{-1} R' M_n(\gamma, \gamma)^{-1} S_n^j(\gamma) . \quad \text{Fazendo } g_n^j = g(T_n^j),$$

surge, então, uma amostra  $(g_n^1, \dots, g_n^J)$  de J observações da distribuição  $\hat{F}_n(\cdot)$ .<sup>3</sup>

De acordo com Hansen (1996),  $\hat{p}_n^J \xrightarrow{p} 1 - \hat{F}_n(g_n) = \hat{p}_n$  quando  $J \rightarrow \infty$  e, portanto, pode-se escolher J suficientemente grande de forma a permitir o uso de  $\hat{p}_n$  no teste. Como J=1000 gera um erro-padrão de apenas 0,007, este número costuma ser usado na literatura e será usado nas simulações dos testes da seção 5.2.1.

<sup>3</sup> De maneira análoga,  $\tilde{p}_n^J$  pode ser calculado a partir dos mesmos passos.

## 8.6

## Resultados dos Testes de Linearidade

A tabela abaixo apresenta os resultados do teste de linearidade baseado em Hansen (1996) para algumas variáveis candidatas a variável de limiar. O cálculo de variação entre duas reuniões do Copom utiliza as médias dos valores diários registrados entre duas reuniões.

Resultados do teste de Hansen – Coluna (1) da tabela 1

Candidata	Estatística F	P-valores
1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	64,25	0
2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	58,90	0
3. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	53,49	0
4. Média da Taxa de Câmbio Diária entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	50,94	0,001
5. Média do índice Embi+ Brasil diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	44,56	0,002
6. Variação da Taxa de Câmbio Acumulada entre as Reuniões do Copom em (t-2) e t	40,85	0,005
7. Variação do índice Embi+ Brasil entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	37,45	0,012
8. Variação do índice Bovespa Acumulada entre as Reuniões do Copom em (t-2) e t	25,09	0,128
9. Variação do índice S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	24,47	0,118
10. Variação do VIX entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,61	0,182

Estimações para a Variável de Limiar – Coluna (1) da tabela 1

Candidata	Valor de Limiar	Nº observações para o período de crise	Proporção em relação ao nº total de observações
1. Média do índice VIX diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	22,92	25	34,2%
2. Média do índice Embi 'Países Emergentes' diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	728,76	28	38,4%
3. Média do índice diário do S&P500 entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	958,01	11	15,1%
4. Média da Taxa de Câmbio Diária entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	3,25	7	9,6%
5. Média do índice Embi+ Brasil diário entre as Reuniões do Copom em (t-1) e t	1181,50	8	11%

## Resultados do teste de Hansen – Coluna (2) da tabela 1

Candidata	Estatística F	P-valores
1. Média do índice <b>VIX</b> diário entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	72,90	0
2. Média do índice diário do <b>S&amp;P500</b> entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	71,60	0
3. Média da Taxa de <b>Câmbio</b> Diária entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	70,33	0
4. Média do índice <b>Embi 'Países Emergentes'</b> diário entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	69,71	00
5. Média do índice <b>Embi+ Brasil</b> diário entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	62,83	0
6. <b>Varição</b> da Taxa de <b>Câmbio</b> Acumulada entre as Reuniões do Copom em <b>(t-2) e t</b>	54,16	0,004
7. <b>Varição</b> do índice <b>Embi+ Brasil</b> entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	49,62	0,006
8. <b>Varição</b> do <b>VIX</b> entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	31,11	0,149
9. <b>Varição</b> do índice <b>S&amp;P500</b> entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	30,67	0,174
10. <b>Varição</b> do índice <b>Bovespa</b> Acumulada entre as Reuniões do Copom em <b>(t-2) e t</b>	26,81	0,299

## Estimações para a Variável de Limiar – Coluna (2) da tabela 1

Candidata	Valor de Limiar	Nº observações para o período de crise	Proporção em relação ao nº total de observações
1. Média do índice <b>VIX</b> diário entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	22,92	25	34,2%
2. Média do índice diário do <b>S&amp;P500</b> entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	974,35	12	16,4%
3. Média da Taxa de <b>Câmbio</b> Diária entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	3,04	11	15,1%
4. Média do índice <b>Embi 'Países Emergentes'</b> diário entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	728,76	28	38,4%
5. Média do índice <b>Embi+ Brasil</b> diário entre as Reuniões do Copom em <b>(t-1) e t</b>	1181,50	8	11%

## 8.7

## Hiato do Produto em Logaritmo Natural (2)

Utilizando logaritmo natural na *proxy* para o hiato do produto, de forma que  $\bar{y}_{t-1} = \ln(\text{índice}_{t-1}) - \ln(\text{índice}_{t-1} \text{ após } H - P)$ , tem-se os seguintes resultados para as colunas (1) e (2) da tabela 4, respectivamente:

$$i_t = (1,292 + 1,360 i_{t-1} - 0,453 i_{t-2} + 9,160 \bar{y}_{t-1} + 0,358 D_{j,t})(VIX \leq 22,916) + (2,067 + 0,859 i_{t-1} + 3,589 \bar{y}_{t-1} + 0,599 D_{j,t} + 0,060 \Delta er_{t-1} - 0,089 \Delta er_{t-2})(VIX > 22,916) + \varepsilon_t,$$

(0,54) (0,10) (0,09) (4,02) (0,10) (0,66) (0,04)  
(4,01) (0,06) (0,01) (0,01)

e

$$i_t = (1,292 + 1,360 i_{t-1} - 0,453 i_{t-2} + 9,160 \bar{y}_{t-1} + 0,358 D_{j,t})(VIX \leq 22,916) + (1,812 + 0,874 i_{t-1} + 3,983 \bar{y}_{t-1} + 0,569 D_{j,t} + 0,079 \Delta er_{t-1} - 0,091 \Delta er_{t-2} + 0,013 \Delta bov_{t-1} - 0,002 \Delta bov_{t-2})(VIX > 22,916) + \varepsilon_t,$$

(0,54) (0,10) (0,09) (4,05) (0,10) (0,73) (0,04)  
(4,06) (0,07) (0,02) (0,02) (0,01) (0,01)

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)