

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

**A SENSIBILIDADE DA POLÍTICA MONETARIA NO BRASIL: 1995 - 2005**

**Rodrigo Mantovani Policano**

**Orientador: Prof. Dr. Rodrigo de Losso da Silveira Bueno**

**SÃO PAULO**

**2006**

Profa. Dra. Suely Vilela  
Reitor da Universidade de São Paulo

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

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

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

**RODRIGO MANTOVANI POLICANO**

**A SENSIBILIDADE DA POLÍTICA MONETARIA NO BRASIL: 1995 – 2005**

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

**Orientador: Prof. Dr. Rodrigo de Losso da Silveira Bueno**

**SÃO PAULO**

**2006**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

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

Policano, Rodrigo Mantovani

A sensibilidade monetária no Brasil : 1995-2005 / Rodrigo Mantovani Policano. – São Paulo, 2006.

88 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2006

Bibliografia

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

CDD – 332.460981

## **Agradecimentos**

Aos meus pais e a minha família pelo apoio e incentivo que tornaram possível minha caminhada acadêmica.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Rodrigo de Losso da Silveira Bueno, pela idéia, comentários e por toda ajuda para a elaboração desta dissertação.

Aos membros da minha banca de qualificação, Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves e Prof. Dr. Rogério Mori, que deram importantes contribuições para este trabalho.

Aos colegas e aos professores do Departamento de Economia da FEA-USP que contribuíram para minha formação acadêmica e pessoal.



## RESUMO

A literatura recente descreve o comportamento das autoridades monetárias através de funções de reação do banco central, que capturam a relação entre o instrumento de política monetária, a taxa de juros, e as variáveis econômicas relevantes. Os coeficientes ótimos de resposta à taxa de inflação e ao produto dependem dos parâmetros estruturais da economia e da importância relativa atribuída pelas autoridades monetárias aos objetivos conflitantes de política: estabilização da inflação ou do produto. Tanto as preferências do banco central como o conhecimento que as autoridades monetárias possuem da estrutura, ou do funcionamento, da economia podem se alterar ao longo do tempo. Os testes realizados reforçam a hipótese de que os parâmetros da função de reação variaram ao longo do período. Esta dissertação estima uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método *Time Varying Parameter*, no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período seguindo um processo de *random walk*. De acordo com os resultados obtidos, podemos dividir a condução da política monetária entre 1995 e 2006 em dois períodos. No primeiro período (1995-1999), relativo ao regime de câmbio administrado, a taxa de juros reagiu mais fortemente ao hiato do produto e à variação das reservas cambiais. Observamos, neste período, que a resposta ao produto dependeu do próprio nível desta variável. No segundo período (1999-2006), associado ao regime de metas de inflação, a taxa de juros reagiu principalmente às expectativas de inflação. No entanto, a reação não foi constante ao longo deste período.





## **ABSTRACT**

*Recent literature describes the behavior of the monetary authorities through reaction functions of the central bank that capture the relation between the instrument of monetary policy, the interest rate, and economics variables. The optimal coefficients of reaction to inflation rate and the output gap depend on the structural parameters of the economy and the relative importance attributed by the monetary authorities to the conflicting objectives of policy: stabilization of the inflation or the output. The preferences of the central bank and the knowledge that the monetary authorities possess of the structure of the economy can change over time. The applied tests strengthen the hypothesis of that the parameters of the reaction function had varied throughout the period. This dissertation estimates a reaction function for the Brazilian Central Bank for the method Time Varying Parameter, in which it allows that its coefficients vary period the period following a random walk process. In accordance with the results, we can divide the conduction of the monetary policy between 1995 and 2006 in two periods. In the first period (1995-1999), relative to fixed exchange rate regime, the interest rate reacted mainly to output gap and international reserves. In this period, the reply to the output gap depended on the proper level of this variable. In the second period (1999-2006), associate to inflation targeting regime, the interest rate reacted mainly to the inflation expectations. However, this reaction was not constant over this period.*

## SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS.....	3
LISTA DE TABELAS.....	3
1 INTRODUÇÃO .....	5
2 LITERATURA EMPÍRICA .....	9
3 BREVE HISTÓRICO.....	13
3.1 Plano Real e o Regime de Câmbio Administrado .....	14
3.2 Transição para o Regime de Metas de Inflação.....	16
3.3 Regime de Metas de Inflação.....	17
4 FUNDAMENTOS TEÓRICOS .....	23
4.1 Economia Fechada .....	23
4.2 Economia Aberta.....	24
5 MODELO ECONOMÉTRICO .....	29
6 FILTRO DE KALMAN E A ESTIMAÇÃO DO MODELO .....	31
7 DADOS.....	35
8 RESULTADOS EMPÍRICOS. ....	37
8.1 Estimação por Mínimos Quadrados.....	37
8.2 Estimação por TVP .....	39
8.3 Análise dos Resultados.....	46
9 REGIME DE METAS. ....	49
9.1 Introdução .....	49
9.2 Modelo .....	50
9.3 Resultados .....	52
9.3.1 Mínimos Quadrados .....	52
9.3.2 TVP .....	53
9.3.3 Análise dos Resultados .....	57
10 CONSIDERAÇÕES FINAIS. ....	59
REFERÊNCIAS: .....	63
APÊNDICES.....	67



## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - CRISES E A TAXA SELIC .....	13
GRÁFICO 2 - RESERVAS CAMBIAIS (US\$ BILHÕES).....	15
GRÁFICO 3 -ÍNDICE DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL DESSAZONALIZADO ( JAN/1995=100 ).....	18
GRÁFICO 4 -TAXA DE CÂMBIO (R\$/US\$) .....	19
GRÁFICO 5 - METAS E O IPCA .....	20
GRÁFICO 6 – COEFICIENTE DE PERSISTÊNCIA DA TAXA SELIC ( $\beta_{1T/1-1}$ ).....	40
GRÁFICO 7 – COEFICIENTE DE RESPOSTA À VARIAÇÃO DAS RESERVAS ( $\phi_{4T/1-1}$ ).....	40
GRÁFICO 8 - COEFICIENTE DE RESPOSTA À VARIAÇÃO CAMBIAL ( $\phi_{5T/1-1}$ ).....	41
GRÁFICO 9 - COEFICIENTE DE INTERCEPTO ( $\phi_{0T/1-1}$ ).....	41
GRÁFICO 10 - RESPOSTA AO HIATO DO PRODUTO - ( $\phi_{3T/1-1}$ ).....	43
GRÁFICO 11 - RESPOSTA À TAXA DE INFLAÇÃO - ( $\phi_{2T/1-1}$ ).....	44
GRÁFICO 12 - HIATO DO PRODUTO X RESPOSTA AO HIATO .....	45
GRÁFICO 13 - RESPOSTA DE LONGO PRAZO AO DESVIO DA META ( $\phi_{4T/1-1}$ ).....	53
GRÁFICO 14 - RESPOSTA DE LONGO PRAZO AO HIATO DO PRODUTO - ( $\phi_{3T/1-1}$ ) .....	55
GRÁFICO 15 - COEFICIENTE DE INTERCEPTO - ( $\phi_{0T/1-1}$ ).....	55
GRÁFICO 16 - COEFICIENTE DE PERSISTÊNCIA DA TAXA SELIC ( $\beta_1$ ).....	56
GRÁFICO 17 - COEFICIENTE DE RESPOSTA À VARIAÇÃO CAMBIAL ( $\phi_{5T/1-1}$ ).....	57
GRÁFICO 18 - COEFICIENTE DE RESPOSTA À INFLAÇÃO ( $\phi_{2T/1-1}$ ).....	57

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - CRISES ECONÔMICAS .....	13
TABELA 2 – REGRA ESTIMADA POR MÍNIMOS QUADRADOS .....	37
TABELA 3 – REGIME DE METAS POR MÍNIMOS QUADRADOS.....	52



## 1 INTRODUÇÃO

O comportamento das autoridades monetárias tem sido descrito pelos trabalhos empíricos recentes através de funções de reação do banco central, que capturam a relação entre o instrumento de política monetária, a taxa de juros, e as variáveis econômicas relevantes. De acordo o artigo pioneiro desta literatura, Taylor (1993), se os objetivos da autoridade monetária são estabilizar a inflação e o nível de produção da economia, então a taxa de juros deve responder às variações da inflação e do produto em relação aos seus valores de equilíbrio.

Este tipo de função de reação, genericamente referida na literatura como “regra de Taylor”, enquadra-se aos princípios normativos para uma regra de juros. Uma regra de juros tipo “Taylor” pode ser derivada de um problema de otimização das preferências do banco central. Para resolver este problema de maximização, o banco central depara-se com as restrições estruturais representadas tradicionalmente pela curva de Phillips e pela curva de demanda agregada. Assim gerados, os coeficientes ótimos de resposta à taxa de inflação e ao produto dependem dos parâmetros estruturais (parâmetros da curva de Phillips e de demanda) e da importância relativa atribuída pelas autoridades monetárias aos objetivos conflitantes de política: estabilização da inflação ou do produto. Quanto maior for o peso relativo dado à estabilização dos preços, maior será a resposta da taxa de juros às variações da taxa de inflação.

Tanto as preferências do banco central como o conhecimento que as autoridades monetárias possuem da estrutura, ou do funcionamento, da economia estão permanentemente se alterando. As preferências das autoridades monetárias quanto ao peso relativo atribuído à estabilização da inflação ou do produto podem mudar, entre outros motivos, devido à mudança de presidente ou troca de diretores do banco central, ou ainda em razão da proximidade com as eleições. Os parâmetros estruturais podem mudar em virtude de choques de diversas naturezas que impactam a estrutura econômica. Uma medida, por exemplo, que amplie o crédito na economia tem a capacidade de amplificar o canal de transmissão da política monetária. Além dos parâmetros estruturais variarem, o próprio conhecimento que as autoridades monetárias possuem a respeito deles também evolui ao longo do tempo.

Na medida em que tanto as preferências das autoridades monetárias como as informações que elas possuem a respeito da economia variam ao longo do tempo, espera-se que os coeficientes da função de reação do banco central também variem. No Brasil, certas características reforçam o argumento de que os coeficientes não são constantes: as mudanças de regimes cambiais e monetários, a maior rotatividade de presidentes e diretores do Banco Central e os choques de diversas naturezas pelos quais a economia passou recentemente.

Na literatura internacional, existe um rico debate a respeito da variação dos parâmetros, Clarida, Gali e Gertler (2000), Cogley e Sargent (2001), Boivin (2005). Na literatura nacional, há poucos trabalhos que exploram a questão. Salgado, Garcia e Medeiros (2005) aplicam o método TAR (*Threshold Auto-Regressive*), que permite à taxa de juros seguir dois regimes diferentes: com crise externa e sem crise. Num dado período, o que determina o regime em que a taxa de juros se encontra é o valor assumido pela a variável *threshold* (variação das reservas cambiais) escolhida exogenamente. A motivação é que em períodos de crises externas, o banco central fixaria a Selic levando em consideração a situação das contas externas; já em períodos de normalidade, a Selic seria determinada de acordo, fundamentalmente, com as variáveis internas: inflação e produto.

Bueno (2005) empregou o método *Markov-Switching Regimes* que identifica endogenamente diferentes regimes de política monetária, sem a necessidade de dividir ou impor exogenamente restrições à amostra. Na medida em que divide a condução da política monetária em regimes, este método serviu para comparar a política monetária anterior ao Plano Real com a política monetária posterior ao Plano Real. No entanto, se estivermos interessado em analisar mudanças menos abruptas e mais graduais ao longo do tempo, um método de estimação que permita a evolução dos coeficientes período a período torna-se mais atraente.

Nesta dissertação, com o objetivo de analisar esta evolução, estimamos uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método *Time Varying Parameter* (TVP), no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período seguindo um processo estocástico.

De acordo com os resultados que obtivemos, podemos, de forma geral, dividir a condução da política monetária em dois períodos. No primeiro período, relativo ao regime de câmbio administrado, a taxa de juros reagiu mais fortemente ao produto e às reservas cambiais.

Observa-se, neste período, que a resposta ao produto dependeu do próprio nível desta variável. No segundo período, associado ao regime de metas de inflação, a taxa de juros reagiu principalmente às expectativas de inflação. No entanto, esta reação não foi constante ao longo do período.

A dissertação está estruturada da seguinte forma. No Capítulo 2, discute a literatura empírica sobre regra de juros no Brasil. No Capítulo 3, é feito um breve histórico da condução da política monetária no período entre 1995 e 2005. No Capítulo 4, são apresentados os fundamentos teóricos que justificam a representação da condução da política monetária por uma regra de juros. O Capítulo 5 descreve o modelo econométrico a ser estimado. O Capítulo 6 detalha o filtro de Kalman, método de estimação empregado no trabalho, e o Capítulo 7 descreve os dados utilizados na estimação. Nos Capítulos 8 e 9 são apresentados e analisados os resultados das estimações realizadas. O Capítulo 10 são feitas as considerações finais e a conclusão do trabalho.





## 2 LITERATURA EMPÍRICA:

Na literatura empírica, encontra-se uma variedade de métodos e de períodos incluídos nas amostras de estimação das regras de juros para o Brasil. Essas diferenças são responsáveis pelos resultados conflitantes, particularmente, encontrados para o coeficiente de resposta da taxa de juros à taxa de inflação, que é o parâmetro mais crítico para a política monetária. Sempre que a taxa de juro real se eleva em resposta à elevação da inflação, dizemos que a regra satisfaz ao princípio de Taylor<sup>1</sup>, que é condição suficiente para a estabilização inflacionária (BULLARD; MITRA, 2002). Observamos que a delimitação do período analisado e a postura assumida pelo banco central (*backward-looking* ou *forward-looking*) são importantes para que este princípio seja ou não respeitado.

De forma geral, os trabalhos na literatura que estimam uma função de reação do banco central apenas para o período de vigência do regime de metas de inflação assumem uma postura *forward-looking* e incluem na função a expectativa de inflação. Os trabalhos que analisam o comportamento da política monetária num período anterior ao regime de metas incluem na função a taxa de inflação passada ou corrente. Isso se deve basicamente a dois fatores. Primeiramente, o regime de metas impõe ao banco central que a inflação futura convirja à meta estabelecida, e a melhor *proxy* para a inflação futura é a sua expectativa. Nesse caso, a variável de interesse seria o desvio da meta, ou seja, a diferença entre a expectativa e a meta de inflação. O outro fator fundamental é que a série de dados disponível de expectativas de inflação de mercado começou a ser coletada pelo Banco Central em janeiro de 2000.

Salgado, Garcia e Medeiros (2005) obtiveram uma resposta à inflação inferior a um para o período de agosto/1994 a dezembro/2000. Bueno (2005) estimou a função de reação para diferentes períodos (fevereiro/1990 a dezembro/2003, janeiro/1995 a dezembro/2003 e janeiro/2000 a dezembro/2003) e, em todos eles, o coeficiente de resposta a inflação foi significativamente menor do que um. Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) adota uma especificação *forward-looking*, e encontra um coeficiente significativamente maior do que 1 para o período entre julho/1999 e dezembro/2002.

---

<sup>1</sup> Assim, um aumento de 1% na taxa de inflação será respondido com um aumento maior do que 1% na taxa de juro nominal, e desta forma evita-se que a taxa de juro real caia, o que impulsionaria a demanda agregada e provocaria pressões inflacionárias adicionais.

Outro ponto de debate é a inclusão ou não de uma variável que capte a situação externa da economia (variação cambial ou variação das reservas internacionais) na função de reação do banco central. Alguns trabalhos mostraram que a variável externa, quando incluída na equação, é estatisticamente significativa, outros indicam que não. Carneiro e Wu (2004) estimam uma função de reação por mínimos quadrados e encontram uma resposta significativa às reservas internacionais e a inflação para o período outubro/1994 a junho/2000. O que levou os autores a concluir que havia múltiplos objetivos atribuídos a política monetária no período – estabilizar a inflação e simultaneamente impactar o fluxo de capitais externos<sup>2</sup>.

Para Salgado, Garcia e Medeiros (2005), em períodos de crises externas, o banco central fixaria a taxa básica de juros, a taxa Selic, levando em consideração a situação das contas externas; já em períodos de normalidade, a Selic seria determinada de acordo, fundamentalmente, com as variáveis internas: inflação e produto. De acordo com os autores, para o período agosto/1994 a dezembro/2000, a função de reação do banco central seria mais apropriadamente estimada pelo método TAR (*Threshold Auto-Regressive*), pois permite à taxa de juros seguir dois regimes diferentes: com crise externa e sem crise. A estimação por TAR apresentou um ajuste melhor em relação à estimação por mínimos quadrados. A estimação identificou dois regimes: um associado a períodos de crises cambiais (México 95, Asiática 1997, Rússia-Brasil 1998) e outro referente aos demais. O coeficiente de resposta às reservas mostrou-se significativo nos dois regimes, mas nos períodos de crises seu valor foi quase 3 vezes maior ao valor estimado para os períodos normais. O coeficiente de resposta à inflação, no entanto, foi cerca de 10 vezes maior nos períodos de crise. O coeficiente de resposta ao hiato mostrou-se significativo apenas no período sem crise, no entanto seu coeficiente foi negativo.

A partir da adoção do regime de câmbio flutuante, a variação cambial tornou-se um importante indicador da situação das contas externas da economia, e, por isso, os trabalhos passaram a incluí-la na função de reação. Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) não encontram significância estatística para o coeficiente de resposta a taxa de câmbio. Bueno (2006) inclui simultaneamente a variação das reservas e variação cambial na função de

---

<sup>2</sup> Baseado nesse resultado, Carneiro e Wu (2002) atribuem a elevada taxa de juros no Brasil ao sobrecarregamento da taxa Selic com diferentes objetivos: estabilizar preços e fechar as conta externas.

reação. A resposta à variação cambal não se apresenta estatisticamente significativa para os períodos de janeiro/1995 a dezembro/2003 e de janeiro/2000 a dezembro/2003. A resposta à variação das reservas mostra-se significativa apenas para o primeiro período.

Alguns resultados que se repetem na literatura. Salgado, Garcia e Medeiros (2005), Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003), Arquete e Jayme Jr (2004) e Bueno (2006) encontram uma alta persistência da taxa de Selic desde a implementação do Plano Real. Além disso, a sensibilidade da taxa Selic ao hiato do produto mostrou-se sistematicamente não significativa nestes trabalhos<sup>3</sup>.

Como o Produto Interno Bruto (PIB) é apurado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com periodicidade trimestral, a literatura frequentemente calcula o hiato do produto a partir do Índice de Produção Industrial (IBGE), que apresenta uma alta correlação com o PIB e tem a vantagem de ser apurado mensalmente. No entanto, o hiato costuma ser incluído sem defasagem na função de reação. Dois motivos justificariam a inclusão do hiato com defasagem. Primeiro, porque o Banco Central somente dispõe da informação sobre o Índice de Produção Industrial com uma defasagem média de dois meses, tempo que o IBGE leva para colher e divulgar o índice. Segundo, porque o produto da economia é impactado por choques de oferta, que tendem a elevar a taxa de juros devido aos seus futuros efeitos inflacionários. Desta forma, ao incluir o hiato contemporaneamente na função faremos com que uma das variáveis exógenas, o hiato, esteja correlacionada com o termo aleatório da equação estimada. O coeficiente estimado de resposta ao hiato estará negativamente viesado, uma vez que captará espuriamente a influência dos choques de oferta sobre a taxa de juros. Um choque de oferta ao mesmo tempo em que eleva a taxa de juros reduz o hiato, e a regressão erradamente identificará que o aumento dos juros foi em razão da queda do hiato. O hiato com uma defasagem torna-se, nestes casos, um melhor indicador das condições de demanda agregada, uma vez que a demanda de um determinado mês é uma boa aproximação para a demanda do mês seguinte.

---

<sup>3</sup> Quando se mostrou significativo, o coeficiente apresentou sinal negativo.

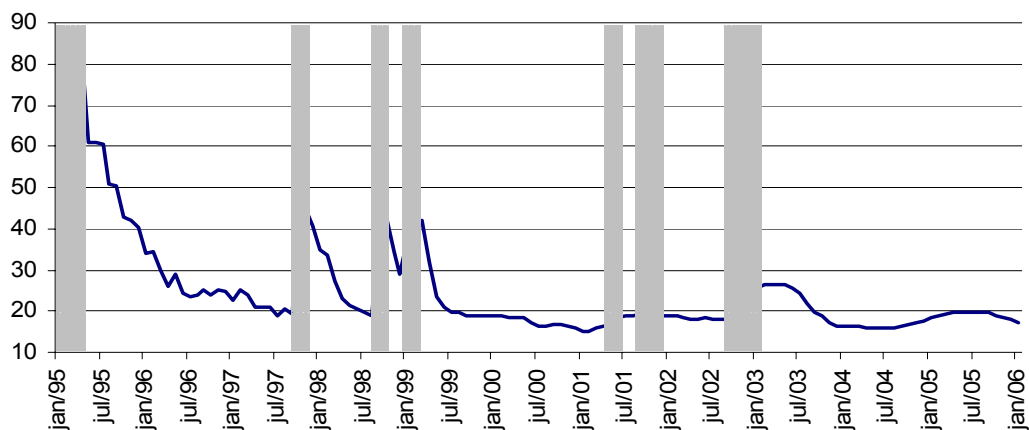


### 3 BREVE HISTÓRICO

Neste capítulo faremos um breve histórico do comportamento da política monetária no período entre 1995 e 2005. O objetivo é levantar elementos que nos servirão de apoio a análise dos resultados obtidos nas regressões dos capítulos 8 e 9. Em linhas gerais, serão apresentados os principais choques que atingiram a economia brasileira, as ações do Banco Central em termos de política monetária e os resultados destas ações sobre o nível de preços. O Gráfico 1 apresenta a trajetória da taxa básica de juros e, em sombreado, os períodos associados os principais choques, listados na Tabela 1, sofridos pela economia brasileira.

**Tabela 1 - Crises Econômicas**

<b>Evento</b>	<b>Período</b>
Crise do México	Dezembro/94 a Maio/95
Crise Asiática	Outubro/97 a Dezembro/97
Crise Russa	Junho/98 a Setembro/98
Desvalorização do Real	Janeiro/99 a Março/99
Crise Energética	Junho/01 a Julho/01
Atentados e Crise Argentina	Setembro/01 a Dezembro/01
Crise Eleitoral	Julho/02 a Janeiro/03



**Gráfico 1 - Crises e a taxa Selic**

### **3.1 PLANO REAL E O REGIME DE CÂMBIO ADMINISTRADO**

Após sucessivos planos fracassados de estabilização, o Plano Real, implementado em julho de 1994, reduziu a taxa mensal de inflação de 45% em meados de 1994 para 2% no final de 1994. O Plano Real se assentou em três pilares básicos: ajuste fiscal, reforma monetária e uma nova política cambial. O ajuste fiscal foi implementado com base em medidas de caráter temporário como a criação do Fundo Social de Emergência (FSE) em março de 1994, que desvinculava parte das despesas das receitas líquidas do governo federal. O resultado foi um superávit primário do setor público consolidado de 5,1% do Produto Interno Bruto (PIB) em 1994. No entanto, a falta de apoio político para reformas constitucionais impediu que fossem criadas as condições para um ajuste fiscal sustentável. O resultado primário voltou a apresentar valores negativos entre 1995 a 1998.

A política cambial do Plano Real inicialmente estabelecia um regime de bandas assimétricas para a taxa de câmbio. Foi fixado um limite superior igual a 1 R\$/US\$ ; mas não se estabeleceu um limite inferior. Os capitais estrangeiros, atraídos pela alta taxa de juros do país, levaram a uma substancial queda na taxa de câmbio no primeiro semestre do plano. A combinação do aumento da demanda interna com a queda na taxa de câmbio resultou na reversão em 1994 do sinal da balança comercial, que não apurava déficits havia mais de uma década.

No final de 1994, a crise mexicana gerou a expectativa de uma desvalorização cambial e levou a uma expressiva saída de capitais. Permitir uma maior desvalorização cambial e corrigir o desequilíbrio externo, poderia colocar em risco o processo de estabilização inflacionária. Junto com um aperto na política monetária, a estratégia do banco central foi alterar, em março de 1995, o regime cambial de forma a permitir um ajuste gradual na taxa de câmbio. Foram introduzidas novas bandas de flutuação, superior e inferior, que variariam ao longo do tempo. Na prática, representou um regime de câmbio administrado com desvalorizações mensais de aproximadamente 0,6% ao mês. Como a desvalorização mensal era ainda pequena frente ao diferencial de juros interno e externo, o regime mantinha o incentivo ao influxo de capitais e preservava o papel de âncora atribuído à taxa de câmbio.

O aperto monetário conseguiu conter a demanda durante a partir do segundo semestre de 1995. No entanto, com o Real valorizado, o balanço de transações correntes continuou a apresentar déficits crescentes. O equilíbrio das contas externas dependia do fluxo de capitais atraídos pelas taxas de juros internas.

Em setembro de 1997, as crises cambiais no sudeste asiático colocam em dúvida a sustentabilidade do regime cambial brasileiro. Em resposta à saída de capitais, Comitê de Política Monetária (COPOM) decidiu elevar a taxa de juros para 43,4% na sua reunião de outubro. O governo, para assegurar a credibilidade, anunciou um amplo programa de corte de gasto e aumento de receita – Pacote 51, que acabou sendo apenas parcialmente implementado.

Em agosto de 1998, a crise de liquidez internacional provocada pela moratória da dívida russa encontrou um quadro fiscal ainda mais deteriorado. Diante da fuga de capitais, as reservas internacionais que haviam registrado um nível de US\$ 74 bilhões em abril de 1998, atingiram US\$ 45 bilhões em setembro do mesmo ano (Gráfico 2). A perda de reservas cambiais novamente forçou o banco central a elevar a taxa básica de juros e levou o governo a negociar um acordo *stand-by* com o Fundo Monetário Internacional (FMI).



**Gráfico 2 - Reservas Cambiais (US\$ bilhões)**

A assinatura do acordo com FMI, os cortes da taxa básica de juros americana (que melhoraram as condições de liquidez internacional) e o anúncio de mais um programa de ajuste fiscal - Programa de Estabilidade Fiscal conseguiram acalmar os mercados financeiros e garantir, naquele momento, a manutenção do regime cambial.



No final de 1998, o quadro voltou a se deteriorar com a não aprovação pelo Congresso do projeto que elevaria a contribuição previdenciária dos servidores e pensionistas. Em janeiro de 1999, frente à contínua perda de reservas e com reduzida capacidade de sustentar a taxa de câmbio, o Banco Central permitiu a livre flutuação da taxa de câmbio. O câmbio desvalorizou-se rapidamente de R\$ 1,21, antes da desvalorização, para próximo de R\$ 2,00 no final de janeiro.

### **3.2 TRANSIÇÃO PARA O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO:**

A desvalorização cambial de janeiro impactou os índices de preços dos meses seguintes. O IPA (Índice de Preços no Atacado) aumentou 7% em fevereiro e 2,9% em março; o IPC (Índice de Preços ao Consumidor) aumentou para 1% em fevereiro e março. Em face das incertezas sobre o comportamento da inflação; na reunião de janeiro de 1999, o COPOM decidiu elevar a taxa Selic. Nesta reunião, o COPOM deixou claro que a política monetária ainda não encontrara uma âncora alternativa à cambial.

A gravidade da situação conseguiu sensibilizar o Congresso em favor de medidas de ajuste fiscal. Ainda em janeiro, foi aprovado o aumento da contribuição previdenciária para os servidores ativos e aposentados, mesmo projeto que havia sido rejeitado no mês anterior. O governo adotou também outras medidas para aumentar a arrecadação e cortar gasto.

No início de março, uma nova diretoria assumiu o Banco Central. Os principais desafios a serem enfrentados por essa nova diretoria eram, no curto prazo, controlar as expectativas inflacionárias e, no longo prazo, o estabelecer um novo regime monetário. Em razão das incertezas inflacionárias após a desvalorização, a adoção formal do regime de metas de inflação não era recomendável no curto prazo. Além disso, naquele momento o quadro fiscal ainda não estava suficientemente sólido para emprestar credibilidade ao regime de metas.

As medidas fiscais começam a surtir efeito no final do primeiro trimestre. O superávit primário do setor público alcançou 4,1% do PIB no final de março, o que aumentou a confiança dos mercados no país. A taxa de câmbio que atingiu R\$ 2,20, no início de março; recuou para R\$ 1,66, no final de abril. Nos meses seguintes, a valorização do Real influenciou

o IPCA, que caiu de 0,6% em abril para 0,3% em maio e 0,2% em junho. Diante desse cenário mais favorável, a taxa Selic foi sendo consecutivamente reduzida até atingir 22% em maio. No mês seguinte, foi formalmente implantado o regime de metas de inflação no Brasil. De acordo com a institucionalização do regime, cabe ao Conselho Monetário Nacional (CMN) a fixação das metas anuais de inflação. Para o ano de 1999, o CMN fixou a meta em 8%; para o ano de 2000, 6%; e para 2001, 4%; com intervalo de tolerância de  $\pm 2\%$ . O índice de preços escolhido como referência para o regime foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, medido pelo IBGE.

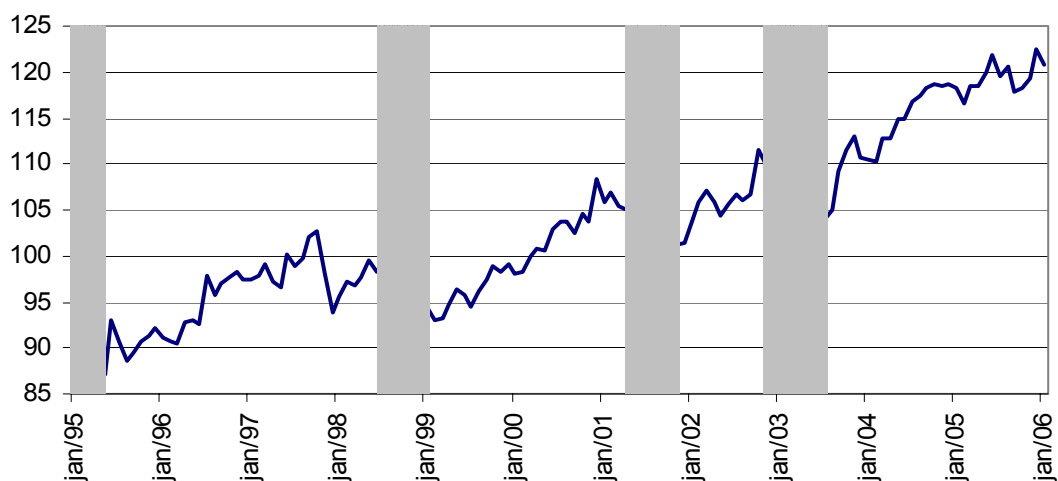
### **3.3 REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO:**

O início do regime foi marcado por um cenário interno favorável. As principais fontes de preocupações vinham do panorama externo devido à expectativa de elevação das taxas de juros norte-americanas. Tal quadro permitiu ao banco central realizar sucessivas quedas na taxa Selic ao longo de 1999, de 45% em março para 19% no final do ano. Ainda assim, conseguiu cumprir a meta para o ano, o IPCA acumulado em 1999 foi 8,9%, portanto dentro do intervalo de tolerância.

Em 2000, as principais preocupações continuavam a vir do cenário externo, sobretudo em razão dos preços do petróleo. Internamente, a inflação prosseguia uma tendência de queda, em maio o IPCA registrou 0%, enquanto que as expectativas de inflação convergiam para a meta de 6% estabelecida para aquele ano. Diante disso, o Banco Central seguiu promovendo reduções dos juros ao longo de 2000. No final do ano, a Selic atingiu 15,75%, o menor nível desde a implementação do Plano Real. O IPCA acumulado ao longo do ano de 2000 foi 6%, e pelo segundo ano o Banco Central cumpria a meta estabelecida pelo CMN.

O crescimento da economia em 2000 e no primeiro trimestre de 2001 provocou a reversão na balança comercial. No cenário externo, o agravamento da situação da Argentina gerou incertezas nos mercados financeiros e pressões adicionais sobre a taxa de câmbio. A volatilidade da taxa de câmbio e as incertezas quanto ao cumprimento da meta de 4% para o ano fizeram com que o Banco Central alterasse, em março, a política monetária de redução de juros, e a Selic subiu primeira vez desde a implementação do regime de metas.

A reversão completa do quadro veio com a necessidade do racionamento de energia elétrica. O racionamento representou um grande choque negativo de oferta sobre a economia brasileira (Gráfico 3). Em resposta, o Banco Central deu prosseguimento à elevação da taxa de juros. Em julho, a taxa atingiu 19%, valor em que permaneceu até fevereiro de 2002.



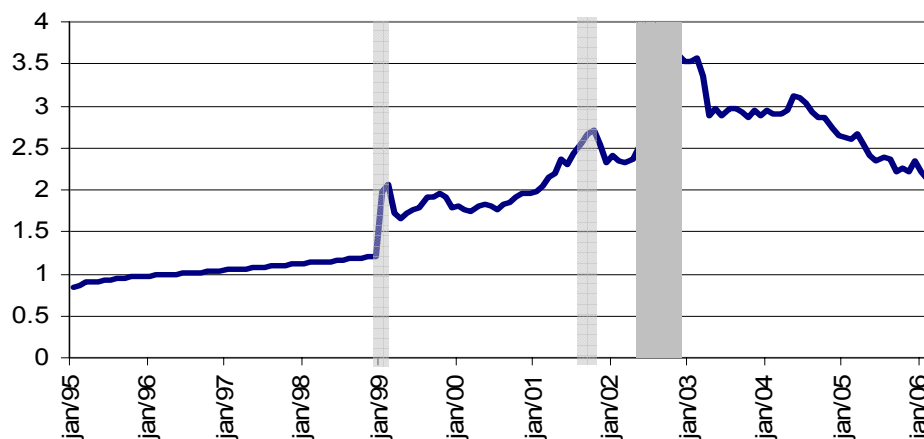
**Gráfico 3 –Índice de Produção Industrial Dessazonalizado ( jan/1995=100 )**

Para reduzir a pressão sobre a taxa de câmbio, o Banco Central passou a disponibilizar uma quota mensal de moeda estrangeira para ser vendida no mercado cambial. No entanto, o cenário externo ainda se agravaria em razão dos ataques terroristas aos EUA, que elevou a aversão ao risco e reduziu a liquidez internacional. A taxa de câmbio, que vinha se desvalorizando ao longo do ano, em novembro atingiu o pico de R\$2,70, o seu maior nível desde o início do Plano Real.

O ano de 2001 se encerrou com uma inflação medida pelo IPCA de 7,7%, situando-se acima de 6%, que correspondia ao limite superior do intervalo de tolerância da meta inflacionária. Pela primeira vez, o Banco Central deixava de cumprir a meta de inflação estabelecida pelo CMN.

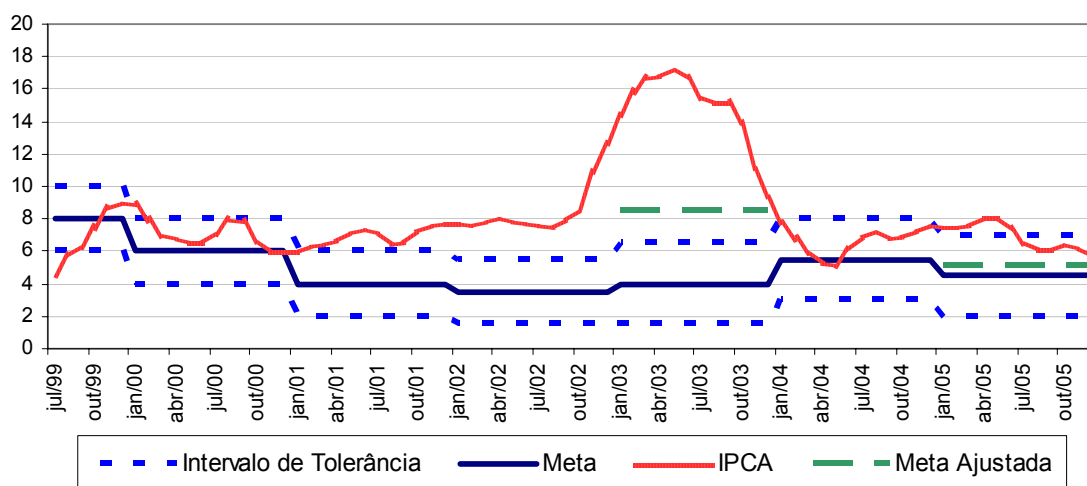
No início de 2002, a economia mundial começa a se recuperar, e se torna menor o impacto da crise argentina sobre a economia nacional. Como resultado, em janeiro, a taxa de câmbio recuou para R\$ 2,30. O cenário externo mais favorável e o recuo dos índices de inflação fizeram com que, já em fevereiro, o Banco Central iniciasse um novo ciclo de redução da taxa básica de juros.

No entanto, as incertezas no tocante à sucessão presidencial começam a surtir efeitos sobre o mercado financeiro ainda no primeiro semestre de 2002. O *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+) que estivera por volta dos 700 pontos básicos em março, iniciou uma escalada a partir de maio, e em junho, já alcançava patamares superiores a 1600 pontos básicos. O EMBI+ crescia à medida que se tornava mais provável a vitória do candidato opositor, Luis Inácio Lula da Silva. Em três meses, o índice se elevaria a cerca de 2400 pontos, recorde para o Brasil. Nesta situação, as fontes externas de financiamento secaram, e o câmbio atingiu o pico de R\$ 3,95 por dólar em outubro (Gráfico 3). A taxa Selic que havia caído nos meses de maio e junho, tendo em vista os resultados favoráveis na taxa de inflação. A partir de julho as taxas de inflação e as expectativas para o IPCA passaram para patamares significativamente mais elevados, influenciadas sobretudo pela depreciação cambial. Frente aos acontecimentos, o COPOM iniciou, em outubro, sucessivas elevações da Selic, que terminou o ano em 25%.



**Gráfico 4 -Taxa de Câmbio (R\$/US\$)**

O IPCA encerrou o ano de 2002 em 12,5%, ultrapassando o limite superior do intervalo de tolerância, 5,5%, da meta estabelecida para o ano (Gráfico 4). Devido ao valor bastante acima da meta, o Banco Central julgou que a meta para o ano de 2003, de 4 %, já estava comprometida devido ao elevado componente inercial que seria herdado de 2002. A tentativa de perseguir a meta de 4% teria enormes custos para a produção, por isso o Banco Central preferiu estabelecer uma meta ajustada de 8,5%, que passaria a nortear as decisões de política monetária para 2003. Pelo mesmo motivo, o Banco Central também ajustou a meta estabelecida para 2004 pelo CMN, de 3,75% para 5,5%.



**Gráfico 5 - Metas e o IPCA**

Em 2003, Luis Inácio Lula da Silva assume a Presidência da República e assegura a continuidade da política econômica baseada nos superávits primários e no regime de metas de inflação. O novo presidente do Banco Central assumiu reforçando o compromisso de combater a inflação. As duas primeiras reuniões do COPOM sob o seu comando elevaram a taxa Selic, para 26,5%.

As medidas de austeridade tomadas pela administração federal reduziram a desconfiança dos mercados com o novo governo. No cenário internacional, iniciou-se um período de grande liquidez internacional em razão da flexibilização da política monetária americana. Como resultado, o risco-país e a taxa de câmbio seguiram tendências de queda ao longo de 2003, encerrando o ano, respectivamente, ao redor de 460 pontos e R\$ 2,80.

As expectativas de inflação e o IPCA também apresentaram tendência de queda, explicada basicamente pela valorização da taxa de câmbio e pela forte contração da demanda interna. Os resultados favoráveis em relação à inflação e às contas externas permitiram que tivesse início, em junho de 2003, um novo ciclo de redução da taxa de juros, que terminou o ano em 16,5%. O ano de 2003 encerrou-se com o IPCA acumulado registrando inflação de 9,3%, próximo à meta ajustada de 8,5% para o ano.

As condições favoráveis na economia permitiram que a taxa Selic continuassem a sua trajetória de queda no início de 2004. No entanto, o processo de redução da taxa de juros

impulsionava o ritmo da demanda interna, e, no segundo semestre de 2004, observa-se a elevação dos índices de inflação. O IPCA de julho foi 0,89% e o de agosto, 0,69% .

Em setembro, diagnosticando um aquecimento excessivo da demanda e temendo suas conseqüências sobre a inflação, o Banco Central iniciou em setembro um novo ciclo de elevações da taxa Selic, que terminou o ano em 17,75%. Apesar a aceleração da inflação no segundo semestre, o IPCA acumulado ao longo de 2004, de 7,6%, ficou dentro do intervalo de tolerância. No entanto, como o IPCA ficou próximo do limite superior do intervalo de tolerância, o Banco Central novamente ajustou a meta de inflação definida para 2005 de 4,5% para 5,1%.

Durante os primeiros meses de 2005, a taxa de inflação apresentou resistência ao aumento da taxa de juros. Os primeiros sinais da perda do fôlego da inflação surgiram a partir de maio, o que fez Banco Central interromper o ciclo de altas da taxa de juros. Diante da queda nas expectativas de inflação e um cenário externo favorável, o Banco Central iniciou, em setembro, um novo ciclo de reduções da taxa Selic, que terminou o ano em 18%. O IPCA acumulado terminou 2005 em 5,7%, portanto dentro do intervalo de tolerância.



## 4 FUNDAMENTOS TEÓRICOS

### 4.1 ECONOMIA FECHADA

De acordo com a regra de Taylor, a taxa de juros responde à taxa de inflação e ao hiato do produto, definido como o desvio percentual do produto em relação ao seu nível natural:

$$i_t = \beta_0 + \beta_2 \cdot \pi_t + \beta_3 \cdot y_{t-1}$$

Além de oferecer bons resultados empíricos, a regra é teoricamente justificável. Pode-se derivá-la de um processo de otimização intertemporal das preferências do banco central. Assume-se que essas preferências sejam descritas por uma função de perdas quadrática <sup>4</sup>:

$$L = E_t \sum_{t=1}^{\infty} \rho^t \left[ \mu_{\pi} \cdot (\pi_{t+i})^2 + (y_{t+i})^2 \right] \quad (1)$$

Em que  $\rho$  é o fator de desconto intertemporal e  $\mu_{\pi}$  é o peso relativo atribuído à taxa de inflação.

As restrições com que o banco central se defronta ao realizar a minimização de (1) são descritas pela curva de demanda (2) e pela curva de Phillips (3).

$$y_t = \lambda \cdot y_{t-1} - \beta \cdot r_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha \cdot y_t + \delta_t \quad (3)$$

Em que  $y$  é o produto,  $r$  é a taxa real de juros,  $\pi$  é a taxa de inflação,  $u$  e  $\delta$  são termos aleatórios independentes e com média zero.

Da minimização de (1) sujeito a (2) e (3), resulta a regra de juros ótima<sup>5</sup>:

<sup>4</sup> O modelo apresentado é baseado em Ball (1999a)

<sup>5</sup> A derivação completa é dada no Apêndice 1.



$$i_t = \left(1 + \frac{q}{\beta}\right) \cdot \pi_t + \left(\frac{q \cdot \alpha + \lambda}{\beta}\right) \cdot y_t$$

Em que  $q = \frac{\left(-\mu_\pi \cdot \alpha + \sqrt{\alpha^2 \cdot \mu_\pi^2 + 4 \cdot \mu_\pi}\right)}{2}$

## 4.2 ECONOMIA ABERTA

Em uma economia aberta sob regime de taxas de câmbio flutuante, o banco central pode também ter entre os seus objetivos reduzir a volatilidade da taxa de câmbio. Calvo e Reinhart (2000) mostram que grande parte das economias emergentes que adota o regime de câmbio flutuante, na prática, utiliza a política monetária para intervir no mercado de câmbio. Além dos seus impactos inflacionários, as desvalorizações cambiais são extremamente custosas para economias altamente endividadas em moeda estrangeira. Tal cenário geraria o comportamento de *fear of floating*, o que justificaria a inclusão da variação cambial na regra de juros.

Mesmo que não esteja entre os objetivos do banco central reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, ainda assim o banco central de uma economia aberta pode responder a variação da taxa de câmbio, pois ela contém informações que impactarão tanto a inflação como o produto futuros.

O modelo a seguir, baseado em Ball (1999b), descreve uma economia aberta em que a redução da volatilidade da taxa de câmbio não está na função de perdas do banco central, e ainda assim, a taxa de câmbio aparece na regra de política monetária ótima:

$$y_{t+1} = \lambda y_t - \beta r_t - \psi q_t + u_{t+1} \quad (4)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha y_t - \phi \Delta q_t + \delta_{t+1} \quad (5)$$

$$q_t = \theta r_t + v_t \quad (6)$$

$r$  é a taxa de juro real,  $q$  é a taxa de câmbio (aumento = apreciação da moeda doméstica),  $\varepsilon$ ,  $\mu$  e  $\nu$  representam respectivamente choques de demanda, inflação e taxa de câmbio. A equação (4) é uma curva IS de uma economia aberta. A equação (5) é a curva de Phillips de uma economia aberta. A equação (6) é a forma reduzida da relação entre taxa câmbio e a taxa de juros. Captura a idéia de que um aumento da taxa de juro torna os ativos domésticos mais atrativos e, desta forma, aprecia a moeda doméstica.

Novamente, o problema do banco central é minimizar a função de perdas quadrática na qual as suas preferências estão representadas:

$$\min L = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t \left[ \mu_{\pi} (\pi_{t+i})^2 + \mu_y (y_{t+i})^2 \right]$$

Em que  $\rho$  é o fator de desconto intertemporal,  $\mu_{\pi}$  é o peso atribuído à taxa de inflação e  $\mu_y$  é o peso atribuído ao hiato do produto.

A regra ótima é dada por<sup>6</sup>:

$$i_t = f_{\pi} \pi_t + f_y y_t + f_q q_{t-1}$$

Os  $f$ 's são os coeficientes de resposta da taxa de juro nominal ( $i$ ) às respectivas variáveis:

$$f_{\pi} = \frac{\phi \mu_{\pi}}{\theta(\phi^2 \mu_{\pi} + A^2 \mu_y)} + 1 \quad (7)$$

$$f_y = \frac{(\phi \mu_{\pi} \alpha + A \mu_y \lambda)}{\theta(\phi^2 \mu_{\pi} + A^2 \mu_y)} \quad (8)$$

$$f_q = \frac{\phi^2 \mu_{\pi}}{\theta(\phi^2 \mu_{\pi} + A^2 \mu_y)} \quad (9)$$

Em que  $A = \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right)$

---

<sup>6</sup> A derivação da regra ótima é encontrada no Apêndice 1.

Alguns pontos emergem dos coeficientes dados em (7)-(9). Primeiramente, como já havíamos ressaltado, a regra ótima reage à taxa de câmbio, ainda que esta não apareça na função de perdas do banco central. Isto se deve ao fato de que numa economia aberta a taxa de câmbio oferece um canal alternativo de a taxa de juro impactar a inflação e o produto. Se a taxa de câmbio fosse introduzida na função de perdas, a resposta do juro ao câmbio seria reforçada.

Segundo, a relação entre os  $\mu$ 's que determinam as preferências entre os objetivos do banco central também atuam determinando o valor dos coeficientes da regra ótima. Se  $\mu_\pi$  aumenta relativamente à  $\mu_y$ , isto representa um desejo por parte do BC em dar mais peso para a inflação. Portanto, a magnitude de  $f_\pi$  aumenta ( $\partial f_\pi / \partial \mu_\pi > 0$ ), como esperado. O valor absoluto de  $f_y$  pode tanto aumentar como diminuir, dependerá dos parâmetros estruturais da economia. Pode-se, no entanto, afirmar que  $f_\pi$  aumenta relativamente à  $f_y$  ( $\partial f_\pi / \partial \mu_\pi > \partial f_y / \partial \mu_\pi$ ). Interessantemente, o valor de  $f_q$  aumenta frente a um aumento de  $\mu_\pi$ . Isto porque a taxa de câmbio poder ser usada como um instrumento adicional para que a taxa de juro impacte a inflação.

A variação dos parâmetros estruturais também altera os coeficientes da regra de política ótima. Um aumento de  $\alpha$ , que representa a influência do produto sobre a inflação, eleva a reação do juro ao produto. Quanto maior o  $\alpha$ , maior será a contribuição do produto para estabilizar a inflação, e, nessa medida, a resposta ao produto ganha importância também para estabilizar a inflação. Pelo mesmo motivo, um aumento em  $\phi$ , que indica a influência do câmbio sobre a inflação, eleva a resposta da taxa de juro à taxa de câmbio. Um aumento de  $\beta$ , que é impacto do juro sobre o produto, reduz a resposta à inflação ( $f_\pi$ ) e à taxa de câmbio ( $f_q$ ). Da mesma forma, um aumento de  $\theta$ , impacto do juro sobre o câmbio, reduz a resposta ao produto ( $f_y$ ) e a inflação ( $f_\pi$ ).

Além da taxa de câmbio, pode-se incluir a variação das reservas cambiais na função de reação. Numa economia que opere sob um regime de taxa de câmbio administrado<sup>7</sup>, o banco central deve fixar a taxa de juros num nível consistente com a taxa de câmbio desejada. A variação das reservas reflete a consistência da taxa de juros a um dado valor da taxa de câmbio. De forma genérica, a função de reação para o banco central assume a forma:

<sup>7</sup> Mesmo sob um regime de taxa de câmbio fixa, o comportamento da política monetária pode ser representado por uma regra de juros tipo "Taylor". (TAYLOR, 1998).

$$i_t = \beta_0 + \beta_2 \cdot \pi_t + \beta_3 \cdot y_t + \beta_4 \cdot \Delta R_t + \beta_5 \cdot \Delta e_t \quad (10)$$

A equação (10) aponta a taxa de juros desejada pelo banco central em um determinado momento. No entanto, o ajustamento para o nível desejado pode não ser imediato. Os bancos centrais tendem a suavizar as variações na taxa de juros. Argumenta-se, em favor da suavização, que o banco central prefere ajustar gradualmente a taxa de juros, pois movimentos bruscos poderiam desestabilizar os mercados financeiros (GOODFRIEND, 1991) e movimentos graduais são mais apropriados num ambiente de incerteza como no qual o banco central opera (SACK, 2000).

Assim, a regra assumiria a forma:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 \cdot \pi_t + \beta_3 \cdot y_t + \beta_4 \cdot \Delta R_t + \beta_5 \cdot \Delta e_t \quad (11)$$

Os coeficientes  $\beta_2, \beta_3, \beta_4$  e  $\beta_5$  representam o efeito imediato das variáveis explicativas sobre a taxa de juros. No entanto, as variáveis explicativas apresentam também efeitos secundários sobre a taxa de juros dos períodos seguintes por meio do termo de persistência da taxa de juros ( $i_{t-1}$ ). Para representar esses efeitos secundários sobre a taxa de juros, podemos expressar a regra de longo prazo como:

$$i = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} + \frac{\beta_2}{1 - \beta_1} \cdot \pi_t + \frac{\beta_3}{1 - \beta_1} \cdot y_t + \frac{\beta_4}{1 - \beta_1} \cdot \Delta R_t + \frac{\beta_5}{1 - \beta_1} \cdot \Delta e_t$$

$$i = \phi_0 + \phi_2 \cdot \pi_t + \phi_3 \cdot y_t + \phi_4 \cdot \Delta R_t + \phi_5 \cdot \Delta e_t$$

Em que  $\phi_i = \beta_i / (1 - \beta_1)$  representam os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas.

Para que o princípio de Taylor seja satisfeito, devemos ter  $\phi_2 > 1$ .



## 5 MODELO ECONOMÉTRICO

O modelo estimado é constituído por:

- Equação de Medida, que representa a função de reação proposta na seção anterior:

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} \cdot i_{t-1} + \beta_{2t} \cdot \pi_{t-1} + \beta_{3t} \cdot y_{t-2} + \beta_{4t} \cdot \Delta R_{t-1} + \beta_{5t} \cdot \Delta e_t + u_t \quad (12)$$

$$u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_u^2)$$

- Equações de Transição, que descrevem as dinâmicas seguidas pelos coeficientes da equação de medida:

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_{it} \quad (13)$$

$$v_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{vi}^2)$$

Igualmente a Boivin (2005) e Cogley e Sargent (2001, 2003), assume-se que os coeficientes sigam um processo *random walk*. Engle e Watson (1985) sugerem o processo de *random walk* para os coeficientes nos casos de mudanças estruturais nos quais os agentes ajustam suas estimativas somente quando uma nova informação torna-se disponível.

Juntamente com a hipótese  $E(\varepsilon_t, v_t) = 0$ , as equações (12) e (13) expressam o modelo na forma de espaço de estado. Uma vez expresso desta forma, podemos aplicar o filtro de Kalman, que será discutido no próximo capítulo, para obtermos os parâmetros variantes no tempo.



## 6 FILTRO DE KALMAN E A ESTIMAÇÃO DO MODELO

O Filtro de Kalman consiste num método recursivo de estimação composto por dois conjuntos de equações: de previsão e de atualização. Assume-se que as variáveis explicativas  $x_t$  são observáveis no início do período  $t$ , e que a variável explicada  $y_t$  é observada apenas no final do período  $t$ . Se ao início do período  $t$ , quisermos obter um previsor ótimo de  $y_t$  baseado na informação disponível até  $t-1$  ( $y_{t|t-1}$ ), teremos que calcular o vetor coeficientes  $\beta_{t|t-1}$ , que é dado pela equação de transição:

$$\beta_{t|t-1} = F \cdot \beta_{t-1|t-1} + v_t \quad (14)$$

Dada a nossa hipótese de passeio aleatório dos coeficientes,  $F$  é uma matriz identidade. A matriz de covariância de  $\beta_{t|t-1}$  é:

$$P_{t|t-1} = F \cdot P_{t-1|t-1} \cdot F' + Q \quad (15)$$

$Q$  é a matriz de variância-covariância dos choques aleatórios  $v_{it}$ , cuja diagonal principal é composta pelas variâncias  $\sigma_{vi}^2$ . O erro de previsão é dado por:

$$\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = y_t - x_t \cdot \beta_{t|t-1} \quad (16)$$

A variância condicional do erro de previsão é:

$$f_{t|t-1} = x_t \cdot P_{t|t-1} \cdot x_t' + \sigma_u^2 \quad (17)$$

$\sigma_u^2$  é a variância de  $u_t$ , o termo aleatório da função de reação do banco central. As equações (14) à (17) são as equações do conjunto de previsão do filtro de Kalman. Uma vez que  $y_t$  é observada no final do período  $t$ , o erro de previsão pode ser calculado a partir de (16). Este erro conterá novas informações a cerca de  $\beta_t$  além daquelas contidas em  $\beta_{t|t-1}$ . Portanto, após a observação de  $y_t$ , poderemos fazer uma inferência mais precisa a respeito de  $\beta_t$ .



Poderemos inferir  $\beta_t$  com a informação disponível até t, pela equação de atualização:

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t \cdot \eta_{t/t-1} \quad (18)$$

Onde  $K_t = P_{t/t-1} \cdot x_t \cdot f_{t/t-1}^{-1}$  é chamado ganho de Kalman, que representa o peso atribuído a nova informação a respeito de  $\beta_t$  contida no erro de previsão. A matriz de covariância de  $\beta_{t/t}$  é:

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t \cdot x_t \cdot P_{t/t-1} \quad (19)$$

Os valores  $\beta_{t/t}$  e  $P_{t/t}$  obtidos em (18) e (19) servem para realimentar as equações (14) e (17) no período seguinte, e, assim, sucessivamente manter a estimação recursiva. Em  $t = 0$ , os valores de  $\beta_{0/0}$  e  $P_{0/0}$  devem ser dados exogenamente. Desta forma, para dados valores de  $Q$  e  $\sigma_u^2$ , o filtro de Kalman gera valores para o vetor de coeficientes para cada período t. As equações (14) a (19) constituem o filtro básico.

Além das séries  $\beta_{t/t-1}$  e  $P_{t/t-1}$ , que fazem uso das informações disponíveis até o período t-1, podemos obter também os coeficientes  $\beta_{t/T}$  e  $P_{t/T}$ , que utilizam toda informação disponível na amostra. Para obtê-los, usam-se as equações do filtro suavizado:

$$\beta_{t/T} = \beta_{t/t} + P_{t/t} \cdot F' P_{t+1/t} (\beta_{t+1/T} - F \cdot \beta_{t/t}) \quad (20)$$

$$P_{t/T} = P_{t/t} + P_{t/t} \cdot F' P_{t+1/t} (P_{t+1/T} - P_{t+1/t}) \cdot P_{t+1/t}^{-1} \cdot F \cdot P_{t/t}' \quad (21)$$

$$(t = T-1, T-2, \dots, 1)$$

$\beta_{T/T}$  e  $P_{T/T}$ , os valores iniciais para a suavização, são obtidos da última iteração do filtro básico.  $\beta_{t/T}$  e  $P_{t/T}$  são obtido iterativamente para trás ( $t = T-1, T-2, \dots, 1$ ) a partir das equações (20) e (21).

Como os valores de  $Q$  e  $\sigma_u^2$  não são conhecidos, eles devem ser estimados. Para estimar esses parâmetros, a seguinte função *log-likelihood* devem ser maximizada:

$$\ln L = -\frac{1}{2} \sum \ln((2 \cdot \pi)^n |f_{t/t-1}|) - \frac{1}{2} \sum \eta'_{t/t-1} f_{t/t-1}^{-1} \cdot \eta_{t/t-1}$$



## 7 DADOS

Os dados utilizados compreendem o período de janeiro/1995 a janeiro/2006 e apresentam periodicidade mensal. A taxa de juros ( $i_t$ ) utilizada é a taxa Selic fixada na reunião do Conselho de Política Monetária (COPOM) do respectivo mês<sup>8</sup>. Para captar a variação do índice de preços utilizamos o núcleo de inflação mensal anualizado. O núcleo foi calculado pelo método de médias aparadas<sup>9</sup>, com aparamento de 20%, a partir do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) medido pelo IBGE.

O hiato do produto foi calculado a partir da aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HODRICK; PRESCOTT, 1997) sobre o índice de produção industrial dessazonalizado – IBGE. A série de produção industrial é frequentemente utilizada na literatura como *proxy* para o Produto Interno Bruto devido a sua periodicidade mensal e ao alto grau de correlação entre essas variáveis<sup>10</sup>. As variações da taxa de câmbio e das reservas são em relação ao mês anterior. Todas as variáveis são calculadas na forma logarítmica.

Como o BC não dispõe dos valores contemporâneos das variáveis no momento em que decide o valor da taxa de juros, as variáveis entram na regra com defasagens. A taxa de inflação, variação das reservas e variação cambiais terão a defasagem de um mês. O hiato do produto terá a defasagem de dois meses, uma vez que é esse o tempo que se leva para a apuração e divulgação do índice de produção industrial.

---

<sup>8</sup> Taxa Selic do último dia do mês anualizada - base 252.

<sup>10</sup> O coeficiente de correlação entre as duas séries é igual a 0,97 no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1995 e primeiro trimestre de 2006.



## 8 RESULTADOS EMPÍRICOS.

Neste capítulo são apresentados os resultados das regressões realizadas. Primeiramente, para fins comparativos, estimamos uma função de reação do banco central pelo método de mínimos quadrados. Os resultados apresentam evidências que reforçam a idéia de que os coeficientes de resposta da função de reação variaram ao longo do período analisado. A seguir, partimos para a estimação por *Time Varying Parameter* (TVP). Os resultados são apresentados e um teste de especificação é realizado. O teste indicou que o modelo está bem especificado para o período associado ao regime de taxa de câmbio administrada, mas não para o período posterior, relativo ao regime de metas de inflação.

### 8.1 ESTIMAÇÃO POR MÍNIMOS QUADRADOS.

Para efeito de comparação dos resultados, estimamos inicialmente uma regra de política monetária por mínimos quadrados, que supõe a estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo. A Tabela 2 apresenta os valores estimados para 3 diferentes períodos:

**Tabela 2 – Regra Estimada por Mínimos Quadrados**

Variável Dependente: Selic			
Equação (11)			
	1995:01 – 2006:01	1995:01 – 1999:01	1999:02-2006:01
Constante ( $\phi_0$ )	0,18*** (0,06)	0,25*** (0,08)	0,10*** (0,01)
Selic $t-1$ ( $\beta_1$ )	0,92*** (0,04)	0,85*** (0,09)	0,73*** (0,03)
Inflação ( $\phi_2$ )	0,19 (0,76)	0,19 (0,84)	0,99*** (0,13)
Produto ( $\phi_3$ )	3,31* (1,87)	2,32 (1,89)	0,23 (0,15)
$\Delta$ Reservas ( $\phi_4$ )	-0,72 (0,48)	-0,62 (0,63)	-0,08** (0,04)
$\Delta$ Cambial ( $\phi_5$ )	0,77 (0,59)	0,46* (0,77)	0,14** (0,06)
<b>Teste ARCH :</b>			
p-valor	0,03	0,68	0,01
<b>Log-likelihood</b>	274,81	82,87	282,21
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0,88	0,80	0,94

Desvio-padrão entre parênteses

\*,\*\*e \*\*\* representam respectivamente significância a 10%, 5% e 1%.

Alguns pontos merecem destaque. Primeiramente observamos que os valores e as significâncias dos coeficientes variam quando alteramos o período analisado. Esta variação

pode ser em razão apenas de uma quebra estrutural na condução da política monetária diante da alteração do regime cambial em janeiro de 1999. Neste caso, identificado o momento da quebra estrutural, os coeficientes estimados por mínimos quadrados ainda continuariam representando corretamente o comportamento da política monetária. Bastaria dividir a política monetária em dois sub-períodos: um pré-desvalorização, até janeiro de 1999, e outro pós-desvalorização, a partir de fevereiro de 1999. Dentro de cada sub-período, os coeficientes seriam estáveis, e portanto a estimação de cada sub-período por mínimos quadrados forneceria uma boa representação para o comportamento da política monetária.

No entanto, além da significativa alteração dos coeficientes estimados, podemos observar a presença de efeito ARCH<sup>11</sup> (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) na estimação com a amostra completa e com o segundo sub-período. De acordo com Kim e Nelson (1989), a presença de efeito ARCH em muitos casos pode ser interpretada como uma evidência de coeficientes variantes na equação. Se os coeficientes estão continuamente se alterando, os resíduos de uma regressão por mínimos quadrados tenderam apresentar a existência de efeito ARCH, mesmo quando os reais termos aleatórios não são heteroscedásticos. Quando a estimação passa a considerar a variação dos coeficientes, o teste ARCH deixa de rejeitar a hipótese nula de não correlação dos resíduos ao quadrado. Os p-valores dos testes ARCH realizados com os resíduos gerados por TVP para a amostra completa, para o primeiro e para segundo sub-período foram, respectivamente, 0,35; 0,65 e 0,12.

O resultado com o teste ARCH reforça a constatação de Kim e Nelson (1989), uma vez que quando a estimação é feita por TVP, a hipótese nula de não correlação dos resíduos ao quadrado não é mais rejeitada. Portanto, o efeito ARCH encontrado na equação estimada por mínimos quadrados seria decorrente da hipótese de coeficientes constante.

Adicionalmente, outra evidência contra a hipótese de coeficientes constantes é revelada pelo teste CUSUM<sup>12</sup> - *Cumulative Sum* – desenvolvido por Brown, Durbin e Evans (1975). O teste rejeita a 5% de significância a hipótese nula de constância dos coeficientes das equações estimadas para os três períodos: amostra completa (1995-2006), primeiro (1995 – 1998) e segundo (1999 – 2006) sub-períodos.

---

<sup>11</sup> O teste realizado é um teste LM sobre os resíduos ao quadrado ( $e^2$ ):

$$e_t^2 = \xi_0 + \xi_1 \cdot e_{t-1}^2 + v$$

<sup>12</sup> Os detalhes do teste estão no Apêndice 3.

## 8.2 ESTIMAÇÃO POR TVP:

Inicialmente foi testada a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes da equação (11) contra a hipótese alternativa de que sigam um *random walk*. No Apêndice 3 é apresentado o teste LM sugerido por Kim e Nelson (1989). Pode-se rejeitar a 1% de significância a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes.

Os coeficientes ( $\beta_{t/t-1}$ ) reportados foram obtidos a partir do filtro básico (o coeficiente em  $t$  é estimado com as informações disponíveis até  $t-1$ ). No Apêndice 2, apresentamos também os coeficientes suavizados ( $\beta_{t/T}$ ) juntamente com os parâmetros estimados.

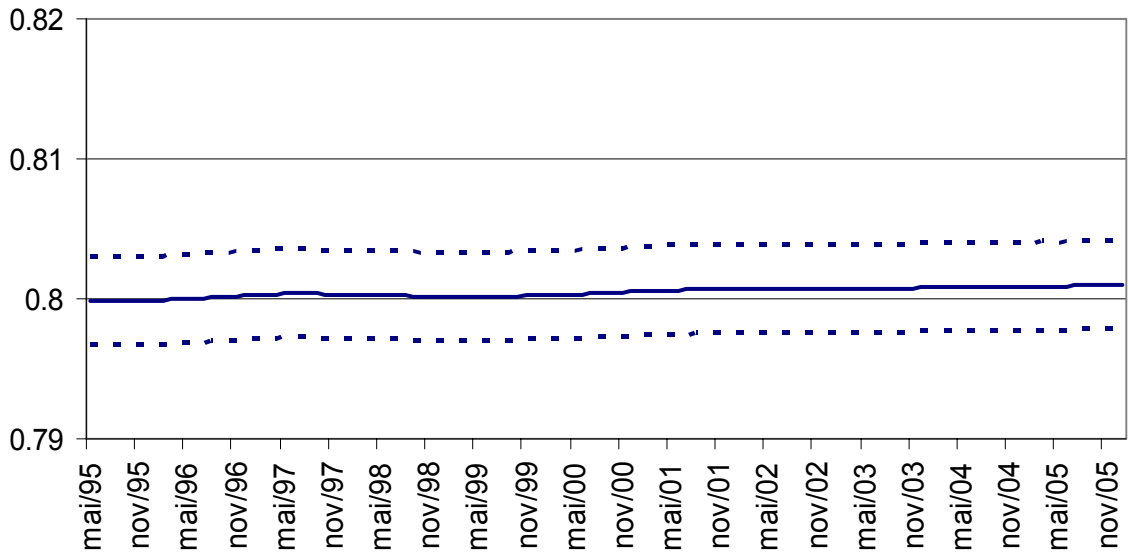
Para iniciar o filtro de Kalman, os parâmetros iniciais ( $\beta_{0/0}$ ) devem ser dados exogenamente ao modelo. Usamos como parâmetros iniciais valores próximos daqueles estimados por mínimos quadrados e daqueles encontrados na literatura<sup>13</sup>. A sensibilidade dos resultados à mudança desses valores iniciais é maior nos períodos iniciais da nossa estimação. De modo geral, os resultados gerados pelo filtro de Kalman para os períodos iniciais da amostra de estimação costumam ser pouco robusto. Uma vez que o método usa apenas os dados das variáveis disponíveis até o período em questão, nos períodos iniciais há sempre poucas informações acumuladas para a estimação. Portanto, reportaremos os resultados excluindo os cinco meses iniciais (janeiro/1995 – maio/1995), que se mostraram mais sensíveis aos valores imputados inicialmente.

A seguir, nos gráficos 6 a 9, são reportadas as estimativas, mês a mês, respectivamente, dos coeficientes de inércia da taxa Selic, de intercepto, da resposta à variação das reservas e da resposta à variação cambial.

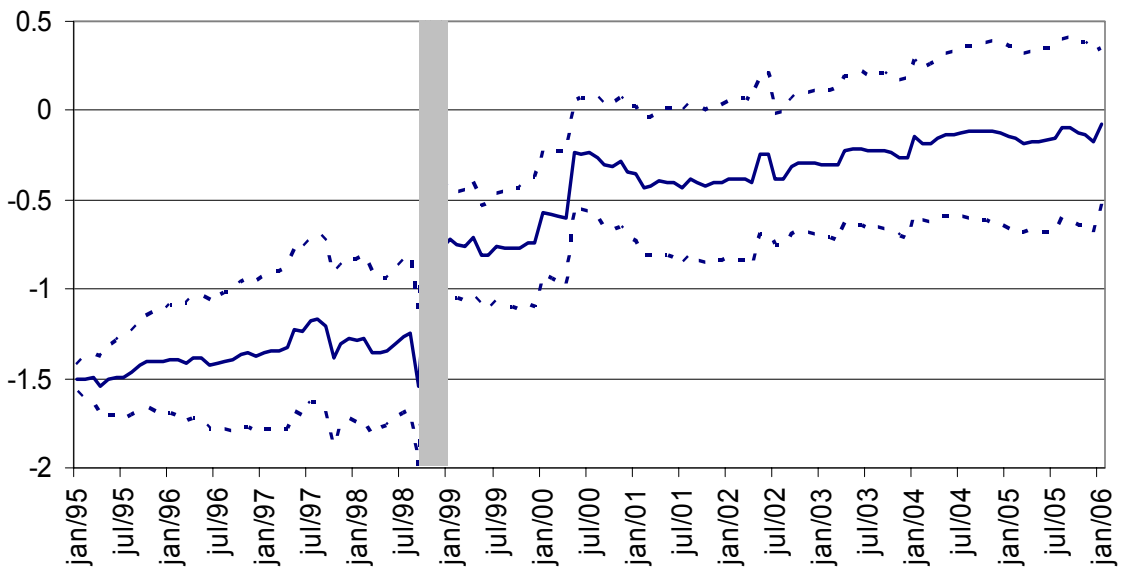
---

<sup>13</sup> Os parâmetros iniciais utilizados foram:  $\beta_{0,0/0} = 0,025$  ;  $\beta_{1,0/0} = 0,8$  ;  $\beta_{2,0/0} = 0,1$  ;  $\beta_{3,0/0} = 0,1$  ;  $\beta_{4,0/0} = -0,3$  ;  $\beta_{5,0/0} = 0,10$ .

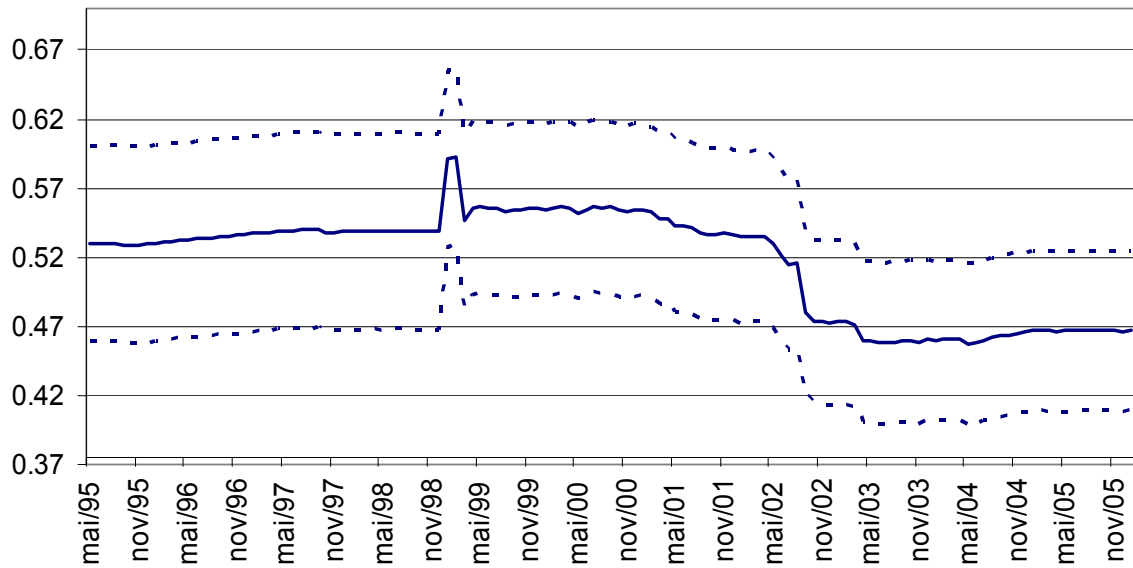




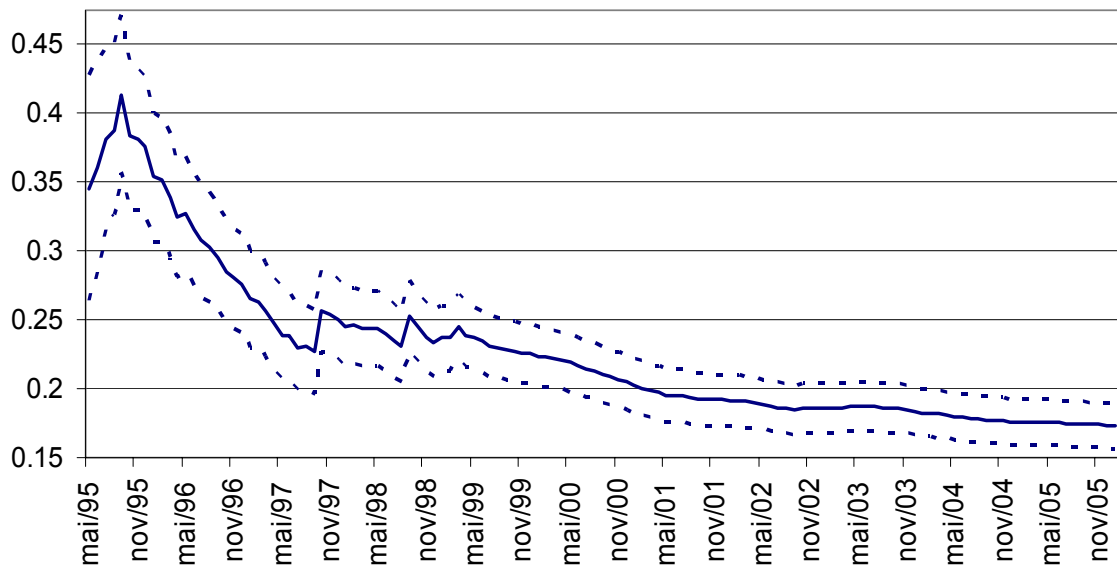
**Gráfico 6 – Coeficiente de Persistência da taxa Selic ( $\beta_{1|1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões



**Gráfico 7 – Coeficiente de Resposta à Variação das Reservas ( $\phi_{4v1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões



**Gráfico 8 - Coeficiente de Resposta à Variação Cambial ( $\phi_{5,t/1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões



**Gráfico 9 - Coeficiente de Intercepto ( $\phi_{0,t/1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

Nos gráficos anteriores, nota-se uma mudança significativa do comportamento da política monetária após janeiro de 1999, quando o Banco Central do Brasil (BCB) permitiu a livre flutuação da taxa de câmbio.

Até janeiro de 1999, o BCB reagiu fortemente à variação das reservas. Uma variação de 1% no nível das reservas implicou uma variação entre 1% a 1,5% da taxa Selic. Durante o período

de transição entre o fim do regime de taxa de câmbio administrada (janeiro/1999) e início do regime de metas (julho/1999), a resposta à variação das reservas sofreu um gradual enfraquecimento. E, durante o regime de metas, a resposta deixou de ser significativa.

A elevada sensibilidade da taxa de juros às reservas é justificável dentro de um regime de taxa de câmbio administrada. Nesse regime, o papel da taxa de câmbio era servir de âncora para o nível de preços. Enquanto que o equilíbrio das contas externas do país ficava a cargo da taxa de juros. Um influxo significativo de moeda estrangeira que fizesse aumentar as reservas, num dado momento, era um indicador de que não havia problemas de financiamento das contas externas do país. Diante disso, havia condições de se reduzir a taxa de juros tanto para reduzir o influxo de capitais estrangeiros como para elevar a demanda interna.

Por outro lado, uma saída líquida de moeda estrangeira que fizesse diminuir as reservas era um indicador de que estaria havendo dificuldades de financiamento das contas externas do país. O que deveria ser respondido com a elevação da taxa de juros pelo BCB tanto para atrair capitais estrangeiros como para reduzir a demanda interna, e, desta forma, reduzir o déficit comercial.

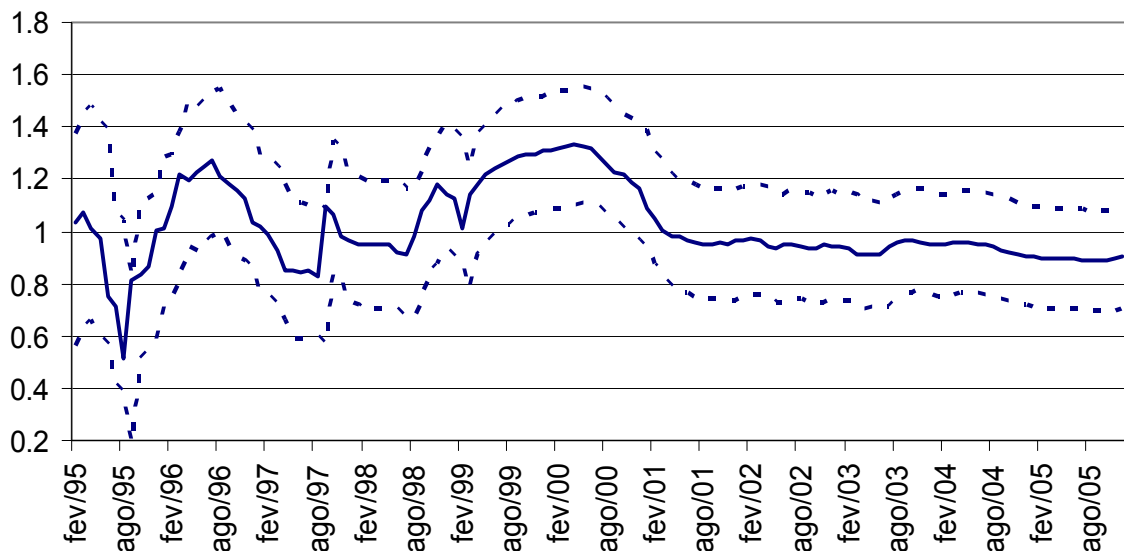
A resposta à variação cambial (Gráfico 8) durante o regime de câmbio administrado foi pouco acima de 0,5. Como durante este período a taxa de câmbio variou muito pouco (Gráfico 3), o seu impacto sobre a taxa de juros foi muito pequeno neste período. Após a abrupta desvalorização do Real, que se seguiu ao final do regime de câmbio administrado, o coeficiente de resposta se elevou, e atingiu 0,6. Voltou ao patamar anterior, e a partir de 2001 sofreu um pequeno declínio para cerca de 0,45.

Após a adoção do regime de livre flutuação cambial, a taxa de câmbio desvalorizou-se aproximadamente 50% durante janeiro de 1999. O temor dos impactos econômicos, sobretudo inflacionários, que uma desvalorização de tal magnitude pudesse ter levado o BCB elevar a taxa de juros. De acordo com o gráfico 8, o coeficiente de resposta ao câmbio foi cerca 0,6 em fevereiro/1999. Embora o coeficiente de 0,60 possa parecer relativamente baixo, quando o multiplicamos pela desvalorização cambial do período, encontramos que a variação cambial foi responsável por aproximadamente 24% da taxa Selic em fevereiro. A partir de então com uma taxa de câmbio mais estável, o impacto total reduz-se expressivamente.

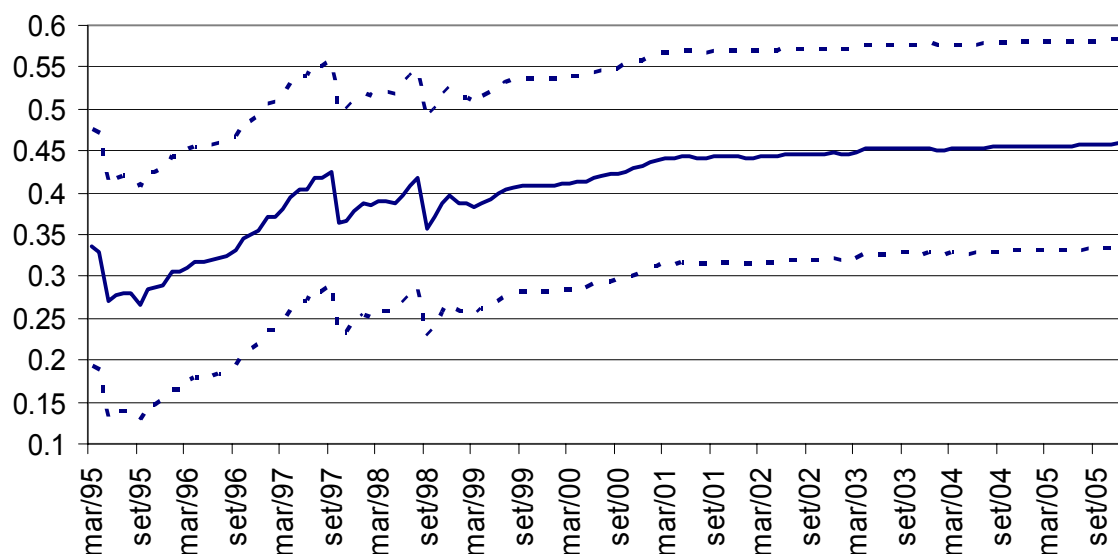
O coeficiente de intercepto (Gráfico 9) representa a influência média sobre a taxa de juros das demais variáveis não incluídas na equação (11). Com exceção dos três picos associados às crises financeiras internacionais (mexicana - março/1995, asiática - setembro/1997 e russa - agosto/1998), o coeficiente apresentou um lento declínio durante quase todo o período analisado até estabilizar-se a no nível de 17% desde meados de 2004.

As crises asiática e russa interromperam a tendência de queda do intercepto e elevaram-no para próximo de 25%. O alto valor encontrado no início da amostra está associado à crise mexicana e à rigidez da política monetária que marcou o período inicial do Plano Real. A necessidade de dar credibilidade para o plano de estabilização levou o BCB a fixar a taxa Selic em um nível elevado independentemente das condições econômicas. A partir da implementação do regime de metas, observamos um intercepto mais estável, sem responder às turbulências externas (crise argentina/2001 e desvalorização do real em 2002).

Os gráficos 10 e 11 exibem as estimativas da resposta de longo prazo da taxa Selic, respectivamente, ao hiato do produto e à taxa de inflação.



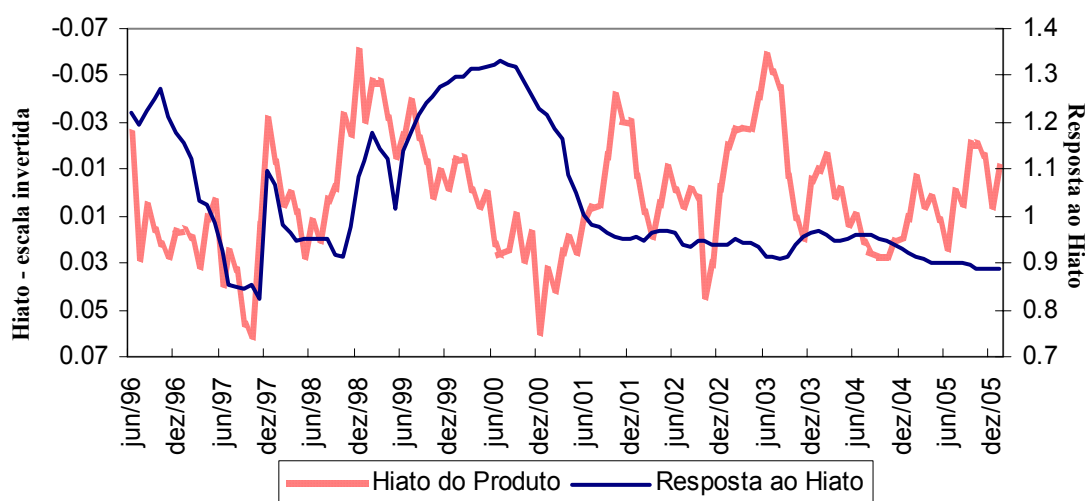
**Gráfico 10 - Resposta ao Hiato do Produto - ( $\phi_{3v1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões



**Gráfico 11 - Resposta à taxa de Inflação - ( $\phi_{2,t/1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

De acordo com o gráfico 10, a resposta ao hiato do produto passou por oscilações entre 0,6 e 1,3 durante o período de câmbio administrado. No período seguinte, passa a exibir um comportamento mais estável.

Após a implementação do regime de metas de inflação, as duas séries passaram a exibir um padrão mais regular e relativamente baixo, sobretudo à inflação, de resposta da política monetária. Entretanto, o período anterior ao regime de metas exibe oscilações na resposta da política monetária, particularmente para hiato do produto. O gráfico 12 compara os coeficientes estimados com o hiato do produto.



**Gráfico 12 - Hiato do Produto x Resposta ao Hiato**

O gráfico 12 mostra que os períodos de maior resposta da taxa de juros ao hiato do produto coincidem com os períodos de crise em que a demanda agregada era baixa (no gráfico o hiato está representado com a escala invertida). E, inversamente, a resposta da política monetária ao hiato foi menor nos períodos em que a demanda estava mais aquecida. A partir da adoção do regime de metas esta relação entre as duas séries desaparece.

Observa-se no gráfico 11 que o padrão de resposta à taxa de inflação é baixo durante todo o período considerado. No entanto, após a adoção do regime de metas, os coeficientes estimados tornam-se um pouco maiores, e se estabilizam em 0,45. A baixa resposta exibida durante o período de taxa de câmbio administrado (1995-1999) não surpreende, dado que neste período a estabilização do nível de preços estava ancorada pela taxa de câmbio. No entanto, a baixa resposta encontrada para o período em que vigorou o regime de metas não deveria ser esperada, uma vez que, neste regime, a taxa de juros é o instrumento responsável em fazer a taxa inflação convergir para a meta desejada.

A princípio, este resultado nos sugere que o Princípio de Taylor não foi respeitado (coeficiente de resposta menor do que 1), e que, portanto, a inflação deveria seguir uma trajetória instável, o que, de fato, não ocorreu.

Na realidade, o regime de metas impõe ao banco central que a inflação futura convirja a uma meta estabelecida de inflação. A melhor *proxy* para a inflação futura é a sua expectativa.

Portanto, neste regime, a variável de interesse deveria ser o desvio da meta, ou seja, a diferença entre a expectativa e a meta de inflação. No próximo Capítulo trataremos, exclusivamente, deste segundo período (janeiro/1999 e julho/2005) em que o BCB operou sob o regime de metas de inflação.

### 8.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS.

De modo geral, os resultados desta seção nos indicam que existiram dois padrões de política monetária bastantes distintos. No período associado ao regime de câmbio administrado (até janeiro de 1999), a política monetária reagiu significativamente às reservas e ao hiato do produto. As reações à taxa de inflação e à taxa de câmbio foram baixas. A resposta ao hiato do produto foi maior nos períodos de menor crescimento do produto, ou seja, a taxa de juros caía mais nos períodos de menor crescimento do que subia nos períodos de crescimento elevado.

No período em que o BCB operou sob o regime de metas, os coeficientes de resposta apresentaram comportamentos mais estáveis e, com exceção do hiato do produto, significativamente baixos, sugerindo que a política monetária deste período não foi pautada somente por estas variáveis.

Como sugerido por Engle e Watson (1981), uma forma de avaliar a especificação do modelo é testar se existe ou não correlação serial nos erros de previsão um período a frente ( $\eta_{t,t-1}$ ). No Apêndice 4 são apresentados detalhes do teste.

O teste de autocorrelação de Ljung-Box não nos permite rejeitar a 10% de significância a hipótese nula de ausência de autocorrelação para o período compreendido entre janeiro/1995 e dezembro/1998, o que significa que o modelo estaria bem especificado para esse intervalo de tempo. Para o período compreendido entre janeiro/1999 e janeiro/2006, o teste rejeita a 10% a hipótese de ausência de correlação serial, o que indica que o modelo não está bem especificado para representar a condução da política monetária neste segundo período. Frente ao que foi comentado anteriormente, a principal razão por detrás desta má especificação está no fato de ignorarmos até aqui o desvio da meta como variável explicativa do modelo. Na

seção seguinte, alteraremos a equação (11), de forma a incluir o desvio das expectativas em relação à meta de inflação na função de reação do banco central.





## 9 REGIME DE METAS

### 9.1 INTRODUÇÃO

O regime de metas de inflação foi instituído formalmente pela primeira vez na Nova Zelândia, em 1990, dentro de um conjunto de medidas que visavam melhorar a performance econômica do país. Difundiu-se rapidamente entre os países como uma resposta prática diante das dificuldades em lidar com regimes de câmbio fixo e controle de agregados monetários.

O Brasil passou a adotar o regime após ser confrontado com sucessivas perdas de reservas cambiais, que culminou no abandono do sistema de câmbio administrado em janeiro de 1999. O país implementou oficialmente o regime em julho de 1999, embora o regime já viesse sendo praticado informalmente desde a desvalorização de janeiro.

Embora haja muitas diferenças entre os diversos países quanto a sua operacionalização, é possível identificar alguns elementos comuns que representam a própria essência do regime:

- I. Anúncio público das metas estabelecidas para inflação,
- II. Compromisso institucionalizado do banco central para com a estabilidade de preços como objetivo prioritário da política monetária
- III. O banco central assume a responsabilidade pelo cumprimento das metas.
- IV. Comunicação ao público das decisões do banco central e as razões pelas quais elas foram tomadas.

A institucionalização do compromisso com a meta e a responsabilização do banco central pelo seu não cumprimento têm o objetivo de dar credibilidade ao sistema. O anúncio das metas funciona como âncora das expectativas para a inflação, enquanto que a comunicação ao público é necessária para indicar que as decisões tomadas pelo banco central são consistentes com a meta no longo prazo, ou ainda, para justificar um não cumprimento da meta.

Em Calvo e Reinhart (2000) são descritas características das economias emergentes que tendem a dirigir a atenção de suas autoridades monetárias para a taxa de câmbio. O câmbio

nessas economias é importante em razão do alto repasse da taxa de câmbio para a inflação (*passthrough*), da dolarização dos passivos das empresas e do governo e ainda para garantir a competitividade externa do país. No entanto, a prática do sistema de metas de inflação puro requer a livre flutuação do câmbio; o banco central não deveria ter nenhum outro objetivo senão a inflação.

## 9.2 MODELO:

O regime de metas impõe ao banco central que a inflação futura convirja a uma meta estabelecida de inflação. A melhor *proxy* para a inflação futura é a sua expectativa, nesse caso, o desvio da meta passa a ser uma das variáveis de interesse. Alteraremos a equação (11), de forma a incluir o desvio das expectativas em relação à meta de inflação na função de reação do banco central.

Reestimaremos a função de reação fazendo duas alterações ao modelo anterior. Substituiremos a variável taxa de inflação pelo desvio das expectativas de inflação em relação à meta perseguida pelo BC e, por se tratar de um regime de cambio flutuante, excluiremos a variação das reservas, mas manteremos a variação cambial para captar a possível influencia do setor externo sobre a política monetária<sup>14</sup>.

No regime brasileiro, a meta para a inflação é anual. Desta forma, surge a questão de qual meta e qual expectativa de inflação é a relevante num determinado momento. Por exemplo, no mês de outubro, o banco central poderia fixar a taxa Selic de acordo com o desvio das expectativas em relação à meta do ano corrente. No entanto, por se estar próximo ao fim do ano, é possível que a maior parte o efeito da variação da Selic do mês de outubro atue sobre a inflação do ano seguinte. Logo, o desvio da expectativa em relação à meta do ano seguinte também deva ser levado em consideração na tomada de decisão sobre a Selic no mês de outubro. Bueno (2006) utiliza uma ponderação logarítmica entre os dois desvios:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} \cdot \ln[1 + (E_j \pi_t - \pi_t^*)] + \frac{j}{12} \cdot \ln[1 + (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)]$$

<sup>14</sup> Quando a variação das reservas é incluída na equação, o coeficiente de resposta às reservas mostra-se sistematicamente não significativo. Os demais coeficientes não sofrem significativas alterações com a inclusão da variação das reservas na função de reação.

Em que  $t$  se refere ao ano corrente, e  $j$  ao mês corrente. Usaremos a série de expectativa de inflação colhida pelo BC entre as instituições financeiras. A periodicidade desta série é diária, por isso utilizaremos os valores das expectativas de inflação do dia anterior ao da reunião do Copom que define a taxa básica de juros.

Reescrevendo o modelo do Capítulo 5:

- Equação de medida :

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} \cdot i_{t-1} + \beta_{2t} \cdot \pi_{t-1} + \beta_{3t} \cdot y_{t-2} + \beta_{4t} \cdot D_{jt} + \beta_{5t} \cdot \Delta e_t + u_t \quad (22)$$

$$u_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_u^2)$$

- Equações de transição:

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_t$$

$$v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$$

Expressamos a regra de juros de longo prazo como:

$$i = \frac{\beta_0}{1-\beta_1} + \frac{\beta_2}{1-\beta_1} \cdot \pi_t + \frac{\beta_3}{1-\beta_1} \cdot y_t + \frac{\beta_4}{1-\beta_1} \cdot D_t + \frac{\beta_5}{1-\beta_1} \cdot \Delta e_t$$

$$i = \phi_1 + \phi_2 \cdot \pi_t + \phi_3 \cdot y_t + \phi_4 \cdot D_t + \phi_5 \cdot \Delta e_t$$

Em que  $\phi_i = \frac{\beta_i}{1-\beta_1}$  representam os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas.

## 9.3 RESULTADOS

### 9.3.1 Mínimos Quadrados

Para compararmos os resultados, novamente, estimamos uma regra de política monetária por mínimos quadrados. A Tabela 3 apresenta os valores estimados:

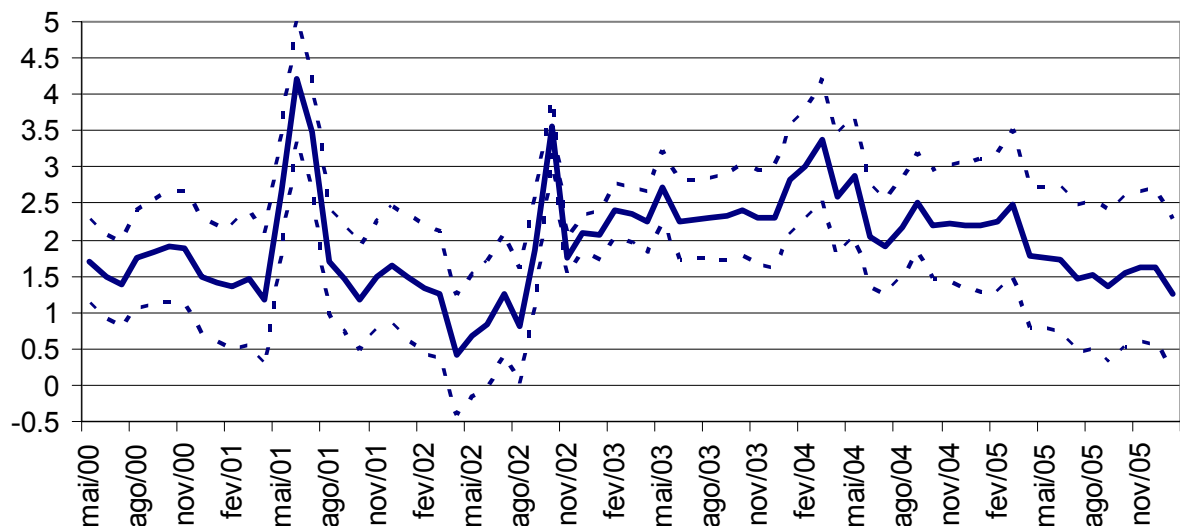
<b>Tabela 3 – Regime de Metas por Mínimos Quadrados</b>	
<b>Variável Dependente: Selic</b>	
	<b>2000:01 – 2006:01</b>
<b>Constante (<math>\phi_0</math>)</b>	0,12*** (0,01)
<b>Selic <math>t-1</math> (<math>\beta_1</math>)</b>	1,12*** (0,09)
<b>Selic <math>t-2</math> (<math>\beta_1</math>)</b>	-0,27*** (0,09)
<b>Inflação (<math>\phi_2</math>)</b>	0,40** (0,18)
<b>Produto (<math>\phi_3</math>)</b>	0,49* (0,28)
<b>Desvio (<math>\phi_4</math>)</b>	1,92*** (0,58)
<b><math>\Delta</math>Cambial (<math>\phi_5</math>)</b>	-0,08 (0,06)
<b>Teste ARCH:</b>	
p-valor	0,06
<b>Log-likelihood</b>	304,68
<b>R<sup>2</sup>ajustado</b>	0,97

Uma segunda defasagem da taxa Selic,  $Selic_{t-2}$ , foi incluída na regressão, pois na ausência dela os resíduos apresentam autocorrelação serial. Igualmente à estimação do período anterior, podemos verificar a presença de efeito ARCH nos resíduos. Quando a estimação é feita por TVP, a hipótese nula de não correlação dos resíduos ao quadrado não é mais rejeitada. O p-valor do teste ARCH sobre os resíduos de TVP é igual a 0,64. Mais uma vez, o efeito ARCH encontrado nas equações estimadas por mínimos quadrados pode ser atribuído à hipótese de coeficientes constante assumida na regressão por mínimos quadrados.

### 9.3.2 TVP

Novamente, o teste de estabilidade dos coeficientes (Apêndice 3) rejeita a 1% de significância a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes em favor da hipótese alternativa de *random walk*. O teste de especificação (Apêndice 4), desta vez, não rejeita 10% a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos erros de previsão um período a frente ( $\eta_{t/t-1}$ ).

O gráfico 13 apresenta a série estimada dos coeficientes de longo prazo de resposta ao desvio da meta de inflação.



**Gráfico 13 - Resposta de Longo Prazo ao Desvio da Meta ( $\phi_{4,t-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

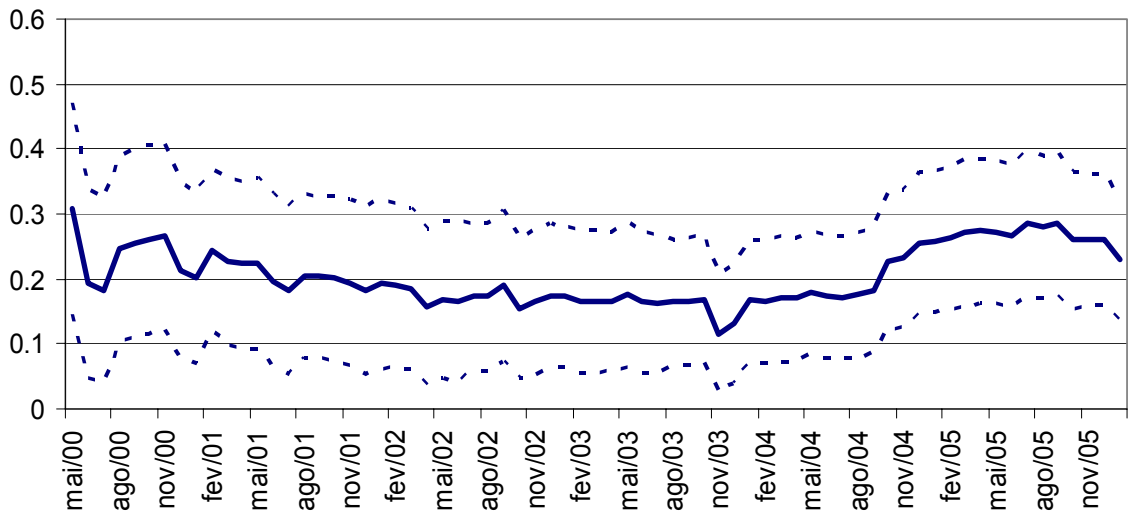
Até meados de 2001, o coeficiente de resposta ao desvio da meta oscilou entre 1 e 3, portanto satisfazendo o Princípio de Taylor. Observa-se um pico em junho de 2001, que pode ser interpretado como a uma reação à crise de energia. Sucedendo a deflagração da crise energética de 2001, em junho deste ano o coeficiente atinge um valor superior a 4. A partir de meados de 2002, as expectativas de inflação novamente se elevam diante da crescente probabilidade que o candidato oposicionista vencesse a eleição presidencial, o que poderia significar a alteração das políticas macroeconômicas que vinham sendo adotadas. Frente ao aumento das expectativas, a resposta da taxa de juros caiu, tornando-se menor do que 1. Esta baixa resposta da taxa de juros diante das crescentes expectativas de inflação durante o ano de

2002 pode ajudar, em parte, a explicar o não cumprimento pelo banco central das metas de inflação para este ano.

Após a eleição de 2002, a política monetária passa a responder fortemente a inflação, o coeficiente atinge um valor próximo a 3,5. Em 2003, o novo Presidente da República assumiu o governo federal, e nomeou um novo presidente para o Banco Central do Brasil. Havia uma grande incerteza sobre como a política monetária seria conduzida pela nova gestão do BCB, uma vez que ela fazia parte de uma recém empossada administração do governo federal, cujo Presidente da República havia sido eleito por um partido de esquerda. A rigidez praticada durante o ano de 2003 visaria sinalizar que o BCB seguiria uma gestão ortodoxa. A partir de então, a resposta ao desvio da meta estabilizou-se em um patamar elevado.

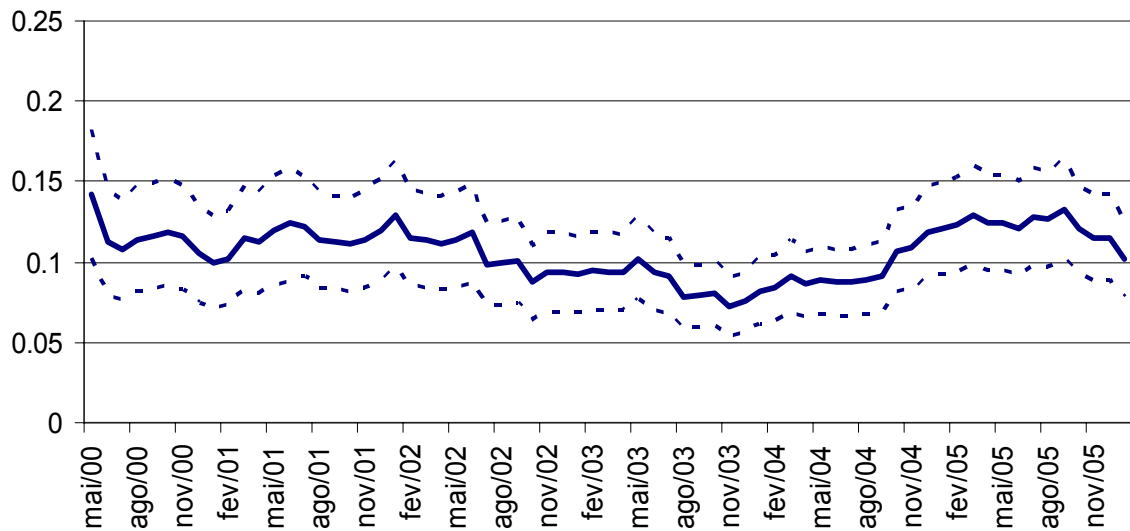
Desde o início de 2005, o coeficiente de resposta à inflação tem gradualmente caído. Tal redução no coeficiente ocorre em um momento em que as expectativas de inflação estão também caindo. Portanto, a consequência desta redução da resposta à inflação é uma taxa de juros maior do que seria caso o coeficiente tivesse permanecido no nível anterior, uma vez que este implicaria uma queda na taxa Selic maior diante as expectativas de inflação em queda.

Observa-se, no gráfico 14, a resposta da política monetária às variações do hiato do produto. Os coeficientes obtidos nesta estimação são significativamente menores daqueles encontrados na estimação anterior para os anos do regime de metas. A inclusão das expectativas de inflação na função de reação do banco central reduziu expressivamente a resposta ao hiato, que passou a oscilar em torno de 0,2.



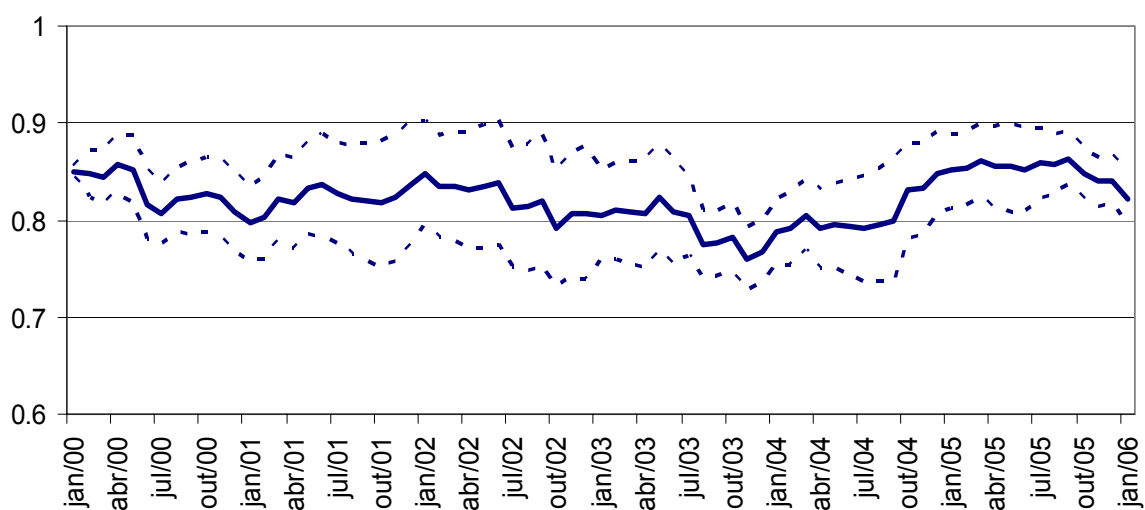
**Gráfico 14 - Resposta de Longo Prazo ao Hiato do Produto - ( $\phi_{3V1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

Os gráficos 15 e 16 reportam respectivamente os coeficientes de intercepto e persistência da taxa de juros.



**Gráfico 15 - Coeficiente de Intercepto - ( $\phi_{0V1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

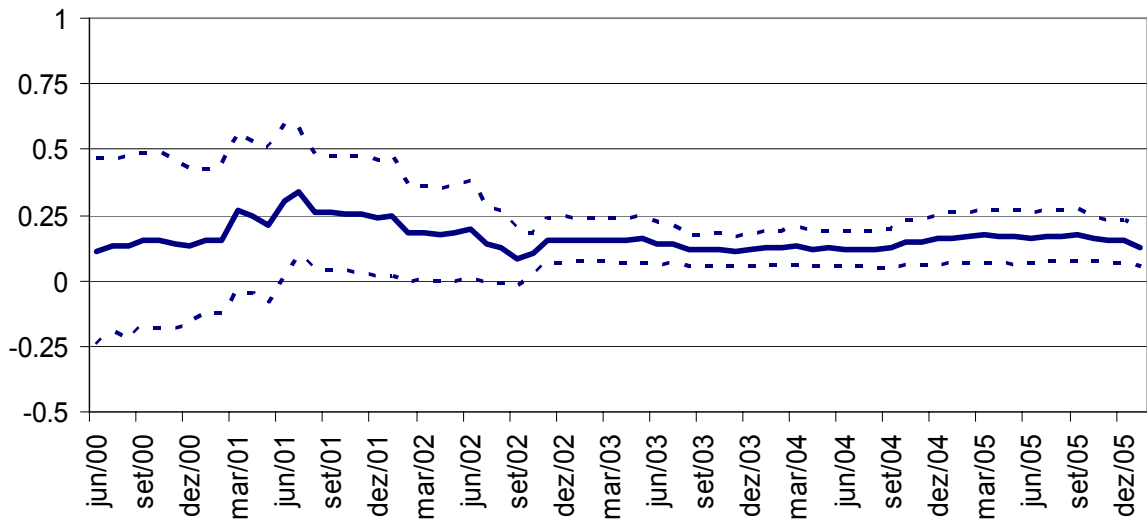




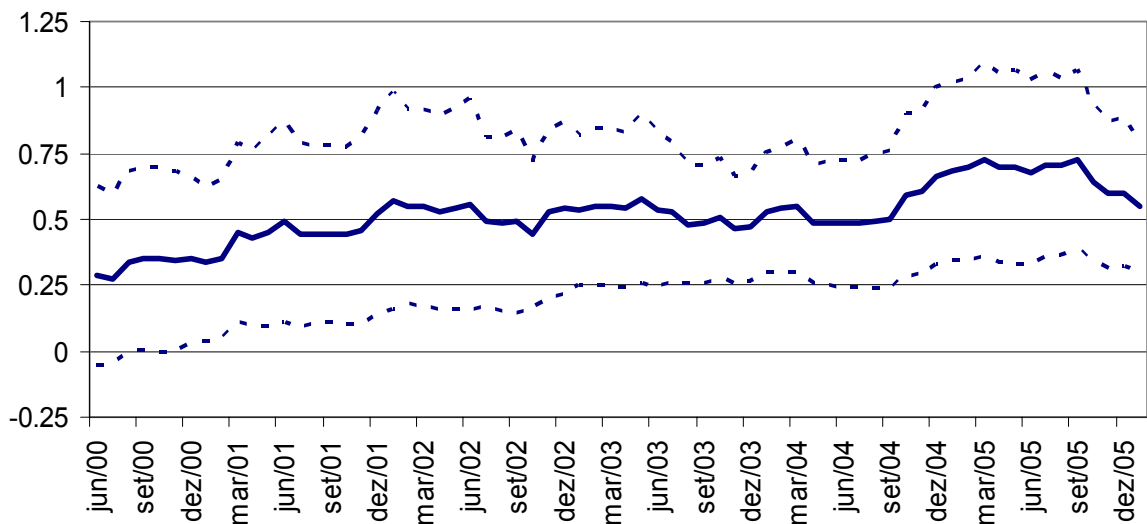
**Gráfico 16 - Coeficiente de Persistência da Taxa Selic ( $\beta_1$ )**  
**Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões**

Os valores dos coeficientes de persistência obtidos (Gráfico 16) oscilam em torno de 0,8 igualmente àqueles encontrados na primeira estimação (Gráfico 6), porém nesta segunda estimação com uma amplitude maior.

Os gráficos 17 e 18 reportam, respectivamente, as estimativas de resposta à variação cambial e à inflação passada. Igualmente ao ocorrido com o hiato do produto, os impactos da variação cambial mostraram-se de magnitudes menores nesta estimação. Uma vez que tanto o produto como a variação cambial influenciam as expectativas de inflação, pode-se considerar que os efeitos do produto e câmbio sobre a taxa de juros foram em parte captados pelos desvios da meta de inflação. A resposta à inflação passada (Gráfico 18) apresenta uma trajetória similar àquela obtida na estimação anterior. No final de 2004, período em que a taxa de inflação (IPCA) começa a subir (Gráfico 5), o coeficiente apresenta uma pequena elevação. Em meados de 2005, quando a inflação cede e volta a cair, o coeficiente também inicia uma trajetória de queda.



**Gráfico 17 - Coeficiente de Resposta à Variação Cambial ( $\phi_{5V1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões



**Gráfico 18 - Coeficiente de Resposta à Inflação ( $\phi_{2V1-1}$ )**  
 Nota: As linhas tracejadas indicam +/- 2 desvios-padrões

### 9.3.3 Análise dos Resultados

De modo geral, os coeficientes re-estimados para o período do regime de metas de inflação (2000-2005) seguiram trajetórias próximas àquelas encontradas na estimação anterior (quando utilizamos a amostra completa 1995-2005), alguns, porém, com magnitudes reduzidas. A principal diferença é, ao incluirmos o desvio das expectativas de inflação com relação à meta,

a política monetária passa a atender o Princípio de Taylor, o que se mostra condizente com a trajetória estável da taxa de inflação do período.

Desta forma, o regime de metas pode ser caracterizado pela resposta da taxa de juros ao desvio das expectativas à meta de inflação. Tanto o hiato do produto como a variação cambial exibiram impactos relativamente baixos sobre a taxa de juros. Este resultado não significa que o hiato do produto e a taxa de câmbio sejam pouco importantes para a condução da política monetária, mas, sim, que essas variáveis ganham importância na medida em que podem influenciar as expectativas de inflação. Uma desvalorização cambial pode ter um pequeno efeito direto sobre a taxa de juros, mas o seu efeito indireto pode ser expressivo, uma vez que a desvalorização pode elevar significativamente as expectativas de inflação, fazendo-as divergirem da meta, o que por sua vez, elevaria a taxa de juros.

Ao longo do regime de metas de inflação no Brasil, pudemos notar que o hiato do produto influencia também indiretamente a política monetária, na medida em que a definição da meta de inflação perseguida pelo banco central está condicionada ao custo em termos do produto do cumprimento desta meta. Como exposto no Capítulo 3, em 2002, a meta para 2003 foi alterada para 4%, em razão do custo que seria incorrido em termos do produto a perseguição da meta anteriormente estabelecida de 3,25%. Esta alteração voltou a se repetir em relação à meta para 2004, de 3,75% para 5,5%. Mesmo quando não houve a alteração formal da meta pelo CMN, o banco central divulgou nota esclarecendo que estaria perseguindo uma meta ajustada, o que aconteceu em relação às metas para 2003, 2004 e 2005.

## 10 CONSIDERAÇÕES FINAIS.

Nesta dissertação, com o objetivo de analisar a evolução dos coeficientes de uma regra de juros, estimamos uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método Time Varying Parameter (TVP), no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período seguindo um processo de *random walk*.

Há argumentos tanto teóricos como empíricos para a aplicação do método TVP para a análise da política monetária no Brasil. Pelo lado teórico, a regra de juros ótima é derivada de um problema de minimização da função de perdas do banco central condicional a estrutura econômica, representada pela curva de demanda e pela curva de Phillips. Desta forma, a resposta ótima depende da estrutura da economia concebida pelo banco central e da importância atribuída pelo banco central aos objetivos conflitantes de política: estabilização da inflação ou do produto. As preferências do banco central e o conhecimento que ele possui sobre a estrutura da economia estão permanentemente se alterando ao longo do tempo. Da mesma forma, espera-se que os coeficientes da função de reação também se alterem. No Brasil, alguns fatores tornam a questão da variação dos coeficientes ainda mais relevantes. A mudança de regime cambial em janeiro de 1999, a maior rotatividade de presidentes e diretores do Banco Central e os choques de diversas naturezas pelos quais a economia passou recentemente são alguns deles.

Pelo lado empírico, no capítulo 8, a função de reação foi estimada por mínimos quadrados, que assume coeficientes constantes, e apresentou indícios de má especificação. O teste ARCH revela a presença de correlação serial dos resíduos ao quadrado, que segundo Kim e Nelson (1989) pode ser um sinal de variação dos coeficientes ao longo do tempo. Quando a função é estimada por TVP, o teste não rejeita a hipótese de ausência de correlação serial dos resíduos ao quadrado. Testamos, ainda, a hipótese de nula de estabilidade dos coeficientes contra a hipótese alternativa de eles seguirem um *random walk*. A hipótese nula foi rejeitada.

Realizamos duas estimações por TVP. A primeira (amostra completa) cobrindo o período de janeiro/1995 a outubro/2005 e a segunda compreendendo o período de janeiro/2000 a outubro/2005. Os testes indicaram a presença de variação dos coeficientes ao longo do tempo para ambas amostras analisadas.

Os resultados mostraram que o comportamento da política monetária, desde a implementação do Plano Real, seguiu diferentes padrões. No período associado ao regime de câmbio administrado (até janeiro de 1999), a taxa de juros respondeu negativamente às reservas e positivamente ao hiato do produto. Durante esse período, a resposta ao hiato do produto seguiu um padrão cíclico, sendo maior nos períodos de menor crescimento do produto, e menor nos períodos de maior crescimento. Ou seja, de acordo com os resultados, o BCB preocupou-se mais com os desvios recessivos do produto do que os desvios expansivos. O intercepto, que representa a influência média das demais variáveis não inclusas na função, exibiu uma tendência de queda. Nos momentos de crises externas, essa queda era interrompida com aumentos do intercepto.

No período de transição entre o fim do regime de câmbio administrado e início do regime de metas (janeiro/1999 a junho/1999) houve uma gradual redução da sensibilidade da taxa Selic à variação das reservas, e uma maior influência da taxa de câmbio sobre a taxa Selic.

No período relativo ao regime de metas de inflação, a resposta da política monetária às variáveis incluídas no modelo foi, de modo geral, menor. No entanto, para esse período foi possível detectar a presença de autocorrelação nos resíduos gerados pela regressão. O que pode ser devido à omissão na função de reação de variáveis importantes para a condução da política monetária deste período: a expectativa e a meta de inflação. O regime de metas impõe ao banco central que a inflação futura convirja a uma meta estabelecida de inflação. Portanto, a diferença ou o desvio das expectativas de inflação em relação à meta de inflação fixada pelo banco central torna-se um importante indicador para a condução da política monetária. Realizamos uma nova estimação, exclusivamente para o período associado ao regime de metas, incluindo o desvio das expectativas em relação à meta de inflação.

Os resultados mostraram que a política monetária durante o período do regime de metas de inflação deixou de ser guiada diretamente pelas variáveis relevantes nos períodos anteriores e passou a se concentrar no desvio da meta. Isto não significa que o hiato do produto, a taxa de câmbio ou a taxa de inflação passada deixaram de serem importantes para a política monetária. Mas, sim, que a influência dessas variáveis é indireta, pois essas variáveis afetam as expectativas de inflação. Adicionalmente, o hiato do produto também influencia indiretamente a política monetária, na medida em que a própria definição da meta de inflação,

em alguns momentos, mostrou-se condicionada a situação do produto ou do custo em termos do produto para o seu cumprimento.

No decorrer do regime de metas, a taxa de juros reagiu aos desvios das expectativas de modo diferenciado ao longo do tempo. Entre o final de 2001 e a eleição presidencial de 2002, o coeficiente reduziu-se e se tornou menor que 1, o que pode ajudar a explicar em parte o não cumprimento da meta de inflação no ano de 2002. No período entre 2003 à meados de 2004, a política monetária reagiu fortemente ao desvio com coeficientes superiores à 2. E desde meados de 2005, o coeficiente têm gradualmente caído.



## REFERÊNCIAS:

- ARQUETE, Lílian C.R.; JAYME JR.; Frederico G.(2003). **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994–2002):** uma aplicação de vetores auto-regressivos. Encontro Nacional de Economia, 31, Porto Seguro.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Ata da Reunião do Copom, Vários Números. Disponíveis em: <<http://www.bcb.gov.br/?COPOM>>
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, **Carta aberta ao Ministro da Fazenda**, jan. 2002. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta.pdf>>
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, **Carta aberta ao Ministro da Fazenda**, jan. 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta2003.pdf>>
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, **Carta aberta ao Ministro da Fazenda**, fev. 2004. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/img/noticias/carta2004.pdf>>
- BERNANKE, Ben S.; LAUBACH, Thomas; MISHKIN, Frederic S.; POSEN, Adam S. ***Inflation targeting: lessons from the international experience.*** Princeton University Press, 1999 .
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre; WERLANG, Sérgio R.C. (2000), ***Implementing inflation targeting in Brazil.*** Working Paper Series no. 1, Banco Central do Brasil.
- BALL, Laurence. (1999a). ***Efficient rules for monetary policy.*** Internacional Finance, 2(1), Apr.1999, pp.63-83.
- BALL, Laurence (1999b) ***Policy rules for open economies.*** in M. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press.
- BOIVIN, Jean (2005). ***Has US monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data.*** NBER Working Paper n°11314
- BREUSCH, Trevor S.; PAGAN, Adrian R. (1975). ***A simple test for heterocedasticity and random coefficient variation.*** Econometria 44, pp. 1287-1294
- BROWN, R.L.; DURBIN, J.; EVANS, J.M. (1975) ***Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time.*** Journal of the Royal Statistical Society. Series B (*Methodological*), Vol. 37, No. 2 (1975), pp. 149-192
- BUENO, Rodrigo D. L.S. (2005) ***Taylor rule under inquiry: unobservables variables.*** Working Paper: University of Chicago



- BUENO, Rodrigo D. L.S. (2006) *Ineffectiveness of Taylor Rule*. Working Paper: University of Chicago
- BULLARD, J.; MITRA, K. (2002) *Learning about monetary policy rules*. Journal of Monetary Economics, 49(6), Sept. 2002, 1105-1129.
- CALVO, Guillermo; REINHART, Carmen (2000) *Fear of Floating*. NBER Working Paper n°7993
- CARNEIRO, Dionísio D.; Wu, Thomas Y.H. (2004) **Juros e câmbio: haverá combinações de instrumentos menos desgastantes para as metas de inflação.** *Economia Aplicada*, 6(1)
- CARNEIRO, Dionísio D.; Wu, Thomas Y.H. (2004) **Contas externas e política monetária.** *Revista Brasileira de Economia* , 58(3)
- CAVOLI, T. (2006) **The exchange rate and optimal monetary policy rules in open and developing economies: Some Simple Analytics.** julho/2006
- CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark (2000). *Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory.* Quarterly Journal of Economics, vol. 115, n° 1, pp.147-180
- COGLEY, Timothy; SARGENT, Thomas J. (2001). *Evolving post world war II US inflation dynamics.* NBER Macroeconomics Annual 16, pp.331-373.
- ENGLE, Robert F.; WATSON, Mark (1981). *A one-factor multivariate time series model of metropolitan wages rates.* Journal of the American Statistical Association. 76(376), Applications Section, pp.774-781
- ENGLE, Robert F.; WATSON, Mark (1985). *Application of Kalman filtering in econometrics.* World Congress of Econometric Society, Cambridge, Mass., August 1985
- FACHADA, Pedro. (2001) *Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy 1999/00.* Working Paper Series no. 25, Banco Central do Brasil. Agosto 2001
- GOODFRIEND, M. (1991) *Interest rate policy and the conduct of monetary policy.* Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy , 34, pp.7-30
- HAMILTON, James D. (1994) *Time series analysis.* Princeton University Press
- HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E.C. (1997) *Postwar US business cycles: an empirical investigation.* Journal of Money, Credit and Banking, v.29, n.1

- KALMAN, R.E. (1960) *A new approach to linear filtering and prediction problems*. Journal of Basic Engineering, transactions of the ASME Series D, 82-35-45.
- KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. (1989). *The time-varying-parameter model for modeling changing conditional variance: The Case of the Lucas Hypothesis*. Journal of Business and Economic Statistics, 7(4) pp.433-440
- KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. (1999). *State-space models with regime switching*. The MIT Press
- KRAMER, W.; PLOBERGER, W.; ALT, R. (1988) *Testing for structural change in dynamic models*. Econometrica, 56, pp.1355-369,
- LEICHSENDRING, D.R. (2004) **Endogeneidade e mecanismos de transmissão entre a taxa de juros doméstica e o risco soberano: uma revisita aos Determinantes do risco-Brasil**. Dissertação (Mestrado) FEA/USP – Universidade de São Paulo.
- LJUNG, G.; BOX, G. (1979). *On a measure of lack of fit in time series models*. Biometrika, 66, pp.265-270
- MARQUES, Carlos R. **Modelos dinâmicos, raízes unitárias e cointegração**. Lisboa: Edinova-Ed. da Universidade Nova Lisboa, 1998.
- MINELLA, André; FREITAS, Paulo S.; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, MK. (2003) *Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility*. Working Paper Series n°77, Banco Central do Brasil
- SACK, B. (2000) *Does the Fed act gradually? A VAR analysis*. Journal of Monetary Economics, 46(1), 229-256
- SALGADO, Maria J.S; GARCIA, Márcio G.P; MEDEIROS, Marcelo C. (2005) *Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function*". Revista Brasileira de Economia, 59(1)
- TAYLOR, John B. (1993) *Discretion versus policy rules in practice*. Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy , 39, pp.195-214.
- TAYLOR, John B. (1998) *An historical analysis of monetary policy rules*. NBER Working Papers Series N°6768, October 1998.
- WALSH, Carl E. (2003) *Monetary theory and policy* , 2<sup>nd</sup> ed.. Cambridge, MIT Press.



## APÊNDICES

**APÊNDICE 1 – DERIVAÇÃO DA REGRA DE JUROS ÓTIMA**

**APÊNDICE 2 – PARÂMETROS E COEFICIENTES SUAVIZADOS**

**APÊNDICE 3 - TESTES DE ESTABILIDADE DOS COEFICIENTES**

**APÊNDICE 4 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO**



## APÊNDICE 1 – DERIVAÇÃO DA REGRA DE JUROS ÓTIMA<sup>15</sup>:

A regra de juros ótima é derivada através da minimização da função de perdas quadrática do banco central:

$$L = \frac{1}{2} \cdot E_t \sum_{t=1}^{\infty} \rho^t \left[ \mu_{\pi} \cdot (\pi_{t+i})^2 + (y_{t+i})^2 \right] \quad (\text{A.1})$$

Em que  $\rho$  é o fator de desconto intertemporal e  $\mu_{\pi}$  é o peso relativo atribuído ao desvio do produto potencial.

As restrições são dadas pela curva de demanda (A.2) e pela curva de Phillips (A.3).

$$y_t = \lambda \cdot y_{t-1} - \beta \cdot r_{t-1} + u_t \quad (\text{A.2})$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha \cdot y_{t-1} + \delta_t \quad (\text{A.3})$$

Em que  $y$  é o produto,  $r$  é a taxa real de juros,  $\pi$  é a taxa de inflação,  $u$  e  $\delta$  são termos aleatórios independentes e média zero.

Nesse modelo, a taxa de juros ( $r_t$ ) não é capaz de impactar o produto no período  $t$ . Demora um período para que a taxa de juros produza efeitos sobre o produto ( $r_t$  terá impacto em  $y_{t+1}$ ). Da mesma forma, o produto ( $y_t$ ) leva um período para influenciar a taxa de inflação ( $\pi_{t+1}$ ). Como a taxa de juros influencia a taxa de inflação somente através do seu efeito sobre o produto, a taxa de juros levará dois períodos para impactar a taxa de inflação.

No período  $t$ , o banco central trataria a expectativa do produto para  $t+1$  como um alvo intermediário para alcançar uma desejada taxa de inflação em  $t+2$ .

$$E_t [y_{t+1}] = \lambda \cdot y_t - \beta \cdot r_t \quad (\text{A.4})$$

Na equação (A.4), o banco central escolherá a taxa de juros  $r_t$  de forma atingir um determinado nível para expectativa do produto, que, por sua vez, de acordo com as equações

---

<sup>15</sup> O modelo apresentado neste apêndice é baseado em Ball (1999).

(A.2) e (A.3) deverá ser uma função linear<sup>16</sup> da única variável de estado: expectativa (em t) da taxa de inflação (em t+1),  $E_t[\pi_{t+1}]$ .

$$E_t[y_{t+1}] = -q \cdot E_t[\pi_{t+1}] \quad (\text{A.5})$$

De (A.3), temos:

$$E_t[\pi_{t+1}] = \pi_t + \alpha \cdot y_t \quad (\text{A.6})$$

Substituindo em (A.5):

$$E_t[y_{t+1}] = -q \cdot (\pi_t + \alpha \cdot y_t) \quad (\text{A.7})$$

Para encontrarmos o valor do parâmetro  $q$ , expressaremos a função de perdas (A.1) como função desse parâmetro.

Das equações (A.2) e (A.3), seguem :

$$y_t = E_{t-1}[y_t] + u_t \quad (\text{A.8})$$

$$\pi_t = E_{t-1}[\pi_t] + \delta_t \quad (\text{A.9})$$

Substituindo (A.8) e (A.9) em (A.6) :

$$E_t[\pi_{t+1}] = E_{t-1}[\pi_t] + \delta + \alpha \cdot (E_{t-1}[y_t] + u) \quad (\text{A.10})$$

Usando (A.5) em t -1:

$$E_t[\pi_{t+1}] = E_{t-1}[\pi_t] + \delta + \alpha \cdot (-q \cdot E_{t-1}[\pi_t] + u) \quad (\text{A.11})$$

$$E_t[\pi_{t+1}] = (1 - \alpha \cdot q) \cdot E_{t-1}[\pi_t] + \delta + \alpha \cdot u_t \quad (\text{A.11}')$$

Sob a hipótese de que choques  $\delta_t$  e  $u_t$  sejam não correlacionados entre si e com  $E_{t-1}[\pi_t]$ , tomamos as expectativas dos quadrados de ambos os lados de (A.11'):

$$E[(E_t[\pi_{t+1}])^2] = (1 - \alpha \cdot q)^2 \cdot E[(E_{t-1}[\pi_t])^2] + \sigma_\delta^2 + \alpha^2 \cdot \sigma_u^2 \quad (\text{A.12})$$

<sup>16</sup> Dado que o modelo é linear quadrático (Ball (1999)).

$\sigma_\delta$  e  $\sigma_u$  são as variâncias de  $\delta$  e  $u$ .

Dada a estrutura linear do modelo e a hipótese dos choques serem i.i.d., a distribuição de  $E_{t-1}[\pi_t]$  deverá ser constante no longo prazo. Ou seja, no longo prazo,  $(E_{t-1}[\pi_t])^2$  e  $(E_t[\pi_{t+1}])^2$  deverão ser iguais. Portanto podemos resolver a equação (A.12) para  $(E_{t-1}[\pi_t])^2$ :

$$E[(E_{t-1}[\pi_t])^2] = \frac{\sigma_\delta^2 + \alpha^2 \cdot \sigma_u^2}{\alpha \cdot q \cdot (2 - \alpha \cdot q)} \quad (\text{A.13})$$

Tomando as expectativas dos quadrados de ambos os lados de (A.3) e substituindo (A.13):

$$E[\pi^2] = \frac{\sigma_\delta^2 + \alpha^2 \cdot \sigma_u^2}{\alpha \cdot q \cdot (2 - \alpha \cdot q)} + \sigma_\delta^2 \quad (\text{A.14})$$

Tomando as expectativas dos quadrados de ambos os lados de (A.8) e substituindo (A.7):

$$E[y^2] = q^2 \cdot E[E_{t-1}(\pi_t)^2] + \sigma_u^2 \quad (\text{A.15})$$

Substituindo (A.14) em (A.15):

$$E[y^2] = q^2 \cdot \left( \frac{\sigma_\delta^2 + \alpha^2 \cdot \sigma_u^2}{\alpha \cdot q \cdot (2 - \alpha \cdot q)} \right) + \sigma_u^2 \quad (\text{A.16})$$

As equações (A.14) e (A.16) nos fornece a função de perdas do banco central como função de  $q$ . Pode-se mostrar que a condição de primeira ordem da otimização para  $q$  é:

$$q = \frac{\left( -\mu_\pi \cdot \alpha + \sqrt{\alpha^2 \cdot \mu_\pi^2 + 4 \cdot \mu_\pi} \right)}{2} \quad (\text{A.17})$$

A regra ótima é dada substituindo (A.4) e (A.5) em (A.6) :



$$\lambda \cdot y_t - \beta \cdot r_t = -q \cdot (\pi_t + \alpha \cdot y_t) \quad (\text{A.18})$$

$$r_t = \frac{(q \cdot \pi_t + q \cdot \alpha \cdot y_t + \lambda \cdot y_t)}{\beta} \quad (\text{A.18'})$$

$$r_t = \left( \frac{q}{\beta} \right) \cdot \pi_t + \left( \frac{q \cdot \alpha + \lambda}{\beta} \right) \cdot y_t \quad (\text{A.18''})$$

Como  $r_t$  é a taxa real de juros, a regra ótima para taxa nominal de juros ( $i_t$ ) é dada por:

$$i_t = \left( 1 + \frac{q}{\beta} \right) \cdot \pi_t + \left( \frac{q \cdot \alpha + \lambda}{\beta} \right) \cdot y_t \quad (\text{A.19})$$

### **Economia Aberta:**

Reescrevendo as equações do modelo:

$$y_{t+1} = \lambda y_t - \beta r_t - \psi q_t + u_{t+1} \quad (\text{A.20})$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha y_t - \phi \Delta q_t + \delta_{t+1} \quad (\text{A.21})$$

$$q_t = \theta r_t + v_t \quad (\text{A.22})$$

Substitui-se (A.22) em (A.20):

$$y_{t+1} = \lambda y_t - \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right) q_t + \frac{\beta}{\theta} v_t + u_{t+1} \quad (\text{A.23})$$

As equações (A.23) e (A.21) formam um sistema no qual as variáveis de estado são  $\pi_t$ ,  $y_t$ ,  $v_t$  e  $q_{t-1}$  e a variável de controle é  $q_t$ . A simplicidade do modelo nos permite a análise que segue. Tipicamente, os resultados dados aqui tendem a ser amplamente similares áqueles gerados por modelos maiores que são analisados numericamente.

Dada a função de perdas do banco central, temos:

$$\min E_t \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i L_{t+i} \quad (\text{A.24})$$

No período t, o BC é capaz de escolher valores de  $q_t$  para minimizar<sup>17</sup>:

$$L_t = \mu_{\pi} \pi_t^2 + \mu_y y_t^2 + E_t \delta (\mu_{\pi} \pi_{t+1}^2 + \mu_y y_{t+1}^2) \quad (\text{A.25})$$

Substituindo (A.21) e (A.23) em (A.25), diferenciando-a com relação a  $q_t$ :

$$L_t = \mu_{\pi} \pi_t^2 + \mu_y y_t^2 + E_t \delta (\mu_{\pi} (\pi_t + \alpha y_t - \phi \Delta q_t + \delta_{t+1})^2 + \mu_y \left( \lambda y_t - \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right) q_t + \frac{\beta}{\theta} v_t + u_{t+1} \right)^2)$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial q} = E_t \delta \left( 2 \mu_{\pi} (\pi_t + \alpha y_t - \phi \Delta q_t + \delta_{t+1}) (-\phi) - 2 \mu_y \left( \lambda y_t - \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right) q_t + \frac{\beta}{\theta} v_t + u_{t+1} \right) \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right) \right) = 0$$

$$\left( \mu_{\pi} \phi^2 + \mu_y \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right)^2 \right) q_t = \phi \mu_{\pi} \pi_t + \left( \alpha \phi \mu_{\pi} + \lambda \mu_y \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right) \right) y_t + \phi^2 \mu_{\pi} q_{t-1}$$

$$q_t = \frac{\phi \mu_{\pi}}{\mu_{\pi} \phi^2 + \mu_y \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right)^2} \pi_t + \frac{\left( \alpha \phi \mu_{\pi} + \lambda \mu_y \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right) \right)}{\mu_{\pi} \phi^2 + \mu_y \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right)^2} y_t + \frac{\phi^2 \mu_{\pi}}{\mu_{\pi} \phi^2 + \mu_y \left( \frac{\beta}{\theta} + \psi \right)^2} q_{t-1} \quad (2.26)$$

Substituindo (2.26) em (2.22) podemos expressar a regra ótima como:

<sup>17</sup> Apesar da simplicidade do processo de otimização, os resultados fornece-nos importantes conclusões a respeito da condução da política monetária que se perderiam frente a complexidade de processos mais sofisticados de otimização, Cavoli (2006).

$$r_t = \frac{\phi\mu_\pi}{\theta\left(\mu_\pi\phi^2 + \mu_y\left(\frac{\beta}{\theta} + \psi\right)^2\right)}\pi_t + \frac{\left(\alpha\phi\mu_\pi + \lambda\mu_y\left(\frac{\beta}{\theta} + \psi\right)\right)}{\theta\left(\mu_\pi\phi^2 + \mu_y\left(\frac{\beta}{\theta} + \psi\right)^2\right)}y_t + \frac{\phi^2\mu_\pi}{\theta\left(\mu_\pi\phi^2 + \mu_y\left(\frac{\beta}{\theta} + \psi\right)^2\right)}q_{t-1}$$

## APÊNDICE 2 – PARÂMETROS E COEFICIENTES SUAIVZADOS

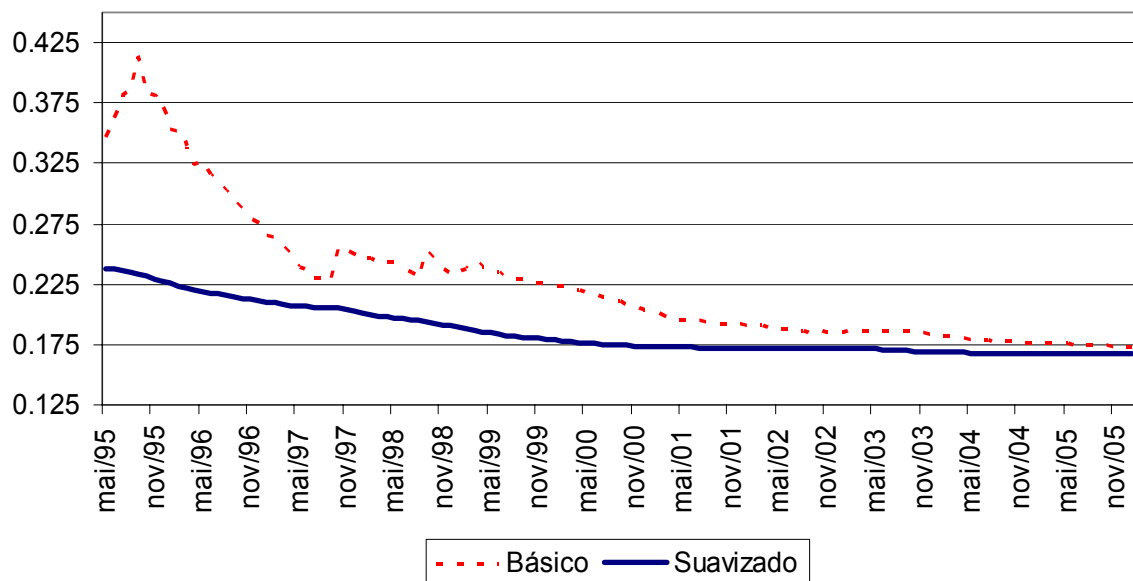
Neste apêndice, reportaremos os valores dos parâmetros estimados e dos coeficientes de longo prazo suavizados obtidos conforme as equações (20) e (21). Para efeito de comparação, reportamos juntamente os coeficientes obtidos pelo filtro básico, já mostrados nos Capítulos 8 e 9.

PARÂMETROS:

**Tabela A1 – Parâmetros Estimados por TVP: 1995-2006**

	Parâmetros	Desvio Padrão
	$\sigma_u$	0,0298
	$\sigma_{v,0}$	0,0024
	$\sigma_{v,1}$	$0,28 \cdot 10^{-18}$
	$\sigma_{v,2}$	$0,48 \cdot 10^{-7}$
	$\sigma_{v,3}$	$0,17 \cdot 10^{-16}$
	$\sigma_{v,4}$	0,019
	$\sigma_{v,5}$	$0,18 \cdot 10^{-16}$

COEFICIENTES:



**Gráfico A1 - Coeficiente Suavizado de Intercepto**

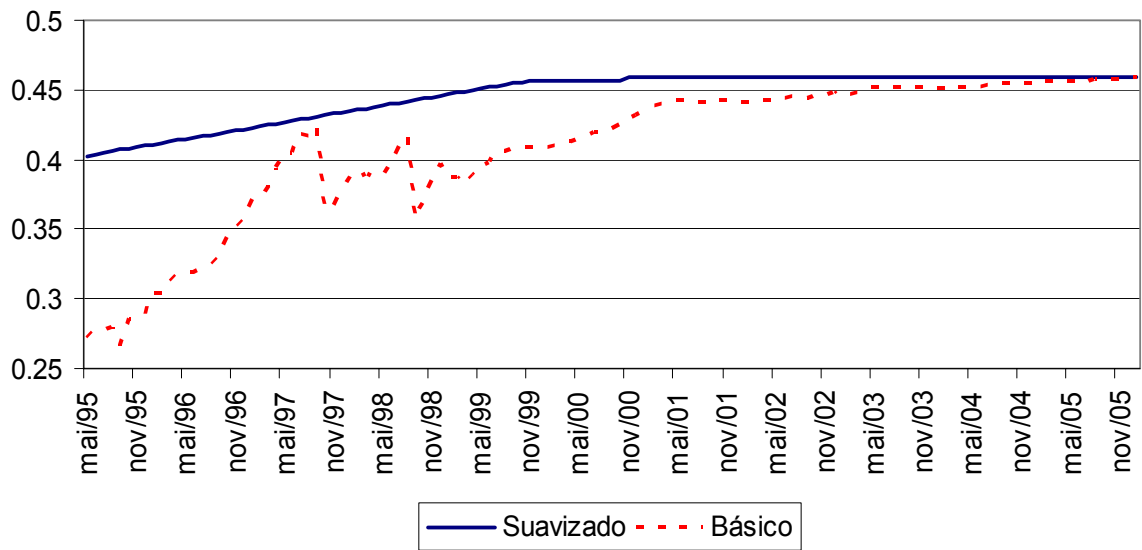


Gráfico A2 - Coeficiente Suavizado de Inflação

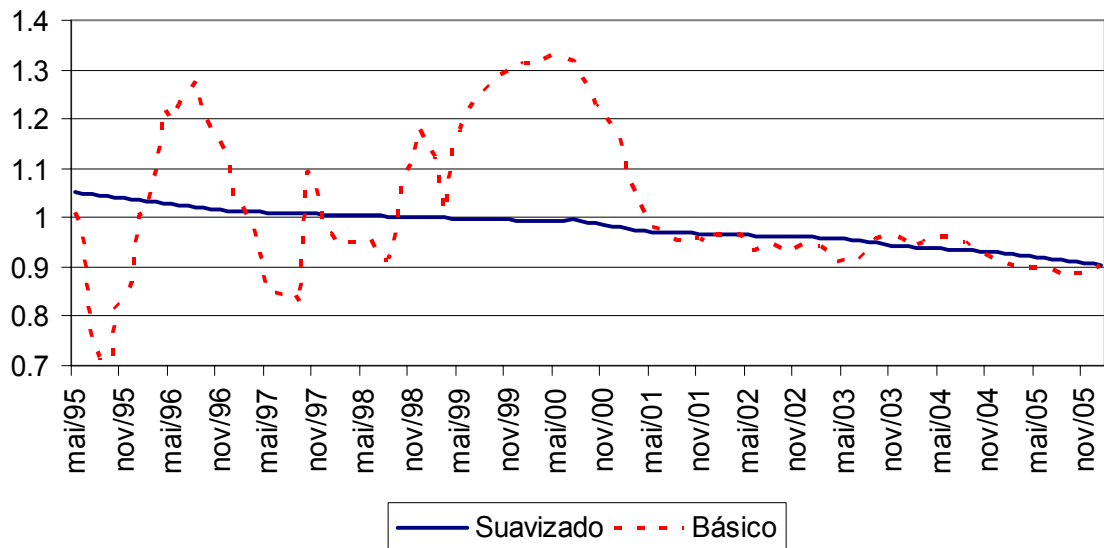


Gráfico A3 - Coeficiente Suavizado do Hiato do Produto

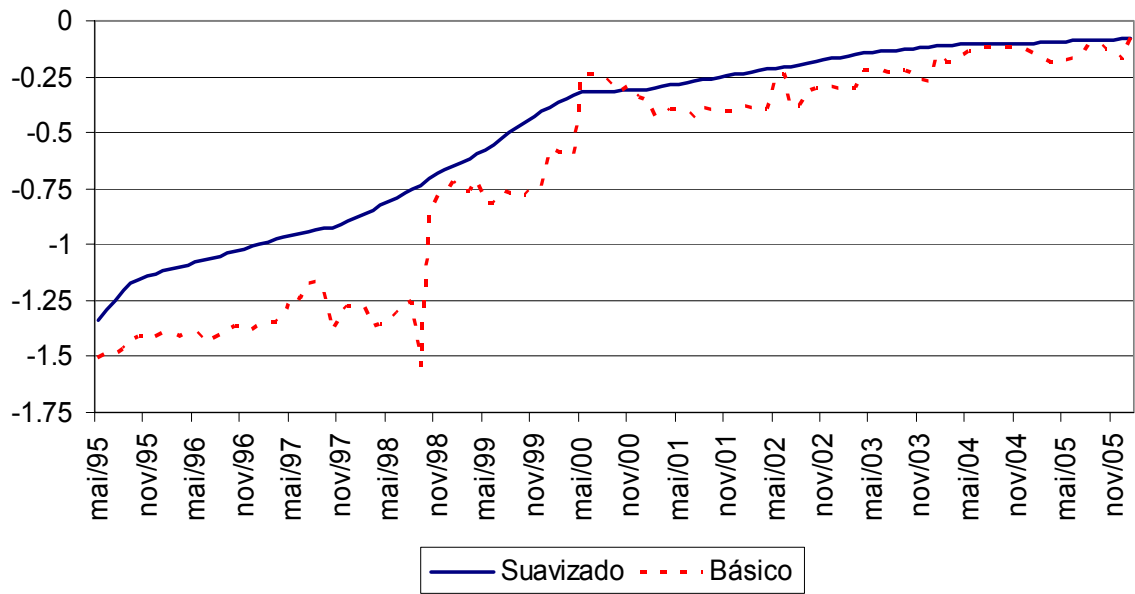


Gráfico A3 - Coeficiente Suavizado de Variação das Reservas

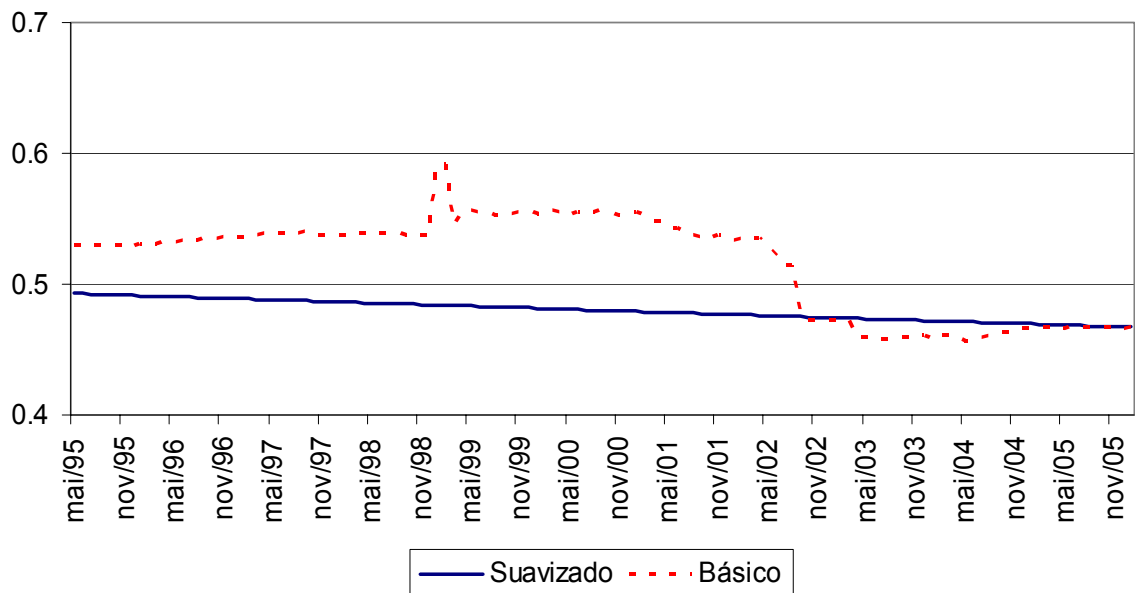


Gráfico A4 - Coeficiente Suavizado de Variação Cambial

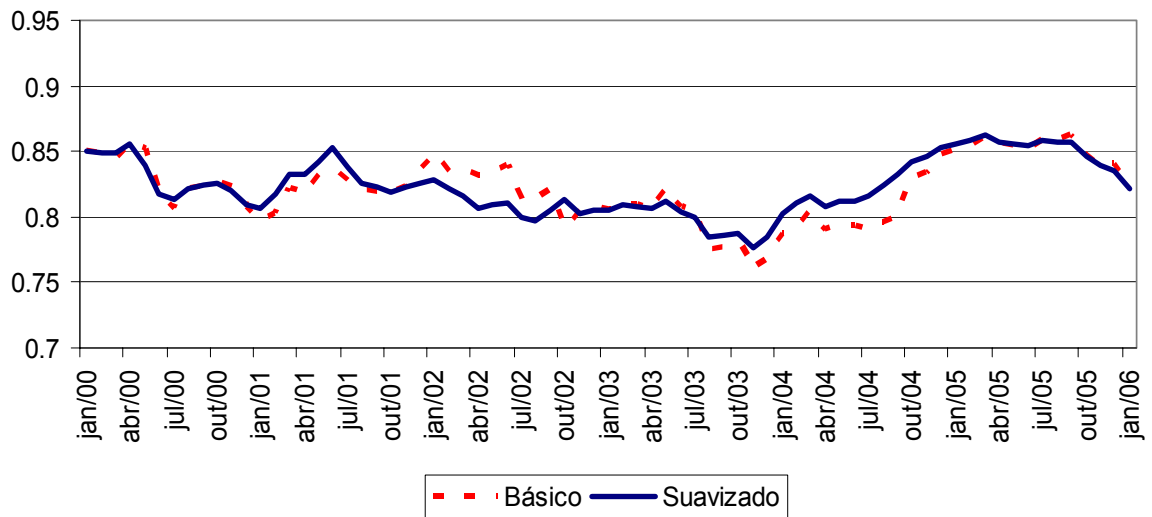
**Regime de Metas:**

**PARÂMETROS:**

**Tabela A2 – Parâmetros Estimados por TVP: 2000-2005**

	Parâmetros	Desvio Padrão
	$\sigma_u$	0,0017
	$\sigma_{v,0}$	$0,13 \cdot 10^{-7}$
	$\sigma_{v,1}$	0,0122
	$\sigma_{v,2}$	0,0929
	$\sigma_{v,3}$	$0,17 \cdot 10^{-16}$
	$\sigma_{v,4}$	$0,1 \cdot 10^{-10}$
	$\sigma_{v,5}$	0,0071

**COEFICIENTES:**



**Gráfico A5 - Coeficiente Suavizado de Persistência**

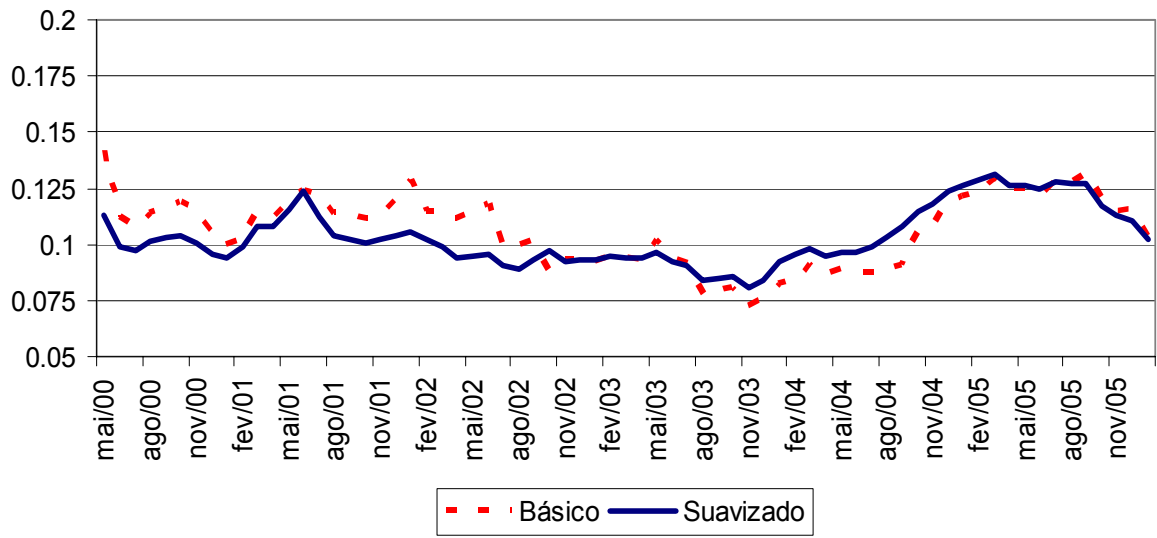


Gráfico A6 - Coeficiente Suavizado de Intercepto

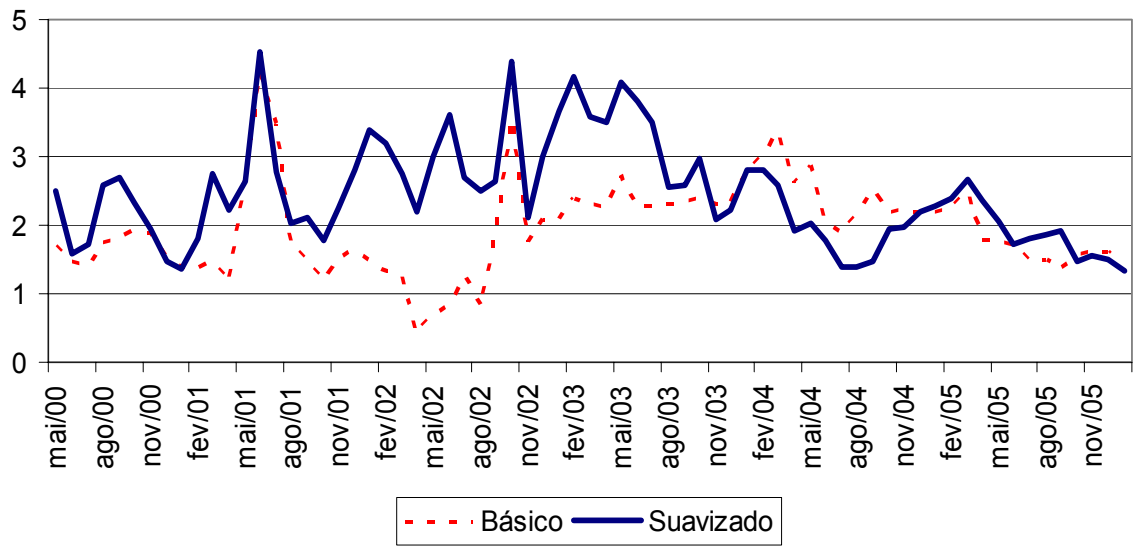


Gráfico A7 - Coeficiente Suavizado do Desvio da Meta



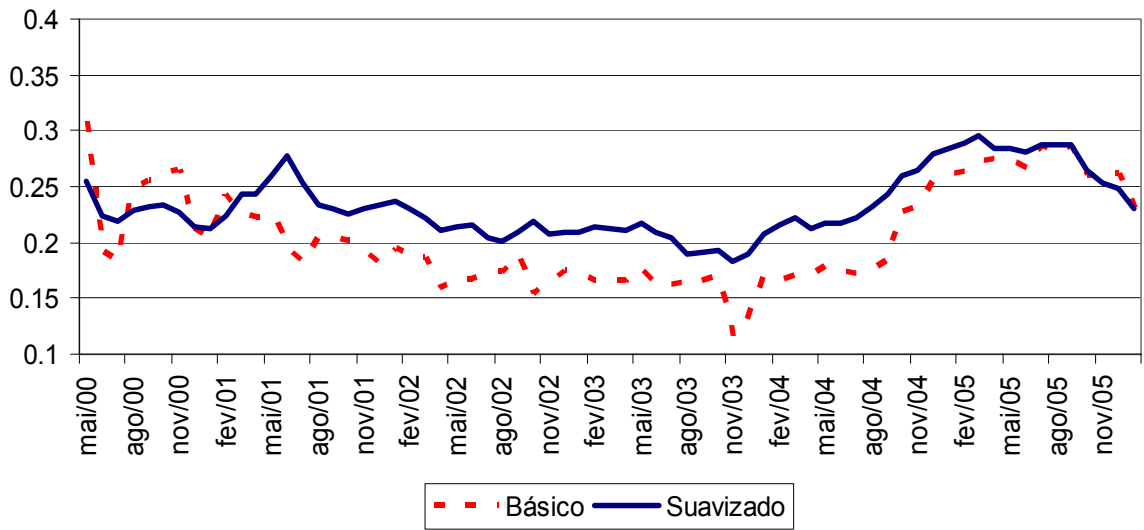


Gráfico A8 - Coeficiente Suavizado do Hiato do Produto

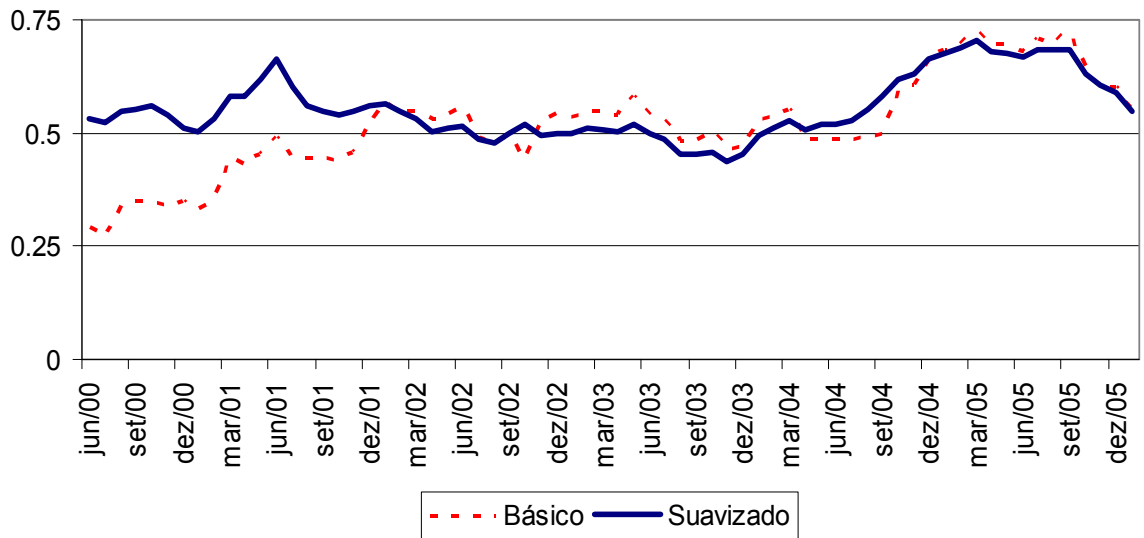
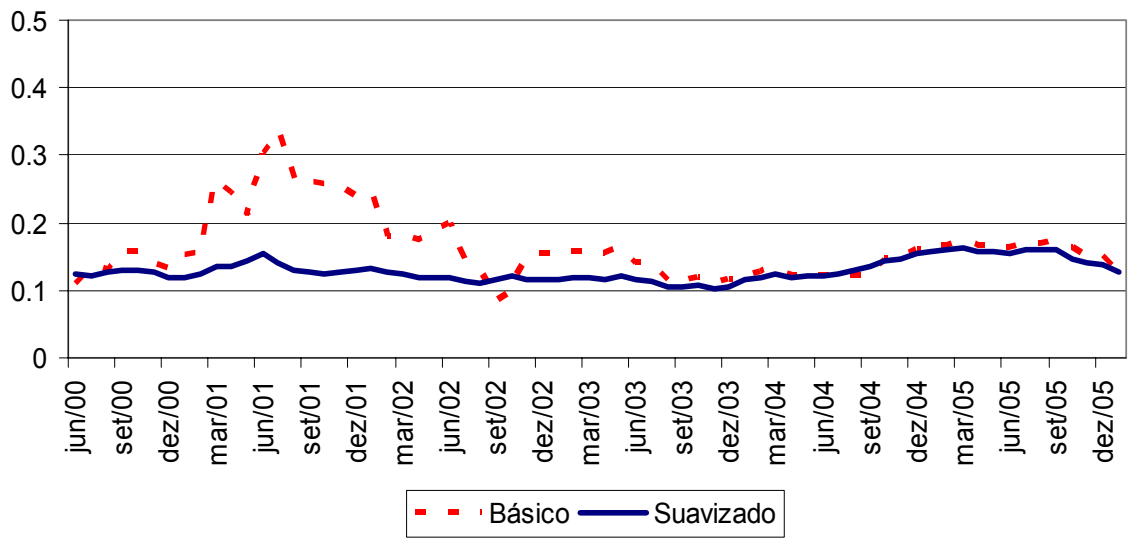


Gráfico A9 - Coeficiente Suavizado de Inflação



**Gráfico A10 - Coeficiente Suavizado de Variação Cambial**



### APÊNDICE 3 - TESTES DE ESTABILIDADE DOS COEFICIENTES

#### Teste CUSUM:

A estatística do teste Cusum é definida por:

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t w_r / s \quad t = 1, \dots, T$$

$s$  é o desvio-padrão da regressão que utiliza toda a informação amostral e  $w$  é soma acumulada dos resíduos recursivos padronizados, dado por:

$$w_t = \frac{y_t - x_t b_{t-1}}{\sqrt{1 + x_t' (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1} x_t}}$$

$x_t$  é o vetor dos  $k$  regressores em  $t$ :  $[1, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}]$  e  $X_t$  é uma matriz  $k \times t$  com os  $t$  primeiros valores da amostra.

De acordo com o teste Cusum, a rejeição da estabilidade ocorre quando os coeficientes estimados se afastam da situação de média zero dos valores da estatística,  $E(W_t) = 0$ , e ultrapassam os limites críticos para um dado nível de significância<sup>18</sup>. Os limites críticos são dados pelas retas que passam pelos pontos:

$$(k, \pm a\sqrt{T-k}) \text{ e } (n, 3a\sqrt{T-k})$$

Em que  $a$  depende do nível de significância  $\alpha$ :

$$\alpha = 0,01 \Rightarrow a = 1,142$$

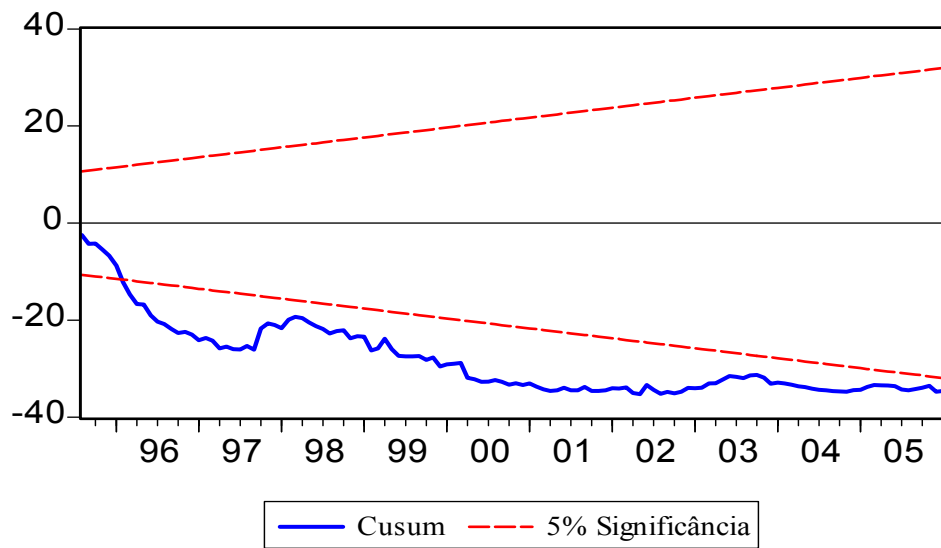
$$\alpha = 0,05 \Rightarrow a = 0,948$$

$$\alpha = 0,10 \Rightarrow a = 0,850$$

Os gráficos a seguir reportam a estatística  $W$  para os três períodos.

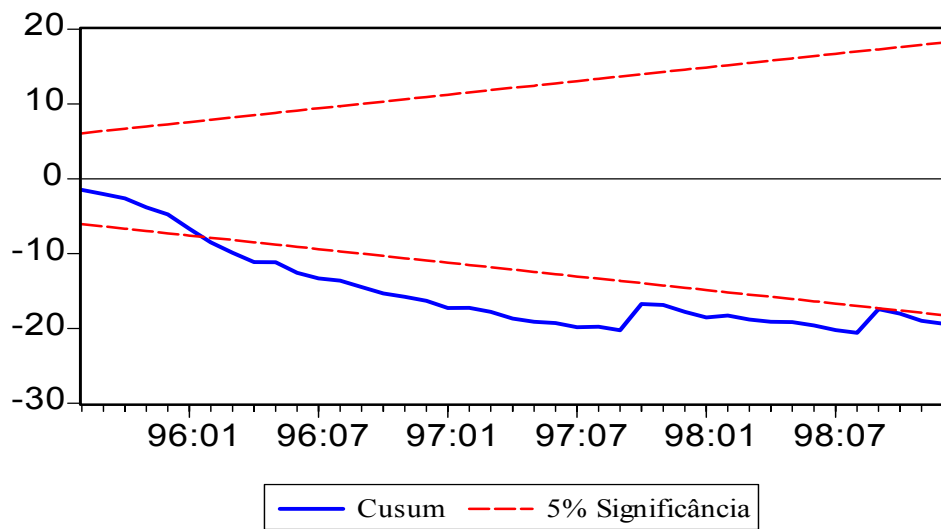
Para o período compreendido entre janeiro de 1995 a janeiro de 2006:

<sup>18</sup> Kramer, Ploberger, Alt (1988) analisaram esse teste quanto à sua aplicabilidade ou não em modelos com variáveis defasadas e concluíram pela sua validade com a ressalva de que o poder do teste declina à medida que o fim da amostra se aproxima. [apud Marques (1998)].



**Gráfico A119 - Teste Cusum: 1995-2006**

Para a amostra de janeiro de 1995 a janeiro de 1999:



**Gráfico A12 - Teste Cusum: 1995-1999**

Para amostra de fevereiro de 1999 a janeiro de 2006:

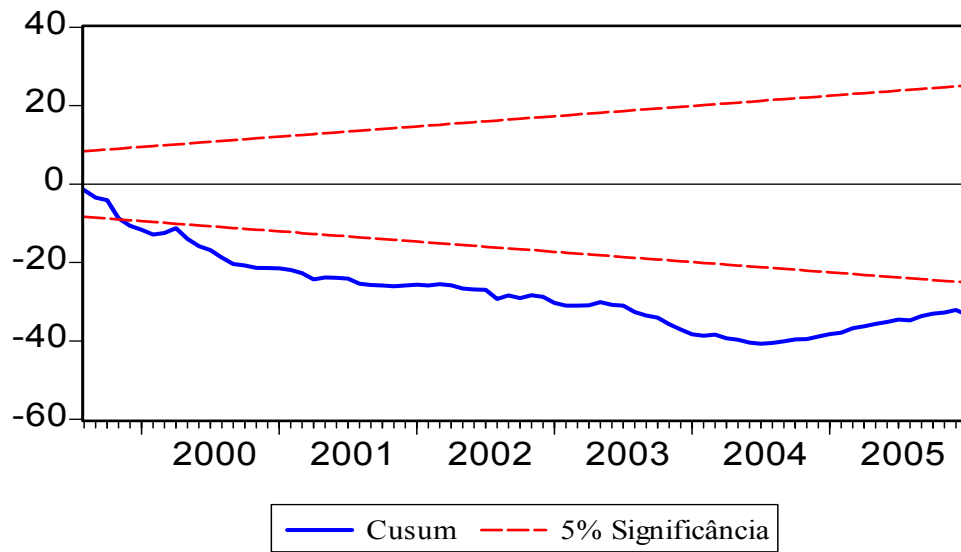


Gráfico A13 - Teste Cusum: 1999-2006

#### Teste LM:

Kim e Nelson (1989) apresentam um teste LM que permite testar a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes contra a hipótese alternativa de os coeficientes seguirem um passeio aleatório. Sob a hipótese alternativa de os coeficientes seguirem um passeio aleatório, os resíduos da regressão por mínimos quadrados apresentarão uma particular forma de heterocedasticidade que dependerá de  $x_t^2 \cdot t$  ( $x_t$  é o vetor de regressores). Breusch e Pagan (1975) mostram que metade da soma dos quadrados explicada  $\left( \sum (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2 / 2 \right)$  da regressão de  $\hat{u}_t^2 / \sigma_u^2$  contra  $x_t^2 \cdot t$ , segue uma distribuição  $\chi^2(k)$  sob hipótese nula de estabilidade. Sendo que  $\hat{u}_t$  é o resíduo da regressão por mínimos quadrados da equação (11), e  $\sigma_u^2$  é a variância de  $\hat{u}_t$ .

$$\frac{\hat{u}_t^2}{\sigma_u^2} = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 \cdot t + \hat{c}_2 \cdot i_{t-1}^2 \cdot t + \hat{c}_3 \cdot \pi_{t-1}^2 \cdot t + \hat{c}_4 \cdot y_{t-2}^2 \cdot t + \hat{c}_5 \cdot \Delta e_t^2 \cdot t + \hat{c}_6 \cdot \Delta R_{t-1}^2 \cdot t \quad (t=1, \dots, T)$$

**Tabela A3 - Teste de Estabilidade (1995-2006)**

<b>Coefficientes</b>	<b>k</b>	<b><math>\chi^2(k)</math></b>	<b>p-valor<sup>1</sup></b>
$c_1$	1	58,04	0,00
$c_2$	1	4,83	0,03
$c_3$	1	15,75	0,00
$c_4$	1	1,01	0,31
$c_5$	1	0,03	0,86
$c_6$	1	2,71	0,09
<i>teste conjunto</i>	6	62,77	0,00

<sup>1</sup>Hipótese nula de estabilidade dos coeficientes.

Regime de Metas:

$$\frac{\hat{u}_t^2}{\sigma_u^2} = \hat{c}_0 + \hat{c}_1 \cdot t + \hat{c}_2 \cdot i_{t-1}^2 \cdot t + \hat{c}_3 \cdot \pi_{t-1}^2 \cdot t + \hat{c}_4 \cdot y_{t-2}^2 \cdot t + \hat{c}_5 \cdot \Delta e_t^2 \cdot t + \hat{c}_6 \cdot D^2_t \cdot t \quad (t=1, \dots, T)$$

Em que os  $\hat{u}_t$ 's são os resíduos da regressão por mínimos quadrados da equação (22), e  $\sigma_u^2$  é a variância de  $\hat{u}_t$ .

**Tabela A4 - Teste de Estabilidade (2000-2006)**

<b>Coefficientes</b>	<b>k</b>	<b><math>\chi^2(k)</math></b>	<b>p-valor<sup>1</sup></b>
$c_1$	1	0,04	0,84
$c_2$	1	0,01	0,92
$c_3$	1	0,15	0,70
$c_4$	1	0,48	0,49
$c_5$	1	16,62	0,00
$c_6$	1	0,01	0,90
<i>teste conjunto</i>	6	19,35	0,00

<sup>1</sup>Hipótese nula de estabilidade dos coeficientes.

#### APÊNDICE 4 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO:

Engle e Watson (1981) sugeriram, como uma maneira de verificar se o modelo está bem especificado, testar se existe ou não correlação serial nos erros de previsão um período a frente ( $\eta_{t/t-1}$ ). A inexistência de correlação serial mostraria que o modelo está bem especificado.

##### Teste Ljung-Box :

A estatística-Q do teste de Ljung-Box é dada por:

$$Q_{LB}(j) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2}{T-j}$$

Em que  $\rho_j$  é o j-ésimo coeficiente de autocorrelação e T é o número de observações. Sob hipótese nula de ausência de autocorrelação nos j primeiros coeficientes de autocorrelação, a estatística -  $Q_{LB}$  segue assintoticamente uma distribuição  $\chi_j^2$  com graus de liberdade igual ao número de autocorrelações. Os resultados do teste são apresentados na Tabela A3:

**Tabela A5 -Teste Ljung-Box**

<i>j</i>	Amostra Completa (1995:01- 2005:07)		Cambio Administrado (1995:01- 2005:07)		Regime de Metas (1999:01- 2005:07)	
	$Q_{LB}$	p-valor	$Q_{LB}$	p-valor	$Q_{LB}$	p-valor
6	7,84	0,25	1,32	0,97	18,32	0,01
12	17,27	0,14	11,71	0,47	19,07	0,08

O teste de Ljung-Box não nos permite rejeitar a hipótese nula de que os *j* primeiros coeficientes de autocorrelação sejam nulos no período em que a taxa de câmbio era administrada, mas rejeita essa hipótese no segundo período, em que vigoro o regime de metas para inflação.



**Regime de Metas:**

A Tabela A4 exibe os resultados dos testes de correlação serial para os erros de previsão obtidos da estimação realizada utilizando os dados do período do regime de metas de inflação:

<i>j</i>	$Q_{LB}$	p-valor
6	9,24	0,16
12	16,50	0,17

Novamente, o teste não nos permite rejeitar a hipótese nula de que os *j* primeiros coeficientes de autocorrelação são nulos.