

**UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE  
ESCOLA DE ENGENHARIA  
MESTRADO EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO**

**JOÃO JOSÉ SILVEIRA SOARES**

**REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: 1999 - 2005**

**Niterói  
2006**

# **Livros Grátis**

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

Milhares de livros grátis para download.

**JOÃO JOSÉ SILVEIRA SOARES**

**REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: 1999 - 2005**

**Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal Fluminense, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Mestre.**

**Orientador: Prof. Dr. FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA**

**Niterói  
2006**

**JOÃO JOSÉ SILVEIRA SOARES**

**REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: 1999 - 2005**

**Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal Fluminense, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Mestre.**

**Aprovada em março de 2006.**

**BANCA EXAMINADORA**

---

**Prof. Dr. FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA – Orientador**

**Universidade Federal Fluminense**

---

**Prof. Dr. ANÍBAL PARRACHO SANT'ANNA**

**Universidade Federal Fluminense**

---

**Prof. Dr. MANUEL SANCHEZ DE LA CAL**

**Universidade do Estado do Rio de Janeiro**

**Niterói  
2006**

Aos meus pais, que moldaram o meu caráter e que me ofereceram sempre um ambiente de harmonia e amor, indispensável ao meu crescimento pessoal e profissional.

## AGRADECIMENTOS

Ao Professor Fernando de Holanda Barbosa, pelas orientações seguras e esclarecedoras, transmitidas sempre num ambiente de otimismo e bom humor.

## RESUMO

O propósito desta dissertação é estimar uma regra de Taylor para o Banco Central do Brasil (BACEN), a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999. Inicialmente, é apresentada uma pesquisa sobre os estudos econométricos, a respeito da regra de Taylor, que aborda tanto para países desenvolvidos quanto para países emergentes. Numa segunda etapa, alguns modelos são especificados e estimados usando o método dos mínimos quadrados de dois estágios. Diferentemente da maioria dos estudos empíricos que abordam este assunto, as especificações propostas neste trabalho consideram tanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo quanto a meta de inflação variáveis no tempo. As evidências apresentadas sugerem que o BACEN ajusta a taxa de juros nominal em função das seguintes variáveis: taxa de juros nominal defasada, meta de inflação, taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, desvio entre a expectativa de inflação e a meta de inflação, hiato do produto corrente ou defasado, variação da taxa de câmbio real corrente e defasada e primeira diferença da taxa de juros defasada. Os resultados empíricos são considerados robustos no que diz respeito à utilização de métodos alternativos para o cálculo dos hiatos da inflação e do produto. .

Palavras-chave: Política monetária. Função de reação. Regra de Taylor.

## **ABSTRACT**

The purpose of this dissertation is to estimate a Taylor rule for the Central Bank of Brazil after implementation of inflation targeting in June 1999. First, a survey of previous Taylor rule econometric studies including both developed and emerging countries is presented. After, Taylor models are specified and estimated using two stage least square method. Differently from the majority of the empirical studies on this subject, the proposed specifications presented in this work consider both long run equilibrium real interest rate and inflation target as time-varying. The evidences suggest that Brazilian monetary policy respond to the following variables: lagged interest rate, inflation target, long term equilibrium real interest rate, deviation between expected inflation and inflation target, current or lagged output gap, the change on the current and lagged real exchange rate and the first difference of lagged interest rate. The empirical results are considered robust to alternative methods of calculating inflation and output gaps.

**Keywords:** Monetary policy. Reaction function. Taylor rules.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>9</b>
<b>2 SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO</b> .....	<b>12</b>
2.1 Introdução .....	12
2.2 Regime de metas de inflação no Brasil .....	13
2.3 Avaliação do regime de metas .....	14
<b>3 REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A REGRA DE TAYLOR</b> .....	<b>17</b>
3.1 Regras de política monetária .....	17
3.2 A regra de Taylor .....	17
<b>4 ESTUDOS ECONOMETRÍCOS SOBRE A REGRA DE TAYLOR</b> .....	<b>20</b>
4.1 Países industrializados .....	20
4.2 Países emergentes .....	40
<b>5 ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS E ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS</b> .....	<b>49</b>
5.1 Introdução .....	49
5.2 Especificação dos modelos econométricos.....	49
5.3 Descrição das variáveis e dos dados.....	51
5.4 Análise econométrica.....	53
5.4.1 <i>Modelo geral</i> .....	54
5.4.2 <i>Resultados das estimativas</i> .....	55
5.4.3 <i>Previsão dos valores da taxa de juros nominal</i> .....	56
5.4.4 <i>Avaliação das estimativas</i> .....	57
5.4.5 <i>Estimativa de modelos alternativos</i> .....	58
<b>6 CONCLUSÕES</b> .....	<b>62</b>
<b>7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	<b>66</b>
<b>8 APÊNDICES</b> .....	<b>68</b>

<b>8.1 NOMENCLATURA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO PROGRAMA.....</b>	<b>69</b>
<b>8.2 AVALIAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES .....</b>	<b>70</b>
<b>8.3 AVALIAÇÃO DA CORRELAÇÃO DE RESÍDUOS.....</b>	<b>72</b>
<b>8.4 CURVA DE AJUSTE DO MODELO 1.....</b>	<b>73</b>
<b>8.5 CURVA DE AJUSTE DO MODELO 16.....</b>	<b>74</b>
<b>9 ANEXOS .....</b>	<b>75</b>
<b>9.1 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO FED PARA OS PERÍODOS GREENSPAN, VOLCKER E BURNS .....</b>	<b>76</b>
<b>9.2 ESTIMATIVA DAS FUNÇÕES DE REAÇÃO DO BANCO DA ALEMANHA E DO JAPÃO.....</b>	<b>77</b>
<b>9.3 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO FED.....</b>	<b>78</b>
<b>9.4 ESTIMATIVA DAS FUNÇÕES DE REAÇÃO DO BANCO DA INGLATERRA E DA FRANÇA .....</b>	<b>79</b>
<b>9.5 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO DO ITÁLIA.....</b>	<b>80</b>
<b>9.6 CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS.....</b>	<b>81</b>
<b>9.7 DESVIO-PADRÃO DAS VARIÁVEIS .....</b>	<b>82</b>
<b>9.8 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DE PAÍSES EMERGENTES (ESPECIFICAÇÃO BÁSICA) .....</b>	<b>83</b>
<b>9.9 ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES DE CURTO E LONGO PRAZO .....</b>	<b>84</b>
<b>9.10 CONTRIBUIÇÃO PARA VOLATILIDADE DA TAXA DE JURO .....</b>	<b>85</b>
<b>9.11 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DE VÁRIOS PAÍSES EMERGENTES ( BASEADA NOS DESVIOS DAS VARIÁVEIS) .....</b>	<b>86</b>
<b>9.12 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DE VÁRIOS PAÍSES EMERGENTES ( BASEADA NAS EXPECTATIVAS DAS VARIÁVEIS).....</b>	<b>87</b>
<b>9.13 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BACEN (MINELLA).....</b>	<b>88</b>
<b>9.14 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BACEN (HOLLAND).....</b>	<b>89</b>
<b>9.15 AMOSTRA DE DADOS .....</b>	<b>90</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A conquista e a manutenção da estabilidade macroeconômica têm sido preocupações constantes na maioria dos países, em especial, naqueles atualmente classificados como emergentes. No Brasil, esta conquista começou a se tornar realidade após a implantação do Plano Real em 1994, ocasião na qual se iniciou um combate eficiente e efetivo à inflação e às suas causas, gerando um processo de desinflação consistente nunca presenciado anteriormente. Entretanto, esta política econômica, baseada na fixação da taxa de câmbio e em valores elevados da taxa de juros, começou a apresentar falhas propiciadas, principalmente, pela ocorrência de crises internacionais significativas e sucessivas no período de 1994 a 1999, reduzindo, consideravelmente, o fluxo de capital externo para o país. Esta deterioração do cenário mundial acarretou uma crise de confiança na economia brasileira, o que culminou com a desvalorização do real em janeiro de 1999 e a posterior implantação do sistema de metas de inflação em junho do mesmo ano.

Desde então, o sistema de câmbio flutuante, o sistema de metas de inflação e o ajuste fiscal passaram a ser os pilares de sustentação da política macroeconômica brasileira, responsáveis pela manutenção de um cenário interno favorável à promoção do crescimento econômico com estabilidade de preços.

O sistema de metas de inflação passou a nortear as decisões de política monetária, que através do seu instrumento, a taxa básica de juros (*selic*), busca alcançar o seu objetivo principal, a estabilidade de preços (LIBÂNIO, 2004, p.6). Sendo assim, o Banco Central do Brasil (BACEN), responsável pela condução da política monetária, elevaria a taxa básica de juro toda vez que a expectativa de inflação fosse superior a meta, e reduziria essa mesma taxa, caso a expectativa de inflação fosse inferior à meta.

Além disso, com o intuito de tornar as suas atuações mais transparentes, aumentando, assim, a credibilidade dos agentes econômicos numa política monetária voltada para o

controle inflacionário, o BACEN vem divulgando periodicamente documentos tais como: Atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM), documento que apresenta argumentações para justificar a adoção de determinada taxa básica de juros; relatórios trimestrais de inflação, documentos que apresentam a evolução e a tendência inflacionária; e a cartas abertas do Banco Central, documentos apresentados para justificar o não cumprimento da meta de inflação em determinado ano.

O Banco Central ainda monitora e divulga periodicamente, em documentos acessíveis ao público em geral, as expectativas de inflação do mercado. Esta variável é uma das componentes mais relevantes de modelos estruturais sofisticados, ou mesmo de regras de política monetárias mais simples, tal como a regra de Taylor, ferramentas estas, provavelmente utilizadas pelo BACEN para fazer com que a inflação convirja para a meta de forma sistemática e dentro de um determinado horizonte inflacionário (geralmente de um ano). Apesar das aparentes restrições impostas por tais modelos à atuação dos formuladores de política monetária, ainda existe espaço para posturas discricionárias, uma vez que avaliações qualitativas e subjetivas, muitas vezes motivadas por pressões políticas, também são fatores levados em consideração por ocasião do ajuste da taxa de juro.

A regra de Taylor foi apresentada no artigo seminal do professor John Taylor em 1993. Esta regra de política monetária é uma função linear simples que relaciona a taxa de juros básica do Banco Central americano (Federal Reserve – FED), seu instrumento de política, com algumas variáveis econômicas tais como inflação e produto. Após a publicação da regra de Taylor, foram elaborados inúmeros estudos tanto teóricos quanto econométricos a respeito deste assunto. Regras de política monetária baseadas na regra de Taylor conseguem representar processos econômicos complexos através de expressões simples e de fácil manuseio, mas que permitem a realização da estimativa da taxa de juro básica da economia com razoável precisão, valor este de suma importância nas decisões de investimento e consumo dos agentes econômicos. Sendo assim, estas regras estão se tornando mais importantes a cada dia, não só para os formuladores da política econômica, mas também para analistas econômicos e pesquisadores (KOZICHI, 1999, p.5).

Entretanto, diferentemente do que acontece em relação aos países industrializados, o número de trabalhos, considerando países emergentes, ainda é restrito. Sendo assim, este trabalho visa dar continuidade ao preenchimento desta lacuna, tarefa esta já iniciada por alguns pesquisadores estrangeiros e brasileiros, mas que se justifica principalmente pela ausência, ainda, de unanimidade no que diz respeito à especificação dos modelos mais apropriados para representar o comportamento da política monetária brasileira.

Esta dissertação, portanto, tem como propósito estimar, com base na regra de Taylor, uma função de reação para o Banco Central do Brasil, a partir da implementação do sistema de metas de inflação em junho de 1999.

Na maioria dos estudos econométricos da literatura, a função de reação dos Bancos Centrais de diversos países é estimada com base em equações que consideram constante tanto a meta de inflação quanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. Entretanto, diferentemente desses trabalhos<sup>1</sup>, os modelos apresentados nesta dissertação consideram tanto a meta de inflação quanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo como variáveis no tempo. A presença da variável “meta de inflação” nos modelos é plenamente justificada pela existência de metas explícitas e variáveis, fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) desde 1999. No caso da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, é testada a hipótese de que a soma entre os juros real do FED e o risco-país funciona como *proxy* para esta variável explicativa.

Além desta introdução, este trabalho está dividido da seguinte forma: o capítulo 2 tece explicações básicas sobre o sistema de metas de inflação, apresentando os valores das metas fixadas e os valores efetivos de inflação anual; o capítulo 3 tece comentários gerais sobre política monetária e enuncia a regra de Taylor; o capítulo 4 revisa os principais estudos econométricos sobre a regra de Taylor; o capítulo 5 especifica os modelos econométricos baseados na regra de Taylor, estima os seus parâmetros e avalia os resultados; e finalmente, o capítulo 6 apresenta as principais conclusões e as considerações finais desta dissertação.

---

<sup>1</sup> Minella et al. (2002) também consideram a meta de inflação variável no tempo.

## **2 SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

### **2.1 Introdução**

O sistema de metas de inflação caracteriza-se pela fixação e pelo anúncio de meta de inflação para períodos subsequentes, valor este que norteia as decisões de política monetária. Neste tipo de regime, a autoridade monetária utiliza como instrumento de política a taxa básica de juro e tem como objetivo principal a estabilidade dos preços. Ou seja, a taxa de juro é elevada toda vez que a expectativa de inflação futura for superior à meta e reduzida toda vez que a expectativa de inflação futura for inferior à meta. O mecanismo de transmissão do instrumento de política monetária ocorre da seguinte forma: a variação da taxa de juros influencia particularmente o dispêndio agregado e a taxa de câmbio, tendo como consequência a variação da demanda agregada, que, por fim, influencia os índices de preços, de forma defasada.

O regime de metas de inflação foi introduzido pela primeira vez pelo Banco Central da Nova Zelândia, em novembro de 1990. Desde então, políticas monetárias baseadas neste tipo de regime têm se tornado bastante populares. A tabela 1 apresenta uma lista de 19 países com as respectivas datas em que adotaram o regime de metas de inflação.

A estratégia de metas de inflação possui os seguintes requisitos fundamentais (MISHKIN; SCHMIDT-HEBBEL, 2000, apud ADEMA; STERKEN, 2005, p.44):

- anúncio das metas de taxa de inflação;
- comprometimento da autoridade monetária com a estabilidade de preços;
- transparência;
- existência de mecanismo de prestação de contas.

Mishkin e Schmidt-Hebbel (2000) comparam a performance dos países listados na tabela 1 com os seguintes países industrializados: Dinamarca, França, Alemanha, Itália,

Japão, Holanda, Noruega e Estados Unidos. Segundo os autores, os países que adotaram o regime de metas de inflação, de maneira geral, sofreram com problemas de inflação alta antes da adoção do sistema. Ao adotarem o regime de metas, passaram a ter sucesso no controle da inflação. Entretanto, ainda apresentam taxas de inflação superiores aos países industrializados anteriormente citados e que não utilizam o regime de metas (MISHKIN; SCHMIDT-HEBBEL, 2000, apud ADEMA; STERKEN, 2005, p.45).

Tabela 1 - Data de ingresso de alguns países no sistema de metas de inflação

País	Data
Nova Zelândia	Novembro de 1990
Chile	Janeiro de 1991
Canadá	Fevereiro de 1991
Reino Unido	Outubro de 1992
Israel	Dezembro de 1992
Suécia	Janeiro de 1993
Finlândia	Fevereiro de 1993 – Junho de 1998
Peru	Janeiro de 1994
Austrália	Setembro de 1994
Espanha	Novembro de 1994 – Junho de 1998
Coréia	Janeiro de 1998
República Tcheca	Janeiro de 1998
Polônia	Outubro de 1998
México	Janeiro de 1999
Brasil	Junho de 1999
Colômbia	Setembro de 1999
Suíça	Janeiro de 2000
África do Sul	Fevereiro de 2000
Tailândia	Abril de 2000

Fonte: Adema e Sterken (2005, p.45)

## 2.2 Regime de metas de inflação no Brasil

A sistemática de metas de inflação brasileira foi estabelecida no Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999. De acordo com este documento, o Conselho Monetário Nacional (CMN) é o responsável por fixar as metas para a inflação anual e os respectivos intervalos de tolerância. A meta para um determinado ano é fixada dois anos antes, à exceção dos anos de

1999 e 2000, cujas metas foram fixadas em 1999. A Resolução nº 2.615 do Banco Central, de 30 de junho de 1999, determinou que o índice de preços relacionado às metas para inflação é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O Banco Central do Brasil (BACEN) é o responsável pela condução da política monetária de forma que as metas sejam atingidas. Para tal, ele usa como ferramenta a taxa de juros básica (taxa *selic*). Considera-se que a meta foi atingida, quando a inflação acumulada ao longo de determinado ano estiver no intervalo de tolerância estipulado, intervalo este que tem como centro a meta de inflação. Nos anos em que a inflação não atinge a meta, o BACEN é obrigado a redigir uma carta aberta ao Ministro da Fazenda, expondo as causas do não cumprimento, as futuras ações que serão implementadas para fazer com que a inflação convirja para a meta e o prazo em que se dará esta convergência. Além da carta, o Banco Central divulga periodicamente, após cada reunião do Comitê de Política Monetária (COPOM), uma ata com as razões que fizeram com que o mesmo alterasse a taxa de juros básica e, ainda, divulga trimestralmente um relatório de inflação, em que aborda o desempenho do regime de metas de inflação, os resultados de decisões passadas de política monetária e a avaliação prospectiva da inflação.

Conforme se pode verificar, o BACEN vem trabalhando de maneira bem transparente a partir do regime de metas, preocupando-se em tornar pública a maioria das suas ações, intenções e objetivos. Entretanto, ainda tem sobrado algum espaço para discricionariedade, a qual é realizada através do manejo do seu instrumento de política monetária, a taxa de juros básica. Esta operação, apesar de tomar como base modelos estruturais e simulações, ou mesmo modelos mais simples tal com a regra de Taylor, baseia-se, também, em decisões qualitativas que sempre embutem um certo grau de subjetividade.

### **2.3 Avaliação do regime de metas**

Este item tem o propósito de apresentar os resultados alcançados através do regime de metas de inflação no Brasil, desde a sua implantação em 1999 até o ano de 2005. A tabela 2 apresenta para cada ano considerado, a meta de inflação, o intervalo de tolerância e a inflação acumulada no período. Pode-se verificar que nos dois primeiros anos do regime de metas, a inflação ficou dentro do intervalo de tolerância, ou seja, a meta foi atingida. No primeiro ano, em 1999, a inflação acumulada foi de 8,94%, ou seja, dentro da faixa superior do intervalo de

tolerância. No segundo ano, em 2000, a inflação acumulada de 5,97% foi inferior à meta, se posicionando dentro da faixa inferior do intervalo de tolerância. Entretanto, nos três anos seguintes (2001, 2002 e 2003), a inflação ultrapassou o limite superior do intervalo de tolerância. Já no ano de 2004, houve uma redução na taxa de inflação, com o seu valor acumulado de 7,60%, voltando a se posicionar dentro da faixa superior do intervalo de tolerância. Finalmente, no ano de 2005, o sistema de metas de inflação alcançou o seu melhor resultado. O valor acumulado de 5,69% é a taxa de inflação mais baixa verificada desde a implantação do sistema. Este valor posiciona-se no limite superior do intervalo de tolerância.

Tabela 2 - Meta de inflação, intervalo de tolerância e inflação anual no período 1999 – 2005.

ANO	META	INTERVALO	INFLAÇÃO
1999	8%	± 2%	8,94%
2000	6%	± 2%	5,97%
2001	4%	± 2%	7,67%
2002	3,5%	± 2%	12,53%
2003	4% <sup>2</sup>	± 2,5%	9,30%
2004	5,5% <sup>3</sup>	± 2,5%	7,60%
2005	4,5%	± 2,5%	5,69%

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do *site* do BACEN e do IPEA

De acordo com a carta aberta enviada pelo BACEN ao Ministro da Fazenda, em 16 de janeiro de 2002, a meta de inflação não foi atingida em 2001 devido aos choques externos e internos de grande magnitude enfrentados pela economia brasileira.

Os principais choques externos ocorridos foram a relativa estagnação da economia mundial, a crise na Argentina e o atentado de 11 de setembro nos Estados Unidos. Estes fatores contribuíram para uma depreciação do Real de quase 21% ao longo do ano, com o conseqüente aumento da inflação naquele ano. Em relação aos choques internos, o fator que

<sup>2</sup> A meta de inflação e o intervalo de tolerância para o ano de 2003 foram fixados inicialmente através da Resolução nº 2.842 do BACEN, de 28 de junho de 2001, em 3,25 e 2%, respectivamente. A Resolução nº 2.972, de 27 de junho de 2002, alterou os valores iniciais para 4 e 2,5%, respectivamente.

<sup>3</sup> A meta de inflação e o intervalo de tolerância para o ano de 2004 foram fixados inicialmente através da Resolução nº 2.972 do BACEN, de 27 de junho de 2002, em 3,75 e 2,5%, respectivamente. A Resolução nº 3.108, de 24 de junho de 2003, alterou os valores iniciais para 5,5 e 2,5%, respectivamente.

mais influenciou foi o aumento dos preços administrados por contratos, cujo valor de 10,4%, também ficou bem acima do valor do IPCA do ano de 7,67%<sup>4</sup>.

De acordo com a carta aberta enviada pelo BACEN ao Ministro da Fazenda, em 21 de janeiro de 2003, a economia brasileira enfrentou também, durante o ano de 2002, uma combinação perversa de choques internos e externos, entretanto, de naturezas distintas das ocorridas em 2001.

Os choques internos e externos foram, respectivamente, a crise de confiança interna na evolução da nossa economia e a crescente aversão global ao risco nos mercados internacionais. Estes fatores acarretaram grandes impactos no nosso sistema financeiro doméstico, tendo como conseqüências a dificuldade de gerenciamento da dívida pública doméstica e redução do fluxo de financiamento externo para o país. Estes conjuntos de acontecimentos ocasionaram a depreciação acentuada da taxa de câmbio e das expectativas de inflação, com conseqüente impacto sobre a inflação, cujo IPCA acabou sendo de 12,53%, acima do limite superior do intervalo de tolerância que era de 5,5% ( $3,5 \pm 2\%$ ).

De acordo com a carta aberta enviada pelo BACEN ao Ministro da Fazenda, em 19 de fevereiro de 2004, o IPCA de 2003 excedeu o limite superior do intervalo de tolerância. Entretanto, ao contrário do ocorrido nos dois anos anteriores (2001 e 2002), o não cumprimento da meta estipulada pelo CMN foi motivado principalmente por fatores internos. Os mecanismos de inércia inflacionária decorrente da elevada inflação no último trimestre de 2002, seguida da deterioração das expectativas de inflação, mesmo que decrescentes ao longo do ano, foram os fatores que mais pesaram na inflação de 2003. Já a taxa de câmbio, que teve uma apreciação de 11,9%, contribuiu, no cômputo final, para uma menor inflação em 2003. Através do modelo estrutural do BACEN para inflação, que calcula a contribuição dos diferentes fatores inflacionários (inércia, expectativa de inflação, repasse cambial, preços livres e preços administrados), estima-se as participações da inércia inflacionária em 5,9 % e da expectativa de inflação em 1,7 %. Estes valores representaram, respectivamente, 63,7% e 18,4% do acumulado do IPCA de 9,3%.

---

<sup>4</sup> Os preços administrados são considerados aqueles que são poucos influenciados por fatores de oferta e demanda, mas não necessariamente preços regulados pelas agências governamentais. São considerados preços administrados por contrato, segundo a definição do COPOM de julho de 2001, os seguintes conjunto de preços: eletricidade, gasolina, telefone fixo, ônibus urbano, plano de saúde, água e esgoto, gás de bujão, entre outros.

## **3 REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A REGRA DE TAYLOR**

### **3.1 Regras de política monetária**

As regras de política monetária são funções de reação que descrevem um processo sistemático em que os bancos centrais ajustam uma determinada variável de controle quando ocorrem flutuações na economia. Ou seja, dependendo da variável de controle selecionada pelas autoridades monetárias como instrumento de política e das variáveis econômicas julgadas relevantes para traduzir o estado da economia de cada nação, fica definida uma regra. Sendo assim, cabe às autoridades monetárias escolher criteriosamente o instrumento de política monetária e as variáveis econômicas relevantes a serem monitoradas no modelo em questão, com o intuito de atingir os objetivos de política de maneira eficaz. A taxa de juros nominal, a taxa de câmbio e a taxa de crescimento monetário são alguns exemplos de instrumentos de política monetária utilizados pelas equipes econômicas dos países ao longo dessas últimas décadas (KOZICHI, 1999, p.27).

Entretanto, a partir da década passada, um conjunto de regras de estrutura simplificada (regras de Taylor) passou a atrair bastante atenção de analistas, de condutores de política econômica e de pesquisadores (KOZICHI, 1999, p.5). Essas regras recomendam que a autoridade monetária ajuste a taxa juros básica da economia baseado no comportamento da inflação e do produto.

### **3.2 A regra de Taylor**

A Regra de Taylor, assim chamada por ter sido sugerida em Taylor (1993), é uma regra de política monetária através da qual o Banco Central dos Estados Unidos (FED) ajustaria o seu instrumento de política de acordo com as flutuações econômicas. Esta regra é

uma função de reação linear de estrutura simples que relaciona a taxa de juros nominal, variável dependente no modelo, com algumas variáveis econômicas explicativas, conforme o formato apresentado a seguir:

$$i_t = \pi_t + r^* + \alpha (\pi_t - \pi^*) + \beta (y_t) \quad (3.1)$$

onde:

$i_t$  - taxa de juros nominal do FED;

$\pi_t$  - taxa de inflação corrente;

$r^*$  - taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo;

$\pi^*$  - meta de inflação;

$y_t$  - desvio percentual entre o produto real e o produto potencial;

$\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros do modelo.

Esta regra recomenda um valor para a taxa de juros nominal em cada período que depende de quatro fatores: a inflação corrente, que corresponde à taxa de inflação acumulada nos trimestres  $t - 3$ ,  $t - 2$ ,  $t - 1$  e  $t$  (medida pelo deflator de PIB); a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo; o desvio entre a inflação corrente e a meta de inflação; e o desvio percentual entre o produto real e o produto potencial (*output gap*).

“Os parâmetros da regra de Taylor não foram determinados empiricamente” (JUDD; RUDEBUSCH, 1999, p.5). Ao invés disso, Taylor assumiu alguns valores para algumas variáveis e parâmetros do modelo, de forma a viabilizar a sua utilização na prática. Assumiu-se o valor de 2% anuais para a taxa de juros de equilíbrio e para a meta de inflação. O produto potencial foi estimado considerando-se uma taxa de crescimento constante de 2,2% anuais. Já no caso dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , considerou-se o valor de 0,5 para ambos. Sendo assim, caso a inflação corrente seja 1% superior a meta, tudo mais constante, isso acarretará uma elevação na taxa de juros real de 0,5% acima de seu valor de equilíbrio, e no caso do produto real for 1% inferior ao produto potencial, tudo mais constante, isso acarretará uma redução de 0,5%.

Substituindo-se na equação (3.1) os parâmetros pelos valores assumidos por Taylor, a expressão adquire a seguinte forma:

$$i_t = \pi_t + 2 + 0,5 (\pi_t - 2) + 0,5 (y_t) \quad (3.2)$$

Verifica-se em Kozicki (1999, p.5) que, apesar da maioria dos analistas e condutores de política econômica concordarem com a estrutura básica que caracteriza a Regra de Taylor e suas derivações, ainda não existe unanimidade no que diz respeito às suas especificações. Estas regras devem ser robustas e confiáveis para que sejam consideradas úteis. A robustez diz respeito à capacidade da regra recomendar valores de juros dentro de uma faixa estreita de variação, quando pequenas variações são impostas à sua especificação, tais como a utilização de diferentes medidas de índice de preços. Já a confiabilidade refere-se à aderência dos valores ajustados a partir das regras aos valores realmente arbitrados pelas autoridades monetárias nos períodos considerados. Entretanto, segundo o mesmo autor, determinada regra não será considerada confiável, caso os condutores de política monetária tenham baseado suas decisões passadas em eventos econômicos que extrapolem o escopo da regra (KOZICKI, 1999, p.5).

## **4 ESTUDOS ECONOMÉTRICOS SOBRE A REGRA DE TAYLOR**

Após a publicação do artigo de Taylor (1993), inúmeros estudos, tanto teóricos quanto empíricos, explorando a regra de Taylor e suas variações foram realizados por diversos pesquisadores. A literatura que trata das regras de política monetária nos países industrializados é muita ampla e abrangente, ao contrário do que acontece em relação aos países emergentes, que ainda possibilita um vasto campo para pesquisas.

Este capítulo apresenta de maneira detalhada alguns dos principais estudos econométricos sobre a regra de Taylor. Inicialmente serão considerados os trabalhos sobre os países industrializados, e em seguida, sobre os países emergentes. Este capítulo tem como intuito a familiarização com as especificações e com os métodos de estimação e avaliação de tais modelos econométricos.

### **4.1 Países industrializados**

Judd e Rudebusch (1998) estimaram uma função de reação do FED para cada um dos períodos correspondentes à gestão dos seus três últimos presidentes, sem considerar a curta gestão de Miller (1978.Q2-1979.Q2), com o intuito de verificar como o FED vinha ajustando o seu instrumento de política monetária, a taxa de juros nominal de curto prazo, de acordo com o desenvolvimento da economia americana. O principal objetivo dos autores era comprovar a hipótese de mudança de postura na condução da política monetária americana, decorrente de alterações na presidência do FED. As estimativas basearam-se em especificações derivadas da regra de Taylor original e consideraram as sub-amostras descritas a seguir: Arthur Burns (1970.Q1-1978.Q1), Paul Volcker (1979.Q1-1987.Q1) e Alan Greenspan (1987.Q1-1997.Q1).

Judd e Rudebusch (1998) apresentaram inicialmente gráficos da evolução da taxa de juros nominal relativa aos trimestres pertencentes aos três períodos supracitados, obtidos a partir da utilização da regra de Taylor original (equação (3.2)), comparando-os com os valores realmente ajustados pelo FED no mesmo período, conforme mostrado na figura 1. Esta figura também apresenta gráficos da evolução do hiato do produto ( $y_t$ ) e da inflação acumulada ( $\pi_t$ ) para os mesmos períodos.

Os autores concluíram, com base na figura 1, que a recomendação para taxa de juros proveniente da regra se ajusta muito bem aos valores efetivamente adotados pelo FED no período correspondente à gestão de Greenspan ( $R^2$  igual a 0,87), considerando-se valores trimestrais), ocasião em que se verificou uma reduzida e decrescente taxa de inflação, tendo atingido valores da ordem de 2% ao ano ao final do período. No período correspondente à gestão de Volcker, verificou-se que os valores realmente ajustados foram bem superiores aos juros preconizados pela regra, o que sugere uma postura mais agressiva por parte do FED, o que provavelmente acarretou queda acentuada na taxa de inflação ao longo deste período. Ao contrário dos períodos anteriores, na gestão de Burns, os autores verificaram que os valores ajustados se posicionaram abaixo dos valores dos juros recomendados pela regra, evidência esta que suporta o aumento generalizado da inflação verificado no período.

Entretanto, Judd e Rudebusch (1998) atentaram para o fato de que, apesar da boa aderência constatada entre o valor dos juros recomendados pela regra de Taylor e os valores ajustados pelo FED, para o período correspondente à gestão de Greenspan, operacionalmente, tanto o FED quanto a maioria dos bancos centrais não ajustam a taxa de juros de forma tão instantânea, como a decorrente da utilização direta da regra de Taylor. Ao invés disso, o ajuste entre a taxa de juros recomendada (efetiva) para determinado período e a meta de taxa de juros da regra, para o mesmo período, processa-se de forma gradual, através de uma dinâmica de ajustamento que também foi utilizada pelos autores nas suas estimativas, conforme apresentado na equação (4.2).

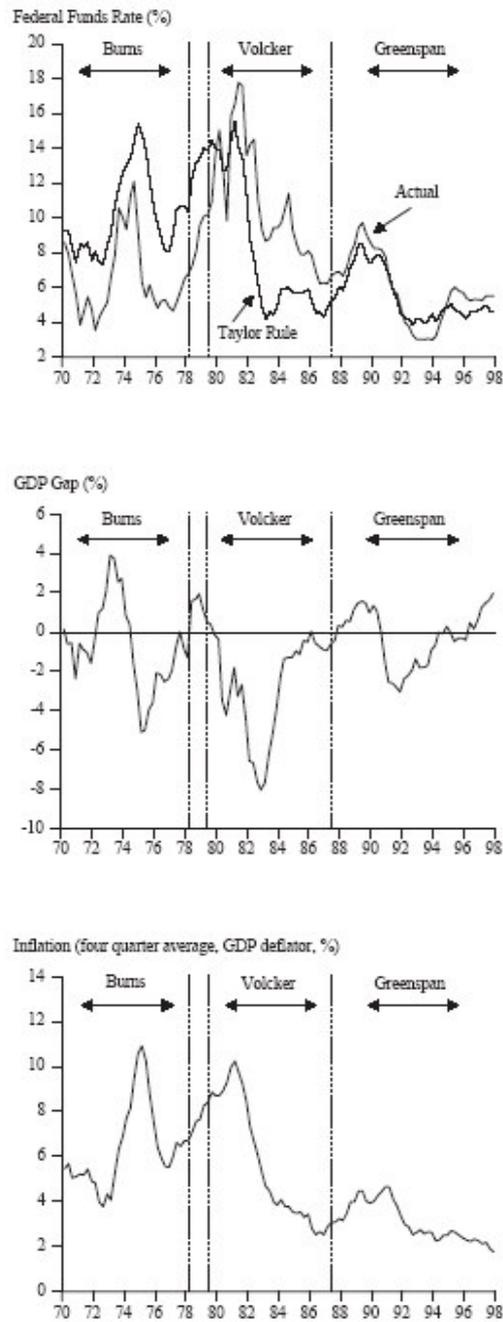


Figura 1 – Evolução da taxa de juros nominal do FED, do hiato do produto e da inflação americana no período 1970-1998.

Fonte: Judd e Rudebusch (1998, p.5)

Na especificação apresentada em Judd e Rudebusch (1998, p.6), a equação (3.1) foi substituída pela seguinte:

$$\dot{i}_t^* = \pi_t + r^* + \lambda_1 (\pi_t - \pi^*) + \lambda_2 y_t + \lambda_3 y_{t-1} \quad (4.1)$$

Nesta equação, além das variáveis consideradas anteriormente, considerou-se o hiato do produto defasada na especificação do modelo. Na equação (4.1),  $i_t^*$  representa a meta para a taxa de juros do FED para o período  $t$ , a ser atingida através de um ajustamento gradual, cuja expressão da dinâmica utilizada para o cálculo da taxa de juros efetiva em cada período é a seguinte:

$$\Delta i_t = \gamma (i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (4.2)$$

onde:

$\Delta i_t$  - primeira diferença da taxa de juros;

$i_t^*$  - meta para a taxa de juros do FED;

$i_{t-1}$  - taxa de juros efetiva defasada;

$\Delta i_{t-1}$  - primeira diferença do juros nominal defasado;

$\gamma$  e  $\rho$  são coeficientes.

Neste modelo de ajustamento, a primeira diferença da taxa de juros nominal é calculada através da média ponderada de dois desvios: o primeiro, entre a meta de juros nominal do FED e o juros defasado de um período; e o segundo, entre a primeira diferença da taxa de juros nominal defasada.

A equação (4.3) foi obtida através da combinação das equações (4.1) e (4.2), e apresenta a especificação utilizada pelos autores para estimar a regra de Taylor para os três períodos supracitados.

$$\Delta i_t = \gamma \alpha - \gamma i_{t-1} + \gamma(1 + \lambda_1)\pi_t + \gamma \lambda_2 y_t + \gamma \lambda_3 y_{t-1} + \rho \Delta i_{t-1} \quad (4.3)$$

onde:

$$\alpha = r^* - \lambda_1 \pi^* \quad (4.4)$$

Através da equação (4.4), verifica-se que não é possível se estimar separadamente as variáveis  $r^*$  e  $\pi^*$ . Ou seja, a partir da estimativa das constantes  $\alpha$  e  $\lambda_1$ , fica determinada uma relação linear entre  $r^*$  e  $\pi^*$ . Para cada valor de  $r^*$  considerado, fica determinado um valor para  $\pi^*$ , e vice-versa.

As estimativas das funções de reação para os períodos de Greenspan, Volcker e Burns foram realizadas utilizando-se o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para a determinação dos coeficientes da equação (4.3). As séries de dados correspondentes às variáveis explicativas e à variável dependente tem periodicidade trimestral. O produto potencial foi estimado através de um método estrutural desenvolvido no *Congressional Budget Office* (1995). Para cada sub-amostra, os autores realizaram duas estimativas, sendo que na segunda, foram descartadas as variáveis cujos coeficientes não eram significativos. Os resultados das estimativas para cada período de gestão estão apresentados nas tabelas 3,4 e 5 em anexo.

De acordo com a tabela 3, o valor do coeficiente do hiato de produto defasado não é significativo<sup>5</sup> na regressão A, tendo sido desconsiderado na regressão B. Verifica-se que o ajuste entre a taxa de juros efetiva e a meta de juro do FED se dá de forma gradual, com um coeficiente de amortecimento ( $\rho$ ) igual a 0,42. O valor do coeficiente do hiato de inflação ( $\lambda_1$ ) é bem próximo ao valor considerado na regra de Taylor. Entretanto, o valor do coeficiente do hiato de produto estimado ( $\lambda_2$ ) é bem superior ao utilizado na regra de Taylor. Os valores recomendados pela regra explicam 71% da variação da taxa de juros nominal trimestral do FED.

De acordo com a tabela 4, o valor do coeficiente de amortecimento ( $\rho$ ) não é significativo na regressão A, tendo sido desconsiderado na regressão B. As regressões A e B sugerem que, neste período, a variação da taxa de juros responde à variação do hiato do produto ao invés do seu valor absoluto. Esta restrição não é rejeitada para nenhum nível de significância convencional. A regressão B, inclusive, já considera a variação do hiato do produto. O valor do coeficiente do hiato de inflação na regressão B é bem próximo ao valor 0,5, considerado na regra de Taylor. Em relação à precisão, a Regra de Taylor para o período de Volcker foi estimada com menor precisão que para o período Greenspan, o que pode ser constatado, segundo os autores, através da comparação entre os valores dos erros padrões de estimação, de 1,31 e 0,27, respectivamente.

---

<sup>5</sup> Os números entre parênteses são os valores da estatística t para o respectivo parâmetro.

Conforme apresentado na tabela 5, os coeficientes dos hiatos de inflação e do produto não são significativos na regressão A, tendo sido descartados na regressão B. Isso fez com que a variação da taxa de juros nominal se tornasse da mesma ordem do aumento da inflação, não havendo ajuste dos juros reais com a variação da inflação. Segundo os autores, a falta de resposta do juros real aos desvios da inflação e do produto em relação às suas metas foi uma falha crítica da política monetária da época, o que permitiu o aumento da inflação no período Burns. A regressão B apresenta um ajuste parcial ( $R^2 = 0,52$ ) da taxa de juros com a regra que inclui somente o hiato do produto defasado ( $\lambda_3$ ).

Por fim, os autores concluíram que as funções de reação derivadas da regra de Taylor conseguem dar uma boa indicação do comportamento da política monetária no período Greenspan. Da mesma forma que a regra de Taylor original, o resultado da regressão é consistente como uma política que almeja o controle da inflação ao longo prazo e a estabilização do produto no curto prazo. Entretanto, a última difere da primeira principalmente em dois aspectos: no que diz respeito ao ajuste de forma gradual ao invés de instantânea da taxa de juros até que seja alcançada a meta de juros e na magnitude do coeficiente do hiato do produto que é quase duas vezes superior ao recomendado por Taylor. Em relação ao período Volcker, concluem que as estimativas são menos precisas que para o período Greenspan. A falta de significância estatística do coeficiente de amortecimento indica que a taxa de juros estipulada pelo FED nesse período se ajustou quase que instantaneamente à meta, indicando uma reação agressiva em relação à inflação, o que levou a uma queda substancial da inflação no período, conforme apresentado na figura 1. Segundo os autores, os resultados também demonstram a preocupação com a estabilidade dos ciclos econômicos no período. Entretanto, a reação do FED se deu mais em relação à taxa de crescimento do que em relação ao valor absoluto do produto real. Em relação ao período Burns, os autores concluíram, que houve uma total acomodação em relação à inflação, o que acarretou uma grande elevação da mesma, conforme apresentado na figura 1. Isso ficou comprovado empiricamente através da falta de significância estatística do coeficiente do hiato de inflação e do valor extremamente baixo da estimativa da taxa de juros real de equilíbrio, quando comparado com padrões usuais<sup>6</sup>.

Clarida, Galí and Gertler (1998) estimaram as funções de reação de vários bancos centrais de países considerados industrializados. Eles dividiram esses países em dois

grupos de três países, conforme apresentado a seguir: G3 (Estados Unidos, Alemanha e Japão) e E3 (Reino Unido, França e Itália). Os modelos utilizados foram baseados na regra de Taylor original de 1993. Cabe ressaltar, porém, que, diferentemente da abordagem *backward-looking* considerada por Taylor (1993), em que os valores passados de inflação e do produto foram utilizados no modelo, considerou-se uma abordagem *forward-looking*, na qual foram utilizadas as expectativas de inflação e de produto.

Para cada um dos países considerados, estimou-se uma especificação básica, cuja meta de taxa de juros nominal possui a seguinte forma:

$$r_t^* = \bar{r} + \beta(E[\pi_{t+n} / \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t / \Omega_t] - y_t^*) \quad (4.5)$$

onde:

$r_t^*$  - meta de juros nominal;

$\bar{r}$  - juros nominal de equilíbrio de longo prazo;

$\pi_{t+n}$  - taxa de inflação entre os períodos  $t$  e  $t + n$ ;

$\pi^*$  - meta de inflação;

$Y_t$  - produto real;

$y_t^*$  - produto potencial;

$E$  - valor esperado;

$\Omega_t$  - informação disponível para o Banco Central;

$\beta$  e  $\gamma$  são coeficientes.

A dinâmica de ajustamento utilizada entre a taxa de juros efetiva adotada pelos Bancos Centrais e a meta de juros para cada período foi a seguinte:

$$r_t = (1 - \rho) r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t \quad (4.6)$$

onde:

$r_t$  - taxa de juros nominal;

$\rho$  - coeficiente de amortecimento, sendo que  $\rho \in [0,1]$ ;

$r_{t-1}$  - taxa de juros nominal defasado;

---

<sup>6</sup> O valor do juros real de equilíbrio para o período Burns calculado a partir da equação (6), considerando-se  $\lambda_1=0$ , é de 0,71.

$v_t$  - choque randômico para a taxa de juros.

Verifica-se que a dinâmica utilizada pelos autores (equação (4.6)) é um caso particular da dinâmica (equação (4.2)) apresentada em Judd e Rudebusch (1998), que se obtém quando  $\rho$  é igual a zero. Combinando-se as equações (4.5) e (4.6), obtém-se:

$$r_t = (1 - \rho) [ \alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] ] + \rho r_{t-1} + v_t \quad (4.7)$$

sendo:

$$\alpha = \bar{r} - \beta \pi^* ; \quad (4.8)$$

$$x_t = y_t - y_t^* \quad (4.9)$$

Segundo os autores, é possível recuperar o valor da meta de inflação ( $\pi^*$ ), através dos valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , uma vez que para uma amostra de dados suficientemente longa, vale a seguinte igualdade:

$$\bar{r} = \bar{r} + \pi^* \quad (4.10)$$

Substituindo-se a equação (4.10) na equação (4.8), obtém-se a expressão para a meta de inflação no período considerado.

$$\pi^* = (\bar{r} - \alpha) / (\beta - 1) \quad (4.11)$$

onde:

$\bar{r}$  - juros real de equilíbrio de longo prazo

Os modelos alternativos foram estimados com base na equação abaixo:

$$r_t = (1 - \rho) [ \alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \xi E[z_t / \Omega_t] ] + \rho r_{t-1} + v_t \quad (4.12)$$

onde  $\xi$  representa as alternativas de variáveis explicativas listadas abaixo:

- taxa de câmbio real;
- taxa nominal de juros de país estrangeiro;
- oferta monetária;
- inflação defasada.

A metodologia utilizada pelos autores para realizar as estimativas dos parâmetros do modelo para o grupo G3 foi o método dos momentos generalizados (GMM). O horizonte de inflação considerado foi de um ano, sendo, portanto, o valor de  $n$  na equação (4.12) igual a 12, uma vez que foram utilizados dados mensais. As datas iniciais dos períodos de amostragem de cada um dos países são: março de 1979 para o Banco da Alemanha, abril de 1979 para o Banco do Japão e outubro de 1979 para o FED, ocasiões nas quais o combate à inflação se tornou, segundo os autores, o principal objetivo de suas políticas monetárias. Já para a data final, considerou-se 12 meses antes do mais recente dado que se dispunha, já que a expectativa de inflação com horizonte de 12 meses é uma das variáveis explicativas do modelo. O índice de preços ao consumidor foi utilizado para medir a inflação e o índice de produção industrial como *proxy* para medição do produto real. O hiato do produto foi obtido utilizando-se um modelo de tendência quadrática como estimativa do produto potencial.

Os gráficos da figura 2 apresentam as evoluções do juros nominal e da inflação no período 1974-1993. Segundo, estes gráficos demonstram nitidamente uma resposta mais agressiva da política monetária desses países em relação à inflação a partir de 1979, evidenciada pela curva representativa da evolução da taxa de juros nominal posicionada acima da curva de inflação (CLARIDA, GALÍ, GERTLER, 1998, p.1042).

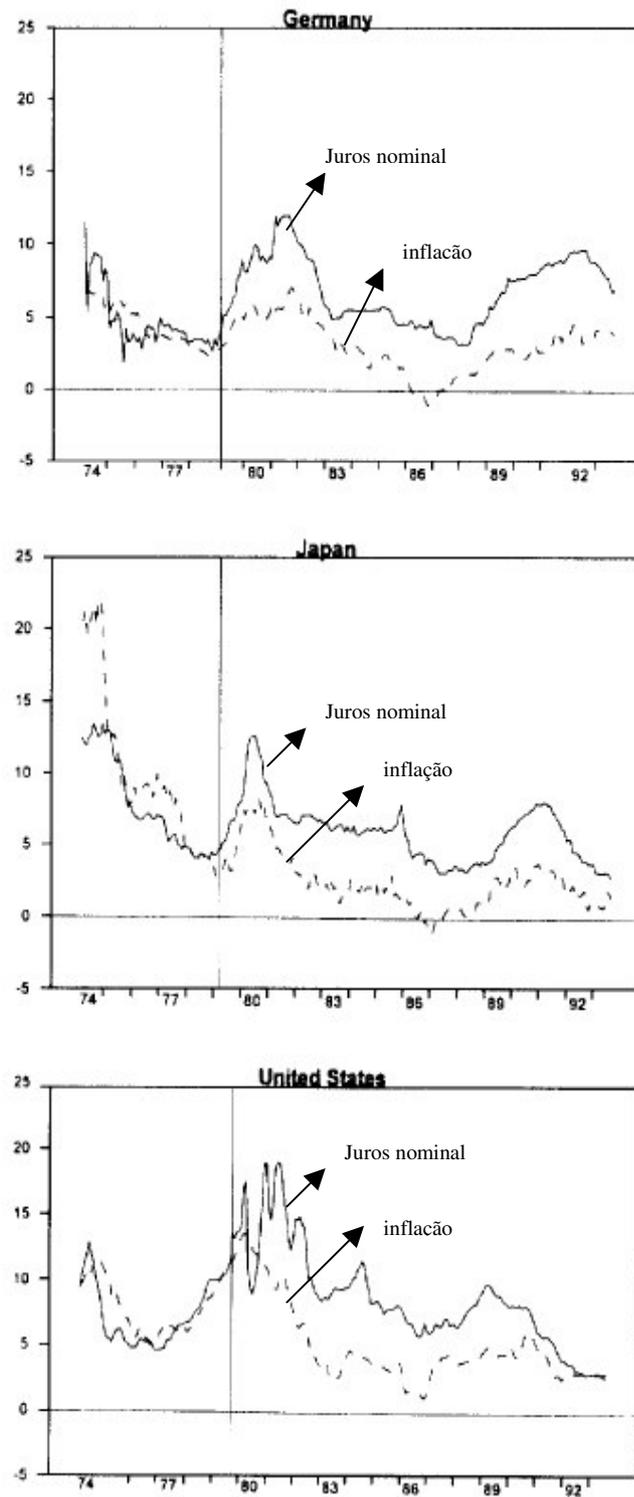


Figura 2 – Evolução da taxa de juros nominal e da inflação para os países do grupo G3 (período 1974-1993)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1043)

As estimativas das funções de reação para o Banco Central da Alemanha estão apresentadas na tabela 6 em anexo.

Os instrumentos utilizados para estimar os parâmetros incluem valores defasados de 1-6,9 e 12 períodos das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal e diferença logarítmica da taxa de câmbio real marco alemão/dólar americano.

A especificação básica, constante da primeira linha da tabela 6, apresenta, como resultado mais significativo, o valor de 1,31 para o coeficiente do hiato de inflação ( $\beta$ ). Sendo assim, um aumento de 1% na expectativa da taxa de inflação anual, considerando-se o produto constante, faria com que o Banco da Alemanha aumentasse sua taxa básica de juros em 131 pontos, o que acarretaria um aumento de 31 pontos na taxa de juros real. Já no caso do coeficiente do hiato do produto ( $\gamma$ ), cujo valor é 0,25, um aumento de 1% na expectativa do produto, considerando-se a expectativa de inflação constante, faria com que o Banco da Alemanha aumente sua taxa básica de juros em 25 pontos. Segundo os autores, estes resultados demonstram que o Banco da Alemanha reagiu tanto à demanda monetária quanto à demanda real, apesar de fazê-lo de forma mais intensa na primeira.

Em relação às especificações alternativas, segundo os autores, nenhuma delas apresentou resultados melhores do que a especificação básica. Ao incluir-se a inflação defasada como variável explicativa, obteve-se um valor igual a 0,12 para o seu coeficiente, valor este que não é estatisticamente significativo. Esta inclusão causou somente uma leve variação na estimativa dos hiatos de inflação ( $\beta$ ) e do produto ( $\gamma$ ), quando comparado com os mesmos valores anteriormente calculados para a especificação básica. Estes resultados sugerem que seja rejeitada uma postura *backward-looking* do Banco da Alemanha em favor de uma postura *forward-looking* (CLARIDA, GALÍ, GERTLER, 1998, p.1046).

A terceira especificação considera como variável alternativa o agregado monetário, que aparece na função de reação na forma de um desvio entre o logaritmo do estoque monetário e da meta oficial do Banco da Alemanha. A inserção desta última variável também não é representativa, não alterando significativamente os demais parâmetros. As duas últimas especificações avaliam o efeito da política monetária americana no comportamento do Banco da Alemanha. Elas consideram, respectivamente, a taxa nominal de curto prazo do FED e a taxa de câmbio marco alemão/dólar americano como variáveis alternativas. As estimativas dos seus coeficientes mostram que ambas as variáveis, apesar de significativas e de possuírem sinais corretos de acordo com a teoria econômica, possuem valores de baixa magnitude,

causando efeito desprezível. Nesse caso também, as estimativas tanto do parâmetro  $\beta$  quanto do  $\gamma$  permanecem bem próximas às obtidas na especificação básica.

A estimativa da meta de inflação de longo prazo ( $\pi^*$ ), cujo valor é 1,97%, foi realizada através da equação (4.11), utilizando como *proxy* para o juro real de equilíbrio de longo prazo ( $\bar{r}$ ), a média dos valores do juro real de curto prazo no período da amostra considerado. Os autores consideraram este valor bastante consistente, uma vez que a meta oficial de inflação para o Banco da Alemanha é de 2%.

As estimativas das funções de reação para o Banco Central do Japão estão apresentadas na tabela 7 em anexo. Os instrumentos utilizados para estimar os parâmetros incluem valores defasados de 1-6,9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal e diferença logarítmica da taxa de câmbio real yen/dólar americano.

Na parte superior da tabela 7, são apresentados os resultados dos parâmetros para a especificação básica. A estimativa do valor do coeficiente do hiato de inflação ( $\beta$ ) é de 2,04, com desvio padrão de 0,19, sendo seu valor significativamente maior do que a unidade. O valor encontrado para o coeficiente do hiato do produto ( $\gamma$ ) é significativo e possui sinal correto, entretanto, o seu valor de 0,08 (desvio padrão de 0,03) é considerado de pequena magnitude. Segundo os autores, comparando estes dois coeficientes, percebe-se que o Banco do Japão exerceu, no período considerado, um controle muito maior da inflação do que em relação à estabilização do produto. Eles consideram, inclusive, que dentre os países do G3, o Banco do Japão é o que mais se aproxima do chamado “sistema de metas de inflação puro”.

Através da equação (4.11), estimou-se o valor da meta de inflação implícita ( $\pi^*$ ), a partir da média dos juros reais de curto prazo, cujo valor é de 3,32, utilizado como *proxy* para o valor de  $\bar{r}$ . O valor estimado (2,03%) foi considerado coerente e bem próximo ao valor encontrado para o Banco da Alemanha.

Segundo os autores, de forma semelhante ao ocorrido com o Banco da Alemanha, a utilização de uma especificação com postura *forward-looking* alcançou melhores resultados do que a postura *backward-looking*. A inclusão da inflação defasada na especificação básica não produziu alteração na mesma, além do seu coeficiente, cujo valor estimado foi de 0,06, não ser significativo. A inclusão da oferta monetária como variável alternativa também não foi considerada importante. Devido à indisponibilidade de dados históricos sobre a meta de oferta monetária do Banco do Japão, foi utilizada na função de reação a média do crescimento monetário (M2) dos três últimos meses. O coeficiente de oferta monetária é significativo ao

nível de 5%. No entanto, considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, 1% de aumento no crescimento monetário induz somente 0,07% de aumento na taxa básica de juros do Banco do Japão. Percebe-se, também, que os coeficientes das outras variáveis não sofrem alteração. Em relação às inclusões na especificação básica da taxa nominal de juros do FED ou da taxa de câmbio real yen/dólar, verifica-se, também, que os efeitos são muito pequenos, apesar dos coeficientes serem estatisticamente significativos a 5%. Em resumo, na opinião dos autores, a especificação básica é a que melhor caracteriza a função de reação do Banco do Japão.

As estimativas das funções de reação para o Banco Central do Estados Unidos estão apresentadas na tabela 8 em anexo. Diferentemente do modelo utilizado pelos autores para Alemanha e Japão, no caso dos Estados Unidos foi utilizado um modelo de ajustamento de 2º ordem, conforme apresentado abaixo:

$$r_t = (1 - \rho_1 - \rho_2) [ \alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \xi z_t ] + \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

A lista de instrumentos utilizados no método de estimação é praticamente a mesmo dos dois casos anteriores, com exceção do juros estrangeiro e da taxa de câmbio que não aparecem como variáveis explicativas. De acordo com a tabela 8, os valores dos coeficientes dos hiatos de inflação e do produto e seus respectivos desvios padrão são, respectivamente, 1,79 com erro padrão de 0,18 e 0,07 com erro padrão de 0,06. Segundo os autores, o valor de  $\beta$ , bem superior à unidade, indicou a postura agressiva do FED em relação ao controle da inflação. Já o valor de  $\gamma$  indica que o hiato do produto foi considerado somente como uma medida de previsão para a inflação futura.

A estimativa para a meta de inflação implícita ( $\pi^*$ ) no período, considerando-se um valor para a média dos juros real de curto prazo de 3,48, é de 4,04, o que, segundo os autores, é um valor um pouco alto, sendo necessária, provavelmente, uma amostra maior para a realização desta estimativa.

O coeficiente da inflação defasada, inserida na função de reação como variável alternativa, não é significativo e possui sinal negativo, ao contrário do esperado. Este resultado demonstra, portanto, que à semelhança dos outros Bancos Centrais, não se pode rejeitar a hipótese de que o FED tem tido postura *forward-looking*. Ao contrário dos valores estimados para os outros Bancos Centrais, o coeficiente da variável crescimento monetário é estatisticamente significativo e de grande magnitude. Considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de 1% no crescimento monetário induz um aumento de

0,53% na taxa de juros nominal do FED. Segundo os autores, este resultado está relacionado com o curto período de Volcker, no qual as operações eram focadas no alcance de metas específicas para as reservas bancárias do FED. Sendo assim, estimou-se novas funções de reação para a especificação básica e para as alternativas, alterando-se o início do período de 1979:10 para 1982:10. Neste caso, os parâmetros da especificação básica sofrem somente uma pequena variação, com exceção do coeficiente do hiato do produto que varia de 0,07 para 0,56. A adição da inflação defasada como variável alternativa na função de reação não foi considerada importante. Adicionando novamente o crescimento monetário como variável alternativa, verifica-se que o valor do seu coeficiente passa de 0,53 (período inicial) para 0,21 e o coeficiente do hiato de inflação aumenta de 1,05 para 1,26.

Por fim, a figura 3 apresenta as evoluções da taxa de juros nominal derivadas das especificações básicas e da taxa de juros realmente adotadas pelo Banco da Alemanha, pelo Banco do Japão e pelo FED. Segundo Clarida, Galí and Gertler (1998, p.1050), existe uma grande aderência entre estas curvas para os três países, no período da amostra considerado.

A metodologia utilizada pelos autores para realizar as estimativas dos parâmetros dos modelos para o grupo E3 também foi o GMM, sendo os dados da amostra com periodicidade mensal. Foram considerados o índice de preços ao consumidor para medida da inflação, o índice de produção industrial para medida do produto e a taxa de juros adotada no empréstimo entre bancos como instrumento de política monetária. Os instrumentos considerados são semelhantes aos utilizados para o Banco da Alemanha e para o Banco do Japão, com exceção da inflação defasada e do crescimento monetário que não constam das funções de reação.

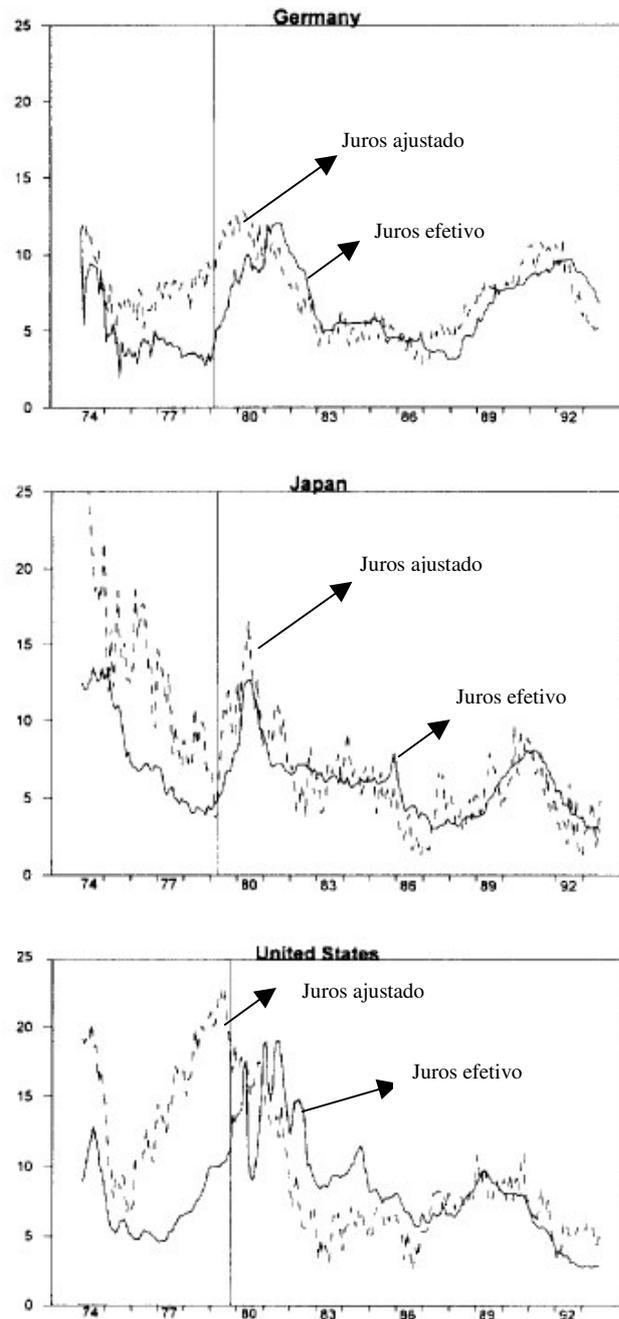


Figura 3 – Evolução da taxa de juros nominal dos países do grupo G3

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1051)

As estimativas das funções de reação para o Banco da Inglaterra estão apresentadas na tabela 9 em anexo. Os instrumentos utilizados no método de estimação incluem valores defasados de 1-6,9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal, logaritmo da taxa de câmbio real libra/marco alemão e taxa de juros básica do Banco Alemão.

A primeira linha da tabela apresenta os resultados para a especificação básica. Segundo os autores, poder-se-ia concluir, à primeira vista, que o Banco da Inglaterra não praticou uma política agressiva em relação ao controle da inflação, já que o valor de  $\beta$  é ligeiramente inferior à unidade. Entretanto, segundo os autores, a grande magnitude do valor de  $\alpha$  sugere que possa haver algum erro de especificação, corroborado pelo fato de que o valor estimado da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, calculada a partir de um valor de meta de inflação igual à considerada para o Banco da Alemanha (2%), é de 5,72, valor este considerado excessivo. A adição da taxa básica de juros do Banco da Alemanha como variável alternativa acarreta uma redução nos valores de  $\alpha$  e  $\beta$ . O coeficiente desta variável é significativo e de grande magnitude. Considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induziria um aumento de 0,60% na taxa de juros básica do Banco da Inglaterra. A taxa de câmbio real libra/marco alemão não é considerada importante na função de reação, possuindo um valor de reduzida magnitude, apesar de significativo estatisticamente a 5%.

As estimativas das funções de reação para o Banco da França estão apresentadas na tabela 10 em anexo. Os instrumentos utilizados no método de estimação incluem valores defasados de 1-6,9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal de curto prazo, logaritmo da taxa de câmbio real franco/marco alemão e taxa de juros básica do Banco Alemão.

A primeira linha da tabela apresenta os resultados estimados dos parâmetros para a especificação básica. O coeficiente do hiato de inflação é superior à unidade e superior ao coeficiente estimado para o Banco da Inglaterra, sugerindo uma política um pouco mais agressiva em relação ao controle da inflação. Entretanto, como no caso anterior, o valor de  $\alpha$  é de grande magnitude, o que pode significar erro na especificação. O fato de a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo estimada ser 6,01, para um valor de meta de inflação também de 2%, reforça a suspeita dos autores. A adição da taxa de juros básica alemã na função de reação acarreta uma sensível redução nos valores de  $\alpha$  e  $\beta$ . O efeito dessa variável é ainda maior do que no caso do Banco da Inglaterra. Considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induz um aumento de 114 pontos na taxa de juros básica do Banco da França. A adição da taxa de câmbio real franco/marco alemão faz com que o valor de  $\alpha$  seja ainda superior ao valor da

especificação básica, sugerindo, provavelmente, erro na especificação, a despeito da grande magnitude tanto do seu coeficiente quanto do coeficiente do hiato de inflação.

As estimativas das funções de reação para o Banco da Itália estão apresentadas na tabela 11 em anexo. Os instrumentos utilizados incluem valores defasados de 1-6,9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: hiato do produto, inflação, diferença logarítmica do índice de preços de uma *commodity* mundial, taxa de juros nominal de curto prazo, logaritmo da taxa de câmbio real lira/marco alemão e taxa de juros básica do Banco da Alemanha.

A primeira linha da tabela apresenta os resultados da estimativa dos parâmetros para especificação básica. Segundo os autores, o valor de  $\beta$ , ligeiramente menor que a unidade, denota, a priori, que o Banco da Itália não praticou uma política agressiva em relação ao controle da inflação no período. Entretanto, este resultado também tem que ser avaliado com cuidado, pois o valor de  $\alpha$  é de grande magnitude, o que sugere erro de especificação, fato este corroborado pelo valor estimado de 6,94% para o juros real de equilíbrio, para um valor de meta de inflação de 2%, valor considerado excessivo pelos autores. Adição da taxa de juros básica alemã é bastante representativa, acarretando uma ligeira redução no valor de  $\alpha$  e acentuado no valor de  $\beta$ . Considerando-se constante a expectativa de inflação e do produto, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros alemã induz um aumento de 59 pontos na taxa de juros básica do Banco da Itália, praticamente idêntico àquela ocorreu para o Banco da Inglaterra. A taxa de câmbio real lira/marco alemão não foi considerada importante na função de reação, possuindo um coeficiente de reduzida magnitude e com sinal invertido.

Os gráficos da figura 4 apresentam as evoluções do juros nominal e da inflação adotados nesses 3 países ao longo de um período que inclui o período das amostras. Percebe-se que antes do ponto inicial da amostra, os valores da taxa nominal de juros adotadas pelos Bancos Centrais raramente eram superiores aos valores de inflação, gerando taxas de juros real nulas ou mesmo negativas, propiciando assim a manutenção de elevados valores de inflação. No período das amostras, acontece justamente o contrário, o valor da taxa nominal de juros foi bem superior ao valor da inflação vigente, o que acarretou menores taxas de inflação.

Os gráficos da figura 5 apresentam a evolução dos valores do juros real adotados pelos Bancos Centrais dos países do grupo E3 e pelo Banco da Alemanha. Os autores perceberam que os países do grupo E3 praticaram juros real bastante altos, sendo a política de juros praticada pelo Banco da França muito próxima à realizada pelo Banco da Alemanha, no mesmo período. Já os gráficos da figura 6, apresentam para o período 1983-1995, a evolução

do juro nominal efetivamente adotado nos países do E3 em conjunto com o juro nominal que seria adotado em cada um desses países se tivessem seguido a política monetária do Banco da Alemanha.

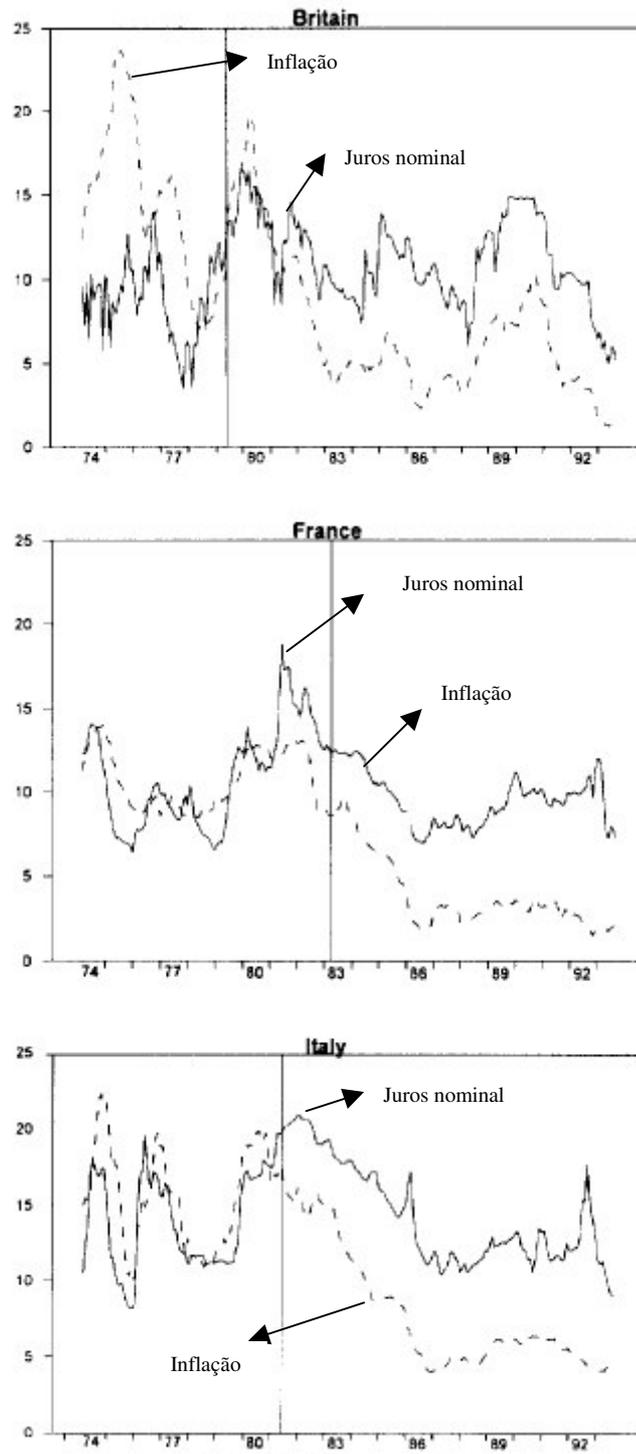


Figura 4 – Evolução da taxa de juro nominal e da inflação dos países do grupo E3 para o período 1974-1993

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1053)

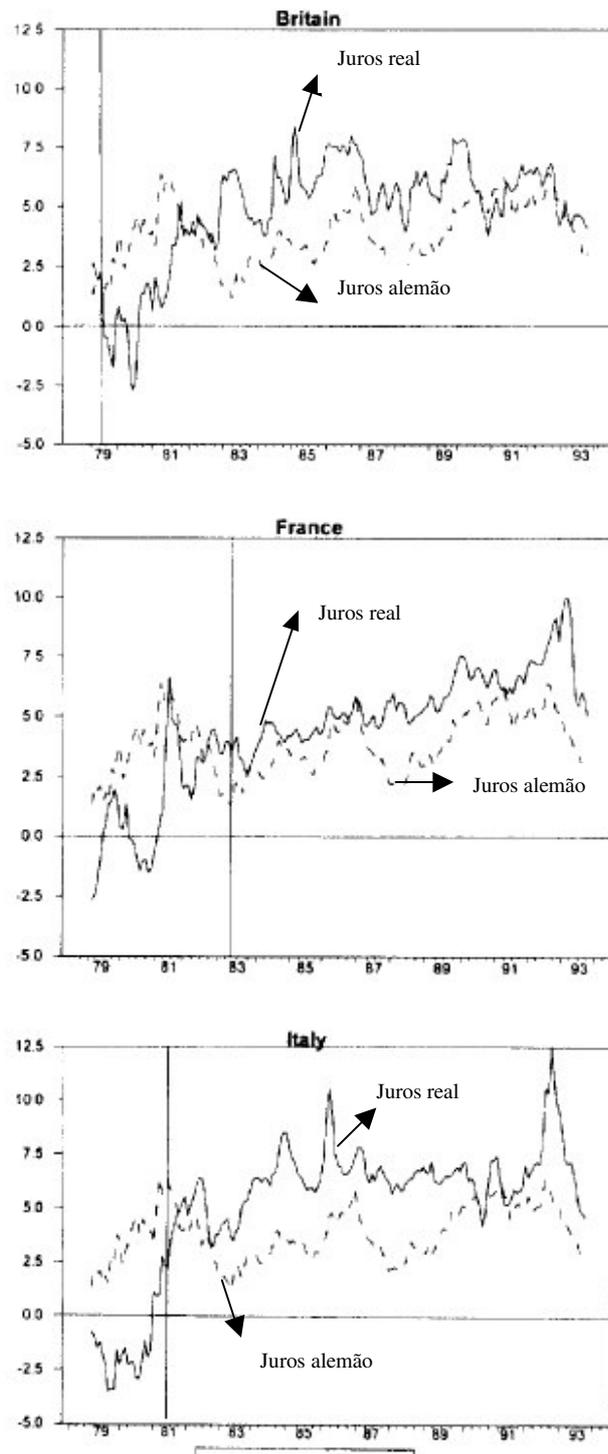


Figura 5 – Evolução da taxa de juros real dos países do grupo E3 e da Alemanha para o período 1974-1993

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1056)

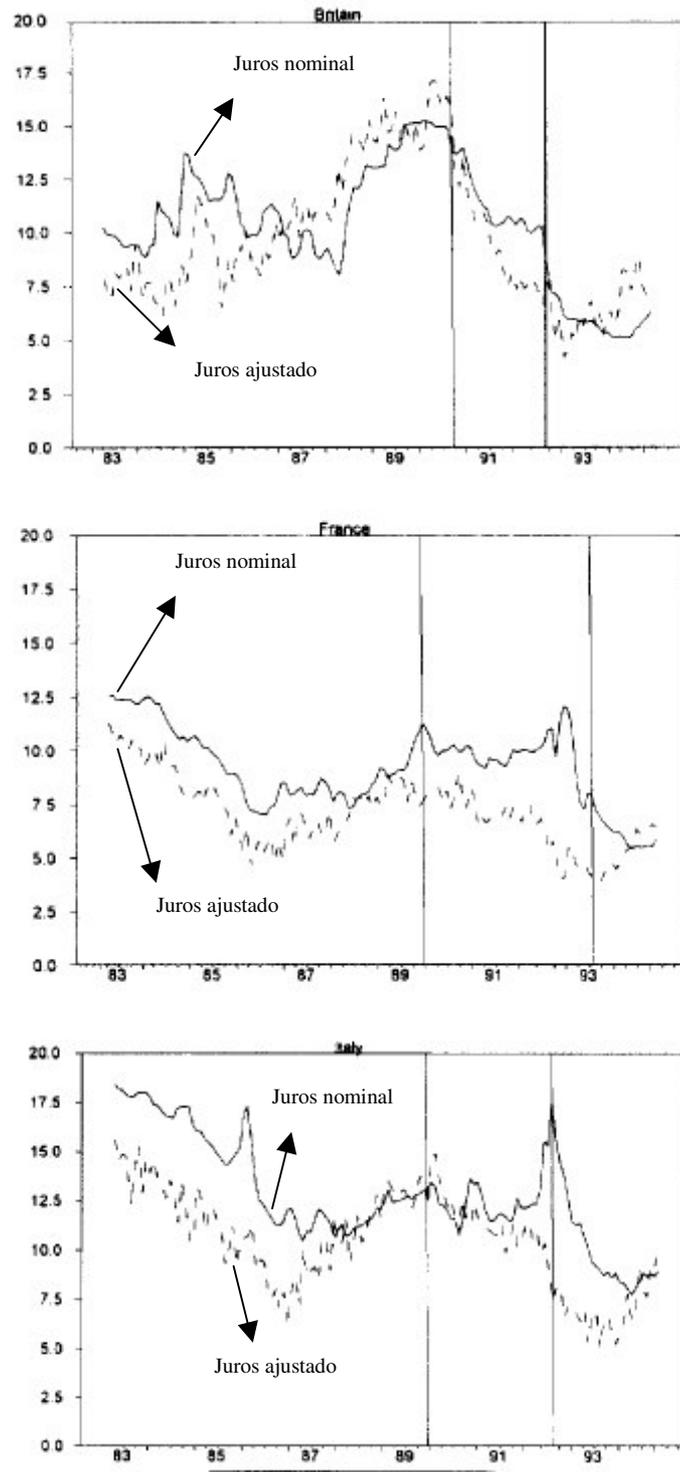


Figura 6 – Evolução da taxa de juros nominal dos países do grupo E3 com base na regra de política monetária alemã

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1059)

## 4.2 Países emergentes

Mohanty e Klau (2004) avaliaram o comportamento da política monetária de treze Bancos Centrais de países emergentes. Os países considerados foram os seguintes: Índia, Coréia, Filipinas, Taiwan, Tailândia, Brasil, Chile, México, Peru, República Tcheca, Hungria, Polônia e África do Sul. Cabe ressaltar, que dos treze países abordados por ocasião do estudo, somente Índia e Taiwan ainda não tinham implementado o sistema de metas de inflação.

Esta tarefa foi realizada através da estimativa das funções de reação desses bancos, que considera a taxa de juros nominal como instrumento da política monetária (variável dependente). O objetivo principal era constatar empiricamente se os bancos dos países emergentes reagem à inflação, ao hiato do produto e à variação da taxa de câmbio real, consideradas como variáveis explicativas do modelo.

As tabelas 12 e 13 resumem as principais estatísticas tanto da variável dependente quanto das variáveis explicativas, calculadas com base em dados trimestrais para o período 1995-2002. Através da tabela 12, verifica-se que, em muitos países, a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação é altamente positiva<sup>7</sup>, sendo o valor, no caso do Brasil, igual a 0,61. Verificou-se também que, com exceção do Chile, a correlação entre a taxa de juros nominal e a taxa de câmbio<sup>8</sup> é negativa, sendo o valor no caso do Brasil igual a -0,08. Já a correlação entre a taxa de juros nominal e o hiato do produto é, na maioria dos países, positiva. Entretanto, segundo os autores, é teoricamente surpreendente o resultado negativo encontrado no caso do México, Hungria e África do Sul.

Os indicadores de volatilidade são apresentados na tabela 13, através do desvio-padrão das variáveis. Os autores constataram que os países que apresentam maior volatilidade na taxa de juros nominal são aqueles que possuem histórico de grande variação no índice de preços e na taxa de câmbio. Sendo assim, a América Latina com seu passado recente de hiperinflação e desvalorização cambial, apresenta uma maior volatilidade da taxa de juros nominal, quando comparado com os países da Ásia e da Europa. Dentre as variáveis consideradas, o hiato do produto é o que apresenta menor volatilidade. Mohanty e Klau (2004) resumem esta investigação preliminar concluindo que a taxa de juros nominal possui uma estreita correlação tanto com a taxa de inflação quanto com a taxa de câmbio. Já no caso do hiato do produto, a correlação se mostrou ambígua no período considerado.

---

<sup>7</sup> Índia, Filipinas e África do Sul são considerados exceções por apresentarem coeficientes de correlação abaixo de 0,5.

<sup>8</sup> A desvalorização cambial está relacionado com o aumento na taxa de juros nominal.

Com o intuito de atingir o propósito descrito acima, foram estimadas três funções de reação. A primeira especificação (equação (4.14)), considerada básica, é uma função de reação *backward-looking* que reage ao nível da taxa de inflação, ao nível do hiato do produto e à variação da taxa de câmbio. Entretanto, a segunda (equação (4.15)), apesar de *backward-looking*, reage aos desvios da taxa de inflação e da taxa de câmbio em relação aos seus valores de referência (metas), de modo a testar a robustez da função de reação inicial quanto à alteração na especificação. A metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros dessas especificações foi o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Por fim, a terceira (equação (4.16)) é uma versão *forward-looking* da primeira função de reação, ou seja, reage às expectativas das variáveis, assumindo que a política monetária antecipa os efeitos ao invés de ser reativa. Esta última versão teve como intuito testar a robustez da especificação básica quanto à alteração na especificação e à utilização de métodos alternativos de estimação. A metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros dessa última especificação foi o método dos momentos generalizados (GMM), usando como instrumentos: valores defasados da taxa de juros nominal e valores correntes e defasados do crescimento monetário, do crescimento das exportações, da taxa de câmbio e do hiato do produto.

Os dados utilizados nas equações (4.14) e (4.15) são trimestrais, sendo o ponto inicial o ano de 1995, e o ponto final o ano de 2002. Já no caso da equação (4.16), os dados utilizados são mensais, sendo o período da amostra de 1998 a 2002. Nesses três modelos, a taxa de juros nominal foi utilizada como variável dependente. No caso das equações (4.14) e (4.15), o produto potencial foi derivado através da utilização de um filtro HP aplicado à série do produto real. Já na equação (4.16), utilizou-se o índice de produção industrial como *proxy* para o produto real. A meta de inflação na equação (4.15) foi obtida a partir da utilização do filtro HP aplicado à série da taxa de inflação, e no caso da equação (4.16), utilizou-se os valores de meta anunciados pelos respectivos Bancos Centrais.

A especificação básica possui a seguinte forma:

$$i_t = \delta_0 + \delta_1 \pi_t + \delta_2 y_t + \delta_3 \Delta x_{r_t} + \delta_4 \Delta x_{r_{t-1}} + \delta_5 i_{t-1} \quad (4.14)$$

onde:

$i$  - taxa de juros nominal;

$\pi$  - taxa de inflação anual;

$y$  - desvio percentual entre o produto real e o produto potencial;

xr - logaritmo da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização);

$\Delta$  - operador de primeira diferença.

Os resultados das estimativas estão apresentados na tabela 14 em anexo. Segundo os autores, os resultados apresentados na tabela 14 sugerem que a função reação, descrita na equação (4.14), explica muito bem o comportamento em termos de política monetária dos países emergentes considerados neste estudo. Os valores de  $R^2$  são todos superiores a 0,70. As funções de reação estimadas são livres de problemas de autocorrelação de resíduos. A maioria dos coeficientes apresenta sinal correto. Entretanto, alguns coeficientes não são significativos estatisticamente ao nível de 5%. De acordo com a figura 7, verifica-se que o resultado da regressão para o Brasil e África do Sul, com base na especificação básica, são pouco precisos. No caso do Brasil, a regra recomenda valores de taxa nominal de juros notadamente superiores aos estipulados pelo BACEN, a partir da desvalorização cambial de 1999. Os resultados evidenciam, também, que o instrumento de política monetária nos países emergentes é ajustado de maneira gradual ao invés de instantânea, conforme pode ser verificado pelos valores dos coeficientes de amortecimento da taxa de juros nominal apresentado na tabela 14.

Conforme pode ser constatado na tabela 15, em anexo, aproximadamente 50% dos valores do coeficiente de inflação de longo prazo são superiores à unidade, evidenciando, segundo os autores, que não houve acomodação em termos do controle da inflação por parte dos países emergentes naquele período. Com exceção feita ao Brasil, cujo valor do coeficiente de inflação de longo prazo estimado é 0,29, a maioria dos países da América Latina e da Ásia apresentam valores superiores aos valores dos países da Europa Central.

Os seguintes países apresentam valores significativos ao nível de 5% para o hiato do produto: República Tcheca, Índia, Coréia, México, Polônia, Taiwan e Tailândia. Nos outros países, o coeficiente não apresenta significância estatística para o mesmo nível. Entretanto, os autores ressaltam que o estimador do hiato do produto pode ser viciado, devido a dificuldade na medida de valores adequados para este desvio. Verifica-se também que, com exceção feita ao Chile, o coeficiente de longo prazo para o hiato do produto é maior nos países da América Latina e Europa Central do que no caso dos países asiáticos. Estes resultados, segundo os autores, revelam a participação de outras políticas, como a fiscal na estabilização do produto. Eles citam que, nos países asiáticos, após a crise monetária de 1997-98, a política fiscal passou a ter um importante papel, reduzindo a necessidade de uma resposta mais agressiva da política monetária em relação ao hiato do produto. De maneira contrária, estudos sugerem que

o papel da política fiscal nos países da América Latina foi extremamente fraco nesse período, necessitando, portanto, de uma maior ação do Banco Central desses países, no que diz respeito à estabilização do produto.

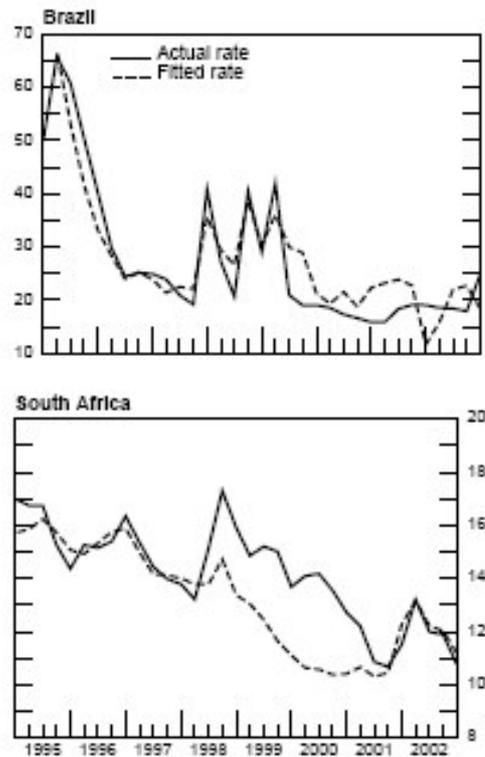


Figura 7 – Evolução da taxa de juros nominal efetivo e do juros ajustado pela regra

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.31)

Em relação à variação da taxa de câmbio, o coeficiente dessa variável apresenta sinal correto e é significativo para a maioria dos países. Já no caso do coeficiente de variação defasada da taxa de câmbio, alguns países apresentam coeficiente positivo, o que evidenciaria reversão no sentido de alteração da taxa de juros. Entretanto, em nenhum desses casos o coeficiente é estatisticamente significativo a 5%. Por outro lado, segundo os autores, os países que apresentam valor negativo e significativo para este coeficiente (Coreia, Índia, México, Peru, Tailândia e África do Sul), indicam um alto grau de persistência de choque na taxa de câmbio.

A estimativa, no caso do Chile, apresenta sinais invertidos para os valores dos coeficientes da variação da taxa de câmbio atual e defasada. Entretanto, estes coeficientes

possuem a mesma magnitude, sugerindo que a política econômica naquele país não respondeu às flutuações na taxa de câmbio no período em questão.

Por fim, as últimas conclusões dos autores dizem respeito à participação das variáveis explicativas na volatilidade da taxa de juros nominal no período da amostra. Segundo a tabela 16, os resultados sugerem que a variação da taxa de câmbio é o principal fator causador da volatilidade na taxa de juros nominal, tendo participação bem superior comparativamente com a inflação e com o hiato do produto. Esse resultado também é válido no caso na contribuição para a média da taxa de juros do período do estudo.

Conforme descrito anteriormente, a especificação apresentada na equação (4.15) é baseada nos desvios da inflação e da taxa de câmbio em relação às suas metas, e possui a seguinte forma:

$$i_t = \theta_0 + \theta_1(\pi_t - \pi^*) + \theta_2 y_t + \theta_3(xr_t - xr_t^*) + \theta_4(xr_{t-1} - xr_{t-1}^*) + \theta_5 i_{t-1} \quad (4.15)$$

onde:

$i$  - taxa de juros nominal;

$\pi$  - taxa de inflação anual;

$\pi^*$  - meta de inflação;

$y_t$  - desvio percentual entre o produto real e o produto potencial;

$xr$  - logaritmo da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização);

$xr^*$  - tendência do logaritmo da taxa de câmbio real efetiva, obtida a partir do filtro HP.

Os resultados das estimativas estão apresentados na tabela 17 em anexo. Os sinais e magnitudes dos parâmetros apresentados na tabela 17 praticamente não diferem dos apresentados na tabela 14. Entretanto, houve um ligeiro decréscimo na significância dos parâmetros. Com exceção da África do Sul e do México, as respostas da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto, apresentadas na tabela 17, declinaram em relação à especificação básica (tabela 14). No que diz respeito aos coeficientes da taxa de câmbio corrente e defasada, a maioria deles é significativo e possui sinal correto. Estes resultados, segundo os autores, reforçam a importância dos choques da taxa de câmbio e da resposta dos Bancos Centrais considerados a este parâmetro no período em questão, conforme ocorrida na especificação básica.

Conforme citado anteriormente, a equação (4.16) é uma especificação baseada nas expectativas das variáveis explicativas e possui a seguinte forma:

$$i_t = \delta_0 + \delta_1\pi_t + \delta_2y_t + \delta_3\Delta xr_t + \delta_4\Delta xr_{t-1} + \delta_5i_{t-1} \quad (4.16)$$

onde:

$i$  - taxa de juro nominal;

$\pi$  - taxa de inflação anual;

$y$  - desvio percentual entre o produto real e o produto potencial;

$xr$  - logaritmo da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização);

$\Delta$  - operador de primeira diferença.

Os resultados das estimativas estão apresentados na tabela 18 em anexo. Segundo os autores, os resultados apresentados nesta tabela confirmam os resultados estimados anteriormente e apresentados na tabela 14, indicando a robustez do modelo básico quanto à alteração na especificação e no método de estimação para países emergentes. Entretanto, alguns casos de sinais trocados e de variação na magnitude dos coeficientes são observados.

Com base nas evidências empíricas anteriormente citadas, Mohanty e Klau (2004) finalmente concluíram que:

- os bancos centrais de alguns dos países estudados respondem agressivamente à inflação, conforme pode ser constatado através dos valores do coeficiente de inflação de longo prazo superior à unidade.
- a maioria dos países considera a estabilização da taxa de câmbio como um objetivo de política monetária, sendo inclusive a resposta da taxa de juros em relação a essa variável superior à verificada em relação à inflação e ao hiato do produto.

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002) estimaram funções de reação para o Banco Central do Brasil (BACEN), com base na especificação apresentada abaixo:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) (\alpha_0 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 D_t) \quad (4.17)$$

onde:

$i_t$  - taxa básica de juros (*selic*);

$y_{t-1}$  - hiato do produto defasado;

$D_t$  - desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta;

A taxa de juros nominal é função do hiato do produto defasado, do desvio da expectativa de inflação da sua meta e da taxa de juros defasada.

A amostra é formada por dados mensais de julho de 1999 a junho de 2002. O índice da produção industrial ajustado sazonalmente foi utilizado como *proxy* para o produto real. O hiato do produto foi obtido através do desvio percentual entre o produto real e o produto potencial, sendo este último extraído da utilização do filtro HP na série dos índices da produção industrial<sup>9</sup>. Foram utilizadas duas medidas de expectativa de inflação: a expectativa de inflação estimada pelo BACEN e divulgada nos seus relatórios trimestrais e as expectativas de inflação do mercado (instituições financeiras e firmas de consultorias).

Para o cálculo do desvio da expectativa de inflação da sua meta, foi utilizada a formulação apresentada na equação 4.18.

$$D_t = (12 - t)/12 (E_t\pi_j - \pi_j^*) + t/12 (E_t\pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*) \quad (4.18)$$

onde:

$D_t$  - desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta;

$t$  - índice correspondente ao mês;

$j$  - índice correspondente ao ano;

$E_t\pi_j$  - expectativa do mês  $t$  para inflação do ano  $j$ ;

$\pi_j^*$  - meta de inflação do ano  $j$ ;

$E_t\pi_{j+1}$  - expectativa do mês  $t$  para inflação do ano  $j + 1$ ;

$\pi_{j+1}^*$  - meta de inflação do ano  $j + 1$ .

Os autores concluíram que este desvio é uma média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte, sendo os valores dos pesos inversamente proporcionais ao número de meses que restam para terminar o ano corrente.

Os resultados das estimativas da equação (4.17) estão apresentados na tabela 19. A estimativa apresenta problemas de correlação serial de resíduos quando se utiliza somente a primeira defasagem da taxa de juros. Este problema foi corrigido através da inclusão também da segunda defasagem da taxa de juros. Os resultados indicam que o BACEN ajusta a taxa

*selic* de maneira bem gradual, o que pode ser constatado pelos valores dos coeficientes de amortecimento da ordem de 0.8. O coeficiente do hiato do produto não é significativo estatisticamente quando se utilizam as expectativas de inflação de mercado e possui sinal invertido quando se utilizam as expectativas de inflação do BACEN. Os valores dos coeficientes dos desvios das expectativas de inflação em relação às metas de inflação (1.84 e 1.42) são significativos e bem superiores à unidade. A taxa de câmbio não apresenta significância estatística quando inserida como variável explicativa na função de reação.

Minella et al. (2002) concluíram com base nas evidências empíricas que, no período considerado no estudo, o BACEN teve uma postura *forward-looking* e respondeu agressivamente aos desvios entre as expectativas de inflação e a sua meta.

Holland (2005) estimou uma função de reação para o BACEN a partir da implementação do sistema de metas de inflação. Este trabalho teve como intuito verificar empiricamente se os Bancos Centrais de países emergentes como o Brasil, e que estão sob o regime de câmbio flutuante, respondem aos choques de câmbio através do seu instrumento de política monetária. Segundo o autor, este questionamento é bastante plausível, uma vez que existem muitos pesquisadores atuais que acreditam que alguns países emergentes sofrem de *fear of floating*, ou seja, utilizam-se de mecanismos tais como o manejo da taxa básica de juros para controlar a volatilidade da taxa de câmbio, mesmo em regime de câmbio flutuante.

A função de reação estimada foi baseada no modelo *forward-looking* sugerido por Clarida, Galí e Gertler (1998), já apresentado nesta dissertação. Neste modelo, a taxa básica de juros ( $r_t$ ) é uma função das expectativas de inflação ( $\pi_{t+n}$ ) e do hiato do produto ( $x_t$ ), além da taxa de câmbio real ( $z_t$ ), conforme apresentado no modelo empírico da equação (4.19).

$$r_t = (1 - \rho) [ \alpha + \beta E[\pi_{t+n} / \Omega_t] + \gamma E[x_t / \Omega_t] + \xi E[z_t / \Omega_t] ] + \rho r_{t-1} + v_t \quad (4.19)$$

A amostra de dados utilizada é mensal, compreendendo o período de 1999:07 a 2005:01. A taxa de juros utilizada é a taxa básica de juros (*selic*) do BACEN. A taxa de inflação utilizada é a expectativa de mercado levantada periodicamente pelo BACEN, para o IPC dos doze meses seguintes. Para a obtenção da série do produto real, utilizou-se como *proxy* a série do índice de produção industrial (ajustada sazonalmente). O produto potencial foi obtido através da suavização do produto real a partir da utilização de um filtro HP. A taxa

---

<sup>9</sup> Segundo os autores, estimativas para o hiato do produto considerando-se o crescimento do produto e a utilização de uma tendência linear para o produto potencial, também foram realizadas. Entretanto, os resultados foram similares.

de câmbio real foi obtida através da deflação da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) a partir do índice de preços ao consumidor (IPC – Brasil) e do índice de preços por atacado (WPI – Estados Unidos).

A metodologia utilizada para estimativa dos parâmetros da função de reação foi o método dos momentos generalizados (GMM). Os instrumentos utilizados foram valores defasados de 1-6, 9 e 12 períodos, das seguintes variáveis: taxa básica de juros (*selic*), índice de preços ao consumidor (IPC), índice de produção industrial e a depreciação da taxa de câmbio real. Os resultados alcançados estão apresentados na tabela 20 em anexo.

Holland (2005) concluiu, com base nas evidências apresentadas na tabela 20, que o BACEN tem tido uma postura agressiva em relação ao controle da inflação, o que pode ser constatado através dos valores dos coeficientes de inflação ( $\beta$ ) bem superiores à unidade e bastante significativos estatisticamente. Percebeu-se também que os valores de  $\beta$  são influenciados pelo método de cálculo do produto potencial. Quando se utiliza o método da tendência linear, os valores são superiores aos encontrados quando se utiliza o filtro HP. Os valores dos coeficientes do hiato do produto (negativos), contrariam, a priori, o preconizado na teoria econômica. Entretanto, o autor alega que essa aparente contradição é causada pela crise energética ocorrida no período em questão. Os valores dos coeficientes da depreciação do câmbio real ( $\xi$ ) encontrados não são significativos estatisticamente, sugerindo, segundo o autor, que a política monetária brasileira não responde à depreciação na taxa de câmbio real. Por fim, Holland (2005) testou as variáveis “taxa de juros básica do FED” e “taxa de inflação americana”, de forma a verificar se a política monetária americana é uma restrição externa à nossa política, mas não encontrou resultados significativos.

## 5 ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS E ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS

### 5.1 Introdução

Este capítulo define as especificações dos modelos econométricos para a função de reação do BACEN, estima seus parâmetros e avalia os resultados alcançados. Com o intuito de escolher os modelos mais apropriados para representarem o comportamento da política monetária brasileira, a partir da implantação do sistema de metas de inflação, foram estimadas, inicialmente, várias especificações baseadas nos modelos apresentados nos estudos econométricos. Os critérios utilizados para a seleção dos modelos mais promissores foram os seguintes: a significância estatística dos parâmetros estimados, a magnitude dos parâmetros, a coerência dos sinais dos parâmetros de acordo com a teoria econômica, a inexistência de correlação de resíduos na regressão, o alto coeficiente de determinação e a estacionariedade das séries temporais representativas das variáveis dos modelos.

Com base nas conclusões obtidas a partir das inúmeras estimativas realizadas, decidiu-se trabalhar com os modelos apresentados nos próximos itens.

### 5.2 Especificação dos modelos econométricos

Os modelos econométricos são baseados numa versão *forward-looking* da regra de Taylor, ou seja, considera-se nas suas especificações a expectativa de inflação ao invés da inflação corrente ou passada, à semelhança do modelo apresentado por Clarida, Galí e Gertler (1998), e serão especificados de acordo com a equação (5.1).

$$i_t^* = r^* + \pi_t^* + (1+\lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \lambda_2 y_t + \lambda_3 y_{t-1} + \lambda_4 (\Delta x_{rt} - \Delta x_{rt-1}) \quad (5.1)$$

sendo:

$i_t^*$  - meta de taxa de juros nominal;

$r^*$  - taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo;

$\pi_t^*$  - meta de inflação;

$\pi_{t+n}$  - expectativa de inflação;

$y_t$  - hiato do produto;

$y_{t-1}$  - hiato do produto defasado;

$xr_t$  - variação da taxa de câmbio real de equilíbrio;

$xr_{t-1}$  - variação da taxa de câmbio real de equilíbrio defasada.

A dinâmica de ajustamento, baseada em Judd e Rudebusch (1998), supõe que a variação da taxa de juros depende do hiato entre a meta de juros desejada pelo Banco Central e a taxa de juros do período anterior, e da variação de taxa de juros no período passado, ou seja:

$$\Delta i_t = \gamma(i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (5.2)$$

Combinando-se as equações (5.1) e (5.2), obtém-se:

$$\Delta i_t = \alpha - \gamma(i_{t-1} - \pi_t^*) + \gamma(1 + \lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \gamma\lambda_4(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (5.3)$$

sendo:

$$\alpha = \gamma r^*; \Delta i_t = i_t - i_{t-1}; \text{ e } \Delta i_{t-1} = i_{t-1} - i_{t-2}$$

Quando se admite que a taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo ( $r^*$ ) varia com o tempo, a equação (5.3) transforma-se em:

$$\Delta i_t = -\gamma(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \gamma(1 + \lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \gamma\lambda_4(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (5.4)$$

sendo:

$\Delta i_t$  - primeira diferença da taxa de juros nominal;

$\Delta i_{t-1}$  - primeira diferença da taxa de juros nominal defasada;

$i_{t-1}$  - taxa de juros nominal defasada;

$r_t^*$  - taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo.

Estes modelos incluem, além dos hiatos da inflação e do produto, a variação da taxa de câmbio real de equilíbrio como variável alternativa. Entretanto, cabe ressaltar que os modelos sugeridos neste trabalho diferem dos apresentados por Judd e Rudebusch (1998) e Clarida, Galí e Gertler (1998), principalmente por considerarem, em alguns casos, tanto a meta de inflação quanto a taxa de juros real de equilíbrio variáveis no tempo. No que se refere à meta de inflação, optou-se nesta dissertação por considerá-la variável explicativa, uma vez que no caso da política monetária brasileira tem-se metas de inflação explícitas e que variam ao longo do tempo. Já a taxa de juros real de equilíbrio, é considerada uma constante na equação (5.3) e variável no tempo na equação (5.4). No caso da equação (5.4), utiliza-se a soma entre o juros real do FED e o risco-país como *proxy* para a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo brasileira.

### 5.3 Descrição das variáveis e dos dados.

A variável dependente em todos os modelos estimados é a primeira diferença da taxa de juros nominal ( $\Delta i_t$ ). A taxa de juros nominal considerada é a taxa básica de juros da economia brasileira (taxa *selic*)<sup>10</sup>, estabelecida pelo BACEN durante as reuniões do COPOM. A série de dados mensais representativa dessa variável foi obtida através do *site* do BACEN, no seguinte endereço: [www.bcb.gov.br/?COPOMJUROS](http://www.bcb.gov.br/?COPOMJUROS). Esta variável é considerada no modelo em termos de taxa percentual anual (% ao ano).

O índice de preços considerado nos modelos para medida de inflação é o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA)<sup>11</sup>, cujo cálculo é de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Este índice foi escolhido pelo CMN como referência para o sistema de metas de inflação. Cabe ressaltar, entretanto, que os modelos trabalham com expectativas de inflação ao invés de inflação corrente ou passada. A forma de cálculo do desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta depende do modelo em questão. Foram utilizadas duas metodologias para o cálculo do desvio: a primeira é baseada na expressão de desvio apresentado em Minella et al. (2002) e descrito na equação (4.18); a segunda baseia-se no desvio simples entre a expectativa de inflação de mercado para os

---

<sup>10</sup> Para maiores informações a respeito da descrição da taxa *selic*, acessar o seguinte *site*: [www.bcb.gov.br/?SELICDESCRICA0](http://www.bcb.gov.br/?SELICDESCRICA0).

<sup>11</sup> O IPCA é calculado pelo IBGE desde 1980 e mede as variações de preços ao consumidor nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Brasília e no município de Goiânia. Este índice reflete a variação dos preços das cestas de consumo de famílias com recebimento mensal de 1 a 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de renda.

próximos doze meses e a meta de inflação, tal como utilizado em Clarida, Galí e Gertler (1998). As séries de dados mensais representativas das expectativas de inflação foram obtidas através do *site* do BACEN, no seguinte endereço: [www4.bcb.gov.br/pec/expectativas/series/port/r.asp](http://www4.bcb.gov.br/pec/expectativas/series/port/r.asp). É importante destacar a diferença entre as séries de dados representativas das expectativas de inflação utilizadas em cada uma das metodologias descritas acima. No caso do cálculo do desvio baseado em Minella et al. (2002), para cada período considera-se a expectativa de inflação do ano corrente e do ano seguinte. Já no caso de Clarida, Galí e Gertler (1998), para cada período considera-se a expectativa de inflação nos próximos doze meses. O hiato de inflação é considerado nos modelos em termos de taxa percentual anual (% ao ano).

Conforme apresentadas sucintamente no capítulo 2, as metas de inflação são estabelecidas pelo CMN. Este órgão estipula no ano  $t$  a meta de inflação e seu intervalo de variação (acima ou abaixo do centro da meta), a ser considerada no ano  $t+2$ . Para cada mês dos anos pertencentes ao período da amostra, considerou-se como dado o centro da meta do ano correspondente. A série de dados mensais representativas dessa variável explicativa foi obtida através de consultas realizadas às resoluções constantes do *site* do BACEN, no seguinte endereço: [www.bcb.gov.br/?METASNORMA](http://www.bcb.gov.br/?METASNORMA). Esta variável é considerada nos modelos em termos de taxa percentual anual (% ao ano).

De acordo com Taylor (1993), o hiato do produto (*outputgap*) é definido como sendo o desvio percentual entre o produto real<sup>12</sup> e o produto potencial<sup>13</sup>. Com o intuito de evitar interpolações de dados, e dessa forma, aumentar a precisão das estimativas, utilizou-se a série de índices de produção industrial mensal (ajustada sazonalmente) como *proxy* para o produto real, uma vez que as séries disponíveis de produto são trimestrais ou anuais. Cabe ressaltar que esta prática é amplamente utilizada na literatura. A série dos índices de produção industrial foi obtida a partir do *site* do IBGE, no seguinte endereço: [www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br). Os dados referentes ao produto potencial foram determinados com base em duas metodologias: na primeira, obtém-se a série através da suavização do produto real, utilizando-se um filtro HP com parâmetro de suavização ( $\lambda$ ) igual 14400<sup>14</sup>; na segunda, obtém-se a série,

---

<sup>12</sup> De acordo com o relatório de inflação do BACEN de setembro/1999, o produto real é definido como sendo o valor total dos bens e serviços finais produzidos no país durante um determinado período de tempo.

<sup>13</sup> De acordo com o relatório de inflação do BACEN de setembro/1999, o produto potencial é definido como sendo o nível de produto que pode ser obtido com a plena utilização dos recursos disponíveis na economia, sem gerar pressão sobre a taxa de inflação.

<sup>14</sup> Para maiores informações, consultar “Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1997) “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16”.

assumindo-se uma variação linear para o produto potencial<sup>15</sup>. O hiato do produto é considerado nos modelos em termos percentuais.

A taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo é considerada nos modelos na forma de um desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada. Esta forma foi selecionada porque durante as várias estimativas realizadas para escolha dos melhores modelos, percebeu-se que a variável desvio se mostrou sempre altamente significativa estatisticamente, o que nem sempre ocorria quando se utilizava os valores absolutos das diferenças da variável corrente e defasada, como em Mohanty e Klau (2004, p.9). A taxa de câmbio especificada no modelo é a taxa de câmbio real efetiva (índice). A série de dados mensais representativa dessa variável foi obtida através do *site* do IPEA, no seguinte endereço: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). Esta variável é considerada nos modelos em termos percentuais.

A taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo é considerada uma constante na equação (5.3) e variável no tempo na equação (5.4). A soma entre a taxa de juros real do FED e o risco-país é utilizado como *proxy* para variável “taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo” na equação (5.4). A série de dados representativa do juros real do FED foi obtida a partir do juro nominal do FED e do índice de preços ao consumidor americano (CPI). O juros nominal do FED foi obtido através do *site* do Banco Central Americano, no seguinte endereço: [www.federalreserve.gov](http://www.federalreserve.gov). Já o índice de preços ao consumidor americano, foi obtido através do *site* do Departamento de Trabalho dos Estados Unidos, no seguinte endereço: [ftp.bls.gov/pub/news.release/History/cpi.011499.news](http://ftp.bls.gov/pub/news.release/History/cpi.011499.news). A série de dados representativa do risco-país (C-Bond) foi obtida a partir do *site* do IPEA, no endereço: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). A taxa de juro real de equilíbrio é considerada nos modelos em termos percentuais.

Os dados das variáveis consideradas nos modelos constantes do item 5.2 estão apresentados no anexo 9.15.

#### 5.4 Análise econométrica

Foram estimadas doze funções de reação<sup>16</sup>, sendo quatro baseadas no modelo apresentado na equação (5.3) e oito baseadas no modelo apresentado na equação (5.4). Os critérios para a seleção dessas funções já foram apresentadas na introdução deste capítulo. A

<sup>15</sup> A expressão utilizada para a estimativa do produto potencial é a seguinte:  $\log x_t = (a + bt) + \epsilon$ , onde  $x_t$  é o produto real, a expressão  $(a + bt)$  representa o produto potencial e  $\epsilon$  o “gap” do produto.

<sup>16</sup> Utilizou-se o programa Eviews 3.1 para a realização das estimativas dos parâmetros dos modelos.

metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros dos modelos foi o método dos mínimos quadrados de dois estágios, que exige a utilização de variáveis instrumentais. De acordo com a literatura corrente, este método é o mais adequado quando se utiliza expectativa de variáveis, de forma a eliminar os problemas decorrentes da possível correlação entre os resíduos e as variáveis explicativas, o que poderia acarretar resultados espúrios.

Além da constante, no caso dos modelos que possuem intercepto, as seguintes variáveis defasadas de um a quatro períodos foram utilizadas como instrumentos: a primeira diferença da taxa de juros nominal, o desvio entre a taxa de juros defasada e a meta de inflação ou o desvio entre a taxa de juros defasada e a soma entre a meta de inflação e a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, o desvio entre a expectativa de inflação e a meta de inflação, o hiato do produto e a variação entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada.

O programa *Eviews* ajusta a amplitude da amostra de dados em cada modelo, de acordo com a disponibilidade dos mesmos ao longo do período de referência considerado neste trabalho (1999:07 – 2005:10). Nos modelos em que o desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta foi calculado com base na expressão apresentada em Minella et al. (2002), o período da amostra de dados é: 2000:05 a 2005:10; e nos modelos em que o desvio foi calculado com base em Clarida, Galí e Gertler (1999), o período da amostra é: 2002:03 a 2005:10. Cabe ressaltar que a diferença entre as amplitudes desses dois períodos é devido à disponibilidade dos dados disponibilizados pelo BACEN em cada caso.

A estacionariedade das séries de dados foi avaliada através do teste da raiz unitária, utilizando-se o método Aumentado Dickey-Fuller (ADF). Os resultados estão apresentados no apêndice 8.2. Das treze séries avaliadas, onze são integradas de ordem zero (I(0)) e duas integradas de ordem um (I(1)), ao nível de significância de 5%.

#### 5.4.1 Modelo geral

As equações (5.5) e (5.6) apresentam as expressões com coeficiente de curto prazo para os modelos (5.3) e (5.4), respectivamente.

$$\Delta i_t = a_0 + a_1(i_{t-1} - \pi_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3y_t + a_4y_{t-1} + a_5(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + a_6\Delta i_{t-1} \quad (5.5)$$

$$\Delta i_t = a_1(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3y_t + a_4y_{t-1} + a_5(\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + a_6\Delta i_{t-1} \quad (5.6)$$

### 5.4.2 Resultados das estimativas

As tabelas 21 e 22 apresentam, respectivamente, as estimativas dos parâmetros de curto e longo prazo dos modelos.

Tabela 21 - Estimativa dos coeficientes de curto prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$\bar{R}^2$	DW	Hiato	Desvio
<b>1</b>	<b>0,95</b> (1,53)	<b>-0,10**</b> (-2,14)	<b>0,28*</b> (3,93)	<b>0,09***</b> (1,72)	-	<b>0,06*</b> (2,82)	<b>0,44*</b> (3,99)	<b>0,56</b>	<b>1,93</b>	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Minella
2	0,59 (0,95)	-0,07 (-1,57)	0,27* (3,72)	-	0,13** (2,52)	0,05** (2,27)	0,34* (2,80)	0,56	1,91	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Minella
3	0,94 (1,50)	-0,09** (-2,08)	0,24* (4,34)	0,10*** (1,64)	-	0,06* (3,38)	0,42* (3,53)	0,67	2,32	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Clarida
4	0,68 (1,06)	-0,08 (-1,63)	0,24* (4,18)	-	0,14** (2,15)	0,04** (2,25)	0,27*** (1,82)	0,64	2,26	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Clarida
<b>5</b>	-	<b>-0,04*</b> (-3,32)	<b>0,16*</b> (3,52)	<b>0,11*</b> (3,24)	-	<b>0,06*</b> (3,16)	<b>0,48*</b> (4,63)	<b>0,54</b>	<b>2,00</b>	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Minella
<b>6</b>	-	<b>-0,04*</b> (-2,63)	<b>0,12*</b> (2,83)	<b>0,11*</b> (2,78)	-	<b>0,07*</b> (3,35)	<b>0,54*</b> (5,11)	<b>0,51</b>	<b>2,03</b>	<i>Filtro HP</i>	Minella
<b>7</b>	-	<b>-0,04*</b> (-3,40)	<b>0,17*</b> (3,72)	-	<b>0,12*</b> (3,85)	<b>0,06*</b> (2,89)	<b>0,40*</b> (3,64)	<b>0,56</b>	<b>1,97</b>	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Minella
<b>8</b>	-	<b>-0,03**</b> (-2,58)	<b>0,12*</b> (2,83)	-	<b>0,14*</b> (3,37)	<b>0,06*</b> (3,09)	<b>0,45*</b> (4,21)	<b>0,53</b>	<b>2,02</b>	<i>Filtro HP</i>	Minella
9	-	-0,04* (-3,30)	0,17* (4,39)	0,15* (4,02)	-	0,07* (3,68)	0,42* (3,75)	0,66	2,35	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Clarida
10	-	-0,03** (-2,23)	0,11* (3,07)	0,15* (3,18)	-	0,07* (3,65)	0,51* (4,48)	0,62	2,37	<i>Filtro HP</i>	Clarida
11	-	-0,04* (-3,50)	0,18* (4,51)	-	0,18* (4,10)	0,06* (3,08)	0,27** (2,03)	0,64	2,24	<i>Tendência</i> <i>Linear</i>	Clarida
12	-	-0,03** (-2,36)	0,12* (3,08)	-	0,17* (3,11)	0,07* (3,23)	0,39* (2,98)	0,60	2,27	<i>Filtro HP</i>	Clarida

Notas: Os números entre parênteses são os valores da estatística  $t$  de cada parâmetro; as colunas mais a direita apresentam os métodos para o cálculo do hiato do produto e do desvio da inflação.

\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*\*\*significativo a 10%.

Tabela 22 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	$\alpha$	$\gamma$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\rho$	$r^*$
<b>1</b>	<b>0,95</b>	<b>0,10</b>	<b>1,82</b>	<b>0,92</b>	-	<b>0,55</b>	<b>0,44</b>	<b>9,46</b>
2	0,59	0,07	2,65	-	1,77	0,62	0,34	7,97
3	0,94	0,09	1,57	1,03	-	0,61	0,42	9,92
4	0,68	0,08	2,22	-	1,91	0,59	0,27	8,99
<b>5</b>	-	<b>0,04</b>	<b>2,79</b>	<b>2,49</b>	-	<b>1,47</b>	<b>0,48</b>	-
<b>6</b>	-	<b>0,04</b>	<b>2,57</b>	<b>3,23</b>	-	<b>1,97</b>	<b>0,54</b>	-
<b>7</b>	-	<b>0,04</b>	<b>2,88</b>	-	<b>2,88</b>	<b>1,28</b>	<b>0,40</b>	-
<b>8</b>	-	<b>0,03</b>	<b>2,59</b>	-	<b>3,97</b>	<b>1,76</b>	<b>0,45</b>	-
9	-	0,04	3,54	4,16	-	1,76	0,42	-
10	-	0,03	3,07	5,50	-	2,46	0,51	-
11	-	0,04	3,57	-	4,48	1,45	0,27	-
12	-	0,03	2,97	-	5,83	2,17	0,39	-

#### 5.4.3 Previsão dos valores da taxa de juros nominal

Com o intuito de validar os resultados alcançados neste trabalho, realizaram-se previsões para o valor da taxa *selic* para 2005:11 e 2005:12, utilizando-se os modelos estimados anteriormente, conforme apresentado na tabela 23 a seguir:

Tabela 23 - Previsão dos valores de taxa selic para 2005:11 e 2005:12

Modelo	Juros (%)		Erro (%)	Juros (%)		Erro (%)
	(BACEN)	(Regra)		(BACEN)	(Regra)	
	2005:11			2005:12		
<b>1</b>	<b>18,49</b>	<b>18,43</b>	<b>0,39</b>	<b>18,00</b>	<b>18,42</b>	<b>2,33</b>
2	18,49	18,27	1,19	18,00	18,24	1,33
3	18,49	18,50	0,05	18,00	18,51	2,83
4	18,49	18,36	0,70	18,00	18,35	1,94
<b>5</b>	<b>18,49</b>	<b>18,47</b>	<b>0,11</b>	<b>18,00</b>	<b>18,50</b>	<b>2,78</b>
<b>6</b>	<b>18,49</b>	<b>18,34</b>	<b>0,81</b>	<b>18,00</b>	<b>18,40</b>	<b>2,22</b>
<b>7</b>	<b>18,49</b>	<b>18,31</b>	<b>0,97</b>	<b>18,00</b>	<b>18,31</b>	<b>1,72</b>
<b>8</b>	<b>18,49</b>	<b>18,16</b>	<b>1,79</b>	<b>18,00</b>	<b>18,19</b>	<b>1,06</b>
9	18,49	18,59	0,54	18,00	18,72	4,00
10	18,49	18,38	0,60	18,00	18,52	2,89
11	18,49	18,34	0,81	18,00	18,45	2,50
12	18,49	18,13	1,95	18,00	18,25	1,39

#### 5.4.4 Avaliação das estimativas

De acordo com a tabela 21, a maioria dos parâmetros estimados em cada modelo são significativos estatisticamente a um nível de significância de 1%, sendo o restante significativo a 5% ou 10%. Os sinais dos parâmetros estão todos de acordo com a teoria econômica. As evidências empíricas indicam que somente os modelos 1, 5, 6, 7 e 8 são livres de correlação de resíduos, conforme pode ser constatado através dos valores da estatística  $h$  sugerida por Durbin-Watson<sup>17</sup> e apresentados no apêndice 8.3. Os valores do coeficiente de determinação ajustado ( $\bar{R}^2$ ) estão no intervalo de 0,50 a 0,67, indicando um ajuste razoável dos modelos<sup>18</sup>.

O valor da taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo ( $r^*$ ) foi estimado para cada um dos quatro primeiros modelos<sup>19</sup>, e possui, respectivamente, os valores apresentados a seguir: 9,46; 7,97; 9,92; e 8,99.

De acordo com a tabela 22, os coeficientes de longo prazo para inflação ( $\lambda_1$ ) possuem valores entre 1,57 e 3,57, o que sugere que o BACEN reagiu agressivamente ao hiato entre a expectativa de inflação e a sua meta no período da amostra. Os resultados também indicam que estes coeficientes são maiores nos modelos sem intercepto (5 a 12), quando se calcula este hiato com base em Clarida, Galí e Gertler (1998) do que com base em Minella et al. (2002), e são maiores nos modelos com intercepto (1 a 4), quando se calcula este hiato com base em Minella et al. (2002).

Em relação aos coeficientes de longo prazo para o hiato do produto ( $\lambda_2$ ), verifica-se que estes coeficientes são inferiores aos coeficiente do hiato de inflação ( $\lambda_1$ ) nos modelos com intercepto e superiores a estes mesmos coeficientes no modelos sem intercepto. Os resultados sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores superiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos, quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial.

O desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada de um período é uma variável significativa em todos os modelos.

<sup>17</sup> Para maiores informações, consultar “MATOS, Orlando Carneiro de. *Econometria básica: teoria e aplicações*. 3. ed. rev. e ampl. São Paulo: Atlas, 2000. 300 p”.

<sup>18</sup> O valor do coeficiente de determinação indica o grau de ajuste entre o modelo e os dados da amostra, sendo  $0 < R^2 < 1$ . Quanto maior o valor deste coeficiente maior o ajuste.

<sup>19</sup> Só é possível se recuperar o valor da taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo para os modelos com intercepto.

Todos os modelos apresentam valores altamente significativos para o coeficiente de amortecimento ( $\rho$ ), indicando que o BACEN ajusta a taxa *selic* de forma gradual, ao invés de instantânea.

Através da tabela 23, que apresenta os resultados das previsões para os valores da taxa *selic* em 2005:11 e 2005:12, verifica-se que a meta do Banco Central para estes meses são 18,49% e 18,00%, respectivamente. Para o mês de novembro, os modelos recomendam valores que variam de 18,13 a 18,59%, e para o mês de dezembro, que variam de 18,19% a 18,72%. Considerando-se como critérios de seleção do melhor modelo tanto o valor do erro<sup>20</sup> quanto a indicação de valores decrescentes nos dois meses, conclui-se que o modelo 1<sup>21</sup> é o mais adequado para representar o comportamento da política monetária brasileira no período da amostra. A curva de ajuste deste modelo está apresentada no apêndice 8.4.

Variáveis *dummies* foram testadas nos modelos com o intuito de captar os efeitos na taxa de juros básica provenientes da acentuada desvalorização cambial ocorrida nos meses anteriores às eleições presidenciais de 2002. Entretanto, não houve melhoria nem nas estimativas dos parâmetros nem nas previsões anteriormente realizadas.

#### 5.4.5 Estimativa de modelos alternativos

Além das funções de reação estimadas com base nos modelos apresentados nas equações (5.3) e (5.4), outras funções de reação foram estimadas a partir das equações (5.7) e (5.8), com o intuito de se investigar a existência de modelos mais robustos e confiáveis.

$$\Delta i_t = a_0 + a_1(i_{t-1} - \pi_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3y_t + a_4y_{t-1} + a_5\Delta xr_t + a_6\Delta xr_{t-1} + a_7\Delta i_{t-1} \quad (5.7)$$

$$\Delta i_t = a_1(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + a_2(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + a_3y_t + a_4y_{t-1} + a_5\Delta xr_t + a_6\Delta xr_{t-1} + a_7\Delta i_{t-1} \quad (5.8)$$

onde:

$$a_0 = \gamma r^*; a_1 = -\gamma; a_2 = \gamma(1+\lambda_1); a_3 = \gamma\lambda_2; a_4 = \gamma\lambda_3; a_5 = \gamma\lambda_4; a_6 = \gamma\lambda_5; e a_7 = \rho$$

Estes modelos consideram os valores absolutos da primeira diferença da taxa de câmbio real corrente ( $xr_t$ ) e da primeira diferença da taxa de câmbio real defasada de um

<sup>20</sup> O erro é definido como sendo o desvio percentual entre o valor recomendado pela regra e o valor ajustado pelo BACEN.

<sup>21</sup> Na seleção do melhor modelo, não foram considerados aqueles com problemas de autocorrelação de resíduos.

período ( $x_{t-1}$ ), ao invés de considerá-las na forma de variação ( $x_{t-1} - x_{t-2}$ ), como nos modelos anteriores.

A tabela 24 e 25 apresentam, respectivamente, as estimativas dos parâmetros de curto prazo e de longo prazo destes modelos. Com base na tabela 24, verifica-se que as estimativas para os modelos alternativos também apresentam parâmetros significativos estatisticamente e com sinais corretos. As evidências empíricas indicam que somente os modelos de 13 a 17 são livres de correlação de resíduos, conforme pode ser constatado através dos valores da estatística  $h$  sugerida por Durbin-Watson. Os valores do coeficiente de determinação ajustado ( $\bar{R}^2$ ) estão no intervalo de 0,50 a 0,70.

Através dos resultados do modelo 13, estimou-se o valor da taxa de juros de equilíbrio de longo prazo ( $r^*$ ) como sendo 8,59, valor este da mesma ordem dos valores estimados para os modelos iniciais.

De acordo com a tabela 25, os coeficientes de longo prazo para inflação ( $\lambda_1$ ) possuem valores entre 2,15 e 3,50, o que sugere que o BACEN reagiu agressivamente ao hiato entre a expectativa de inflação e a sua meta no período da amostra. Os resultados também indicam que estes coeficientes são maiores, quando se calcula este hiato com base em Clarida, Galí e Gertler (1998) do que com base em Minella et al. (2002).

Em relação aos coeficientes de longo prazo para o hiato do produto ( $\lambda_2$ ), verifica-se que estes coeficientes são superiores aos coeficiente do hiato de inflação ( $\lambda_1$ ) na maioria dos modelos. Os resultados sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores superiores de hiato do produto, comparados aos valores obtidos para o mesmo hiato, quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial.

Em mais de metade dos modelos estimados, tanto o coeficiente da variação da taxa de câmbio real corrente quanto o coeficiente da variação da taxa de câmbio real defasada de um período são significativos estatisticamente. Nos modelos restantes, somente o coeficiente de variação da taxa de câmbio real defasada é significativo.

Todos os modelos apresentam valores altamente significativos para o coeficiente de amortecimento ( $\rho$ ), indicando que o BACEN ajusta a taxa *selic* de maneira gradual, ao invés de instantânea.

Tabela 24 - Estimativa dos coeficientes de curto prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	$\bar{R}^2$	DW	Hiato	Desvio
13	<b>0,75</b> (1,08)	<b>-0,09</b> (-1,67)	<b>0,29*</b> (3,82)	<b>0,10***</b> (1,73)	-	<b>0,08**</b> (2,31)	<b>-0,05**</b> (-2,51)	<b>0,45*</b> (3,91)	<b>0,52</b>	<b>1,88</b>	<b>Tendência Linear</b>	<b>Minella</b>
14	-	<b>-0,06*</b> (-3,81)	<b>0,19*</b> (3,83)	<b>0,12*</b> (3,59)	-	-	<b>-0,06**</b> (-2,31)	<b>0,39*</b> (3,76)	<b>0,52</b>	<b>1,99</b>	<b>Tendência Linear</b>	<b>Minella</b>
15	-	<b>-0,04**</b> (-2,48)	<b>0,13*</b> (2,79)	<b>0,11**</b> (2,58)	-	<b>0,06***</b> (1,80)	<b>-0,06*</b> (-2,94)	<b>0,52*</b> (4,75)	<b>0,52</b>	<b>2,07</b>	<b>Filtro HP</b>	<b>Minella</b>
16	-	<b>-0,06*</b> (-3,92)	<b>0,19*</b> (4,06)	-	<b>0,14*</b> (4,17)	-	<b>-0,05**</b> (-2,24)	<b>0,30*</b> (2,79)	<b>0,54</b>	<b>1,99</b>	<b>Tendência Linear</b>	<b>Minella</b>
17	-	<b>-0,04*</b> (-3,02)	<b>0,14*</b> (3,09)	-	<b>0,16*</b> (3,75)	-	<b>-0,05***</b> (-1,97)	<b>0,36*</b> (3,36)	<b>0,52</b>	<b>2,15</b>	<b>Filtro HP</b>	<b>Minella</b>
18	-	-0,04* (-2,93)	0,17* (4,22)	0,16* (3,92)	-	0,06** (2,21)	-0,07* (-3,34)	0,40* (3,28)	0,66	2,34	Tendência Linear	Clarida
19	-	-0,03** (-2,07)	0,12* (2,99)	0,16* (3,04)	-	0,06** (2,20)	-0,07* (-3,23)	0,49* (3,97)	0,62	2,37	Filtro HP	Clarida
20	-	-0,04* (-2,88)	0,18* (4,20)	-	0,18* (4,03)	0,05*** (1,80)	-0,05** (-2,57)	0,26*** (1,77)	0,64	2,26	Tendência Linear	Clarida
21	-	-0,03*** (-1,93)	0,12* (2,85)	-	0,17* (3,06)	0,06** (2,03)	-0,06** (-2,60)	0,38** (2,67)	0,59	2,29	Filtro HP	Clarida

Notas: Os números entre parênteses são os valores da estatística *t* de cada parâmetro; e as colunas mais a direita apresentam o método de cálculo do produto potencial e do desvio da inflação.

\*Significativo a 1%, \*\*significativo a 5% e \*\*\*significativo a 10%.

Tabela 25 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo das funções de reação do BACEN

Modelo	$\alpha$	$\gamma$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	$\rho$	r*
13	<b>0,75</b>	<b>0,09</b>	<b>2,30</b>	<b>1,16</b>	-	<b>0,97</b>	<b>-0,61</b>	<b>0,45</b>	<b>8,59</b>
14	-	<b>0,06</b>	<b>2,35</b>	<b>2,25</b>	-	-	<b>-1,02</b>	<b>0,39</b>	-
15	-	<b>0,04</b>	<b>2,46</b>	<b>3,03</b>	-	<b>1,57</b>	<b>-1,68</b>	<b>0,52</b>	-
16	-	<b>0,06</b>	<b>2,41</b>	-	<b>2,49</b>	-	<b>-0,94</b>	<b>0,30</b>	-
17	-	<b>0,04</b>	<b>2,16</b>	-	<b>3,59</b>	-	<b>-1,08</b>	<b>0,36</b>	-
18	-	0,04	3,35	3,94	-	1,44	-1,72	0,40	-
19	-	0,03	2,94	5,21	-	2,01	-2,36	0,49	-
20	-	0,04	3,48	-	4,38	1,27	-1,33	0,26	-
21	-	0,03	3,03	-	6,00	2,10	-2,00	0,38	-

Através da tabela 26, que apresenta os resultados das previsões para os valores da taxa *selic* em 2005:11 e 2005:12, verifica-se que a meta da taxa de juros nominal do Banco Central para estes meses são 18,49% e 18,00%, respectivamente. Para o mês de novembro, os modelos recomendam valores que variam de 18,12% a 18,61%; e para o mês de dezembro

que variam de 17,90 a 18,69%. Novamente, considerando-se como critérios de seleção do melhor modelo tanto o valor do erro quanto a indicação de valores decrescentes nos dois meses, conclui-se que o modelo 16 é o mais adequado para representar o comportamento da política monetária brasileira no período da amostra. A curva de ajuste deste modelo está apresentada no apêndice 8.5.

As evidências empíricas apresentadas na tabela 24 e 25 sugerem que as alterações nos modelos propostos inicialmente não geraram alterações sensíveis tanto nos coeficientes de curto prazo quanto nos coeficientes de longo prazo. Entretanto, os valores estimados para as previsões da taxa *selic* para 2005:11 e 2005:12, com base nos modelos das equações (5.7) e (5.8), ajustam-se ligeiramente melhor aos valores efetivamente arbitrados pelo BACEN.

Tabela 26 – Previsão dos valores de taxa *selic* para 2005:11 e 2005:12

Modelo	Juros (%)	Juros (%)	Erro (%)	Juros (%)	Juros (%)	Erro (%)
	(BACEN)	(Regra)		(BACEN)	(Regra)	
	2005:11			2005:12		
<b>13</b>	<b>18,49</b>	<b>18,34</b>	<b>0,81</b>	<b>18,00</b>	<b>18,51</b>	<b>2,83</b>
<b>14</b>	<b>18,49</b>	<b>18,55</b>	<b>0,32</b>	<b>18,00</b>	<b>18,25</b>	<b>1,39</b>
<b>15</b>	<b>18,49</b>	<b>18,35</b>	<b>0,76</b>	<b>18,00</b>	<b>18,34</b>	<b>1,89</b>
<b>16</b>	<b>18,49</b>	<b>18,36</b>	<b>0,70</b>	<b>18,00</b>	<b>18,06</b>	<b>0,33</b>
<b>17</b>	<b>18,49</b>	<b>18,18</b>	<b>1,68</b>	<b>18,00</b>	<b>17,90</b>	<b>0,56</b>
18	18,49	18,61	0,65	18,00	18,69	3,83
19	18,49	18,40	0,49	18,00	18,49	2,72
20	18,49	18,34	0,81	18,00	18,42	2,33
21	18,49	18,12	2,00	18,00	18,23	1,28

## 6 CONCLUSÕES

As evidências empíricas apresentadas nesta dissertação sugerem que o BACEN ajusta a taxa básica de juros da economia (*selic*), seu instrumento de política monetária, em função de variáveis econômicas relevantes, à semelhança do enunciado em Taylor (1993). Nos modelos selecionados, a variação da taxa de juros nominal (variável dependente) relaciona-se linearmente com as seguintes variáveis explicativas: taxa de juros nominal defasada, meta de inflação, expectativa de inflação, hiato do produto corrente ou defasado, variação da taxa de câmbio real corrente e/ou defasada, taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo e variação da taxa de juros nominal defasada. Estes modelos possuem a seguinte forma:

$$\Delta i_t = \alpha - \gamma(i_{t-1} - \pi_t^*) + \gamma(1+\lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \gamma\lambda_4(\Delta x_{r_t} - \Delta x_{r_{t-1}}) + \rho\Delta i_{t-1} \quad (6.1)$$

$$\Delta i_t = \alpha - \gamma(i_{t-1} - \pi_t^*) + \gamma(1+\lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \gamma\lambda_4 \Delta x_{r_t} + \gamma\lambda_5 \Delta x_{r_{t-1}} + \rho\Delta i_{t-1} \quad (6.2)$$

$$\Delta i_t = -\gamma(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \gamma(1+\lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \gamma\lambda_4(\Delta x_{r_t} - \Delta x_{r_{t-1}}) + \rho\Delta i_{t-1} \quad (6.3)$$

$$\Delta i_t = -\gamma(i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + \gamma(1+\lambda_1)(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \gamma\lambda_2 y_t + \gamma\lambda_3 y_{t-1} + \gamma\lambda_4 \Delta x_{r_t} + \gamma\lambda_5 \Delta x_{r_{t-1}} + \rho\Delta i_{t-1} \quad (6.4)$$

Os modelos (6.2) e (6.4) foram estimados na tentativa de melhorar a robustez e a confiabilidade dos resultados alcançados inicialmente através das equações (6.1) e (6.3). No que diz respeito à magnitude, à significância e aos sinais dos parâmetros estimados, aqueles modelos praticamente não diferem destes. No entanto, constata-se uma ligeira melhoria das previsões da taxa *selic* realizadas para o período 2005:11 e 2005:12, quando são utilizados os modelos das equações (6.2) e (6.4).

Todos os parâmetros estimados nos modelos são significativos ao nível de 1, 5% ou 10% e possuem sinais corretos de acordo com a teoria econômica.

A magnitude dos valores do coeficiente do hiato da inflação ( $1,57 < \lambda_1 < 3,54$ ), valores estes bem superiores à unidade, indicam, com base no preconizado em Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1037), que o BACEN vem reagindo agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta, a partir da implementação do sistema de metas de inflação. Os resultados dos estudos apresentados na literatura corroboram com os valores  $\lambda_1$  estimados neste trabalho. Por exemplo, Mohanty e Klau (2004) estimaram o valor de 1,1. Já em Minella et al. (2002), os valores obtidos foram 1,84 e 1,42, quando consideradas nas estimativas a expectativa de inflação do próprio Banco Central ou a expectativa de inflação de mercado, respectivamente. Por fim, Holland (2005) estimou os valores de 2,33 e 4,28, considerando-se o cálculo do produto potencial através do filtro HP ou do método da tendência linear, respectivamente. Verifica-se, portanto, que a despeito da diferença existente entre os períodos e amplitudes da amostra consideradas em cada estudo supracitado, os valores dos coeficientes do hiato da inflação estimados neste estudo estão inseridos nos limites dos valores calculados pelos autores ( $1,1 < \lambda_1 < 4,28$ ). Verifica-se também que a magnitude desses coeficientes são maiores quando se calcula o hiato do produto pelo método da tendência linear do que através do filtro HP. Constata-se que as especificações cujo cálculo do desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta é baseado na metodologia apresentada por Clarida, Galí e Gertler (1998), apresentam valores maiores para o coeficiente do hiato da inflação, quando comparados com as estimativas que utilizam o método proposto por Minella et al. (2002). Entretanto, independente dos métodos utilizados, percebe-se que os valores estimados para coeficiente do hiato da inflação são, na maioria dos casos, superiores aos valores calculados para os países do grupos G3 e E3 apresentados em Clarida, Galí e Gertler (1998).

Os valores do coeficiente de amortecimento (compreendidos entre 0,26 e 0,54) sugerem que o BACEN ajusta a taxa básica de juros de maneira gradual, resultado este semelhante aos encontrados em diversos outros estudos econométricos. Entretanto, os valores estimados neste estudo são bem inferiores aos encontrados, por exemplo, em Clarida, Galí e Gertler (1998), Minella et al. (2002) e Mohanty e Klau (2004), sendo somente da mesma ordem dos valores estimados em Judd e Rudebusch (1998), para o período Greenspan. Estas constatações indicam, a priori, que o ajuste da taxa de juros tanto nos países dos G3 e E3 quanto nos países emergentes (para o período 1995-2002) se davam de forma bem mais gradual quando comparados aos valores apresentados neste trabalho. Entretanto, esta aparente diferença apreciável nos coeficientes de amortecimento talvez seja explicada pela diferença entre as dinâmicas de ajustamento utilizada nesta dissertação (baseada em Judd e Rudebusch

(1998)) e nos outros estudos (baseadas em Clarida, Galí e Gertler (1998)). Esta hipótese não é rejeitada a um nível de significância de 1%.

Em relação ao coeficiente do hiato do produto ( $\lambda_2$  ou  $\lambda_3$ ), as evidências sugerem que a função de reação do BACEN reage com seu valor corrente ou defasado. Todas as tentativas de considerar estas duas variáveis ao mesmo tempo nos modelos (valores absolutos ou suas variações) geraram coeficientes que não são significativos estatisticamente. Os valores deste coeficiente são os que apresentam a maior variância ( $0,92 < \lambda_2, \lambda_3 < 6,00$ ), apesar de serem altamente significativos. As estimativas realizadas através dos modelos sem intercepto apresentaram valores de maior magnitude para este coeficiente do que os calculados a partir dos modelos com intercepto, sendo todos estes valores bem superiores aos verificados na maioria dos estudos sobre a função de reação da política monetária brasileira, exceção feita ao resultado estimado ( $\lambda_2 = 3,50$ ) em Mohanty e Klau (2004). Esta última evidência sugere que o BACEN estaria também reagindo agressivamente aos desvios percentuais entre o produto real e potencial (*outputgap*). Entretanto, esta conclusão deve ser interpretada com certa cautela, visto que a imprecisão dos métodos de cálculo do hiato do produto têm sido a principal fonte de erro quando da utilização da regra de Taylor, conforme apontada em alguns artigos.

De acordo com as evidências, a taxa de câmbio real é variável explicativa da função de reação do BACEN, e pode ser especificada de duas formas distintas, ambas com coeficientes altamente significativos. Na primeira (equações (6.1) e (6.3)), considera-se a variação entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real e da taxa de câmbio real defasada; na segunda (equações (6.2) e (6.4)), considera-se os valores absolutos da primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio corrente e da taxa de câmbio defasada. Estes resultados não são suportados pelas conclusões apresentadas em Minella et al. (2002) e Holland (2005), pois de acordo com estes artigos, o coeficiente da variação da taxa de câmbio real não é significativo estatisticamente. No entanto, resultado semelhante ao alcançado neste estudo foi apresentado em Mohanty e Klau (2004).

As evidências também não rejeitam a hipótese de que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo possa ser variável no tempo e tendo como *proxy* a soma entre a taxa de juros real do FED e o risco-Brasil.

Os valores do coeficiente de determinação ajustado ( $\bar{R}^2$ ) estão compreendidos entre 0,50 e 0,70, sugerindo um ajuste razoável dos modelos. Alguns dos modelos estimados apresentam correlação de resíduos, conforme pode ser evidenciado através dos valores do parâmetro  $h$  sugerido por Durbin-Watson (DW).

As evidências empíricas apresentadas nesta dissertação rejeitam fortemente a hipótese da falta de significância estatística da primeira diferença da taxa de juros defasado ( $\rho$ ), aparentemente considerada na maioria dos estudos citados. Sendo assim, optou-se pela dinâmica de ajustamento apresentada em Judd e Rudebusch (1998), considerada expressão geral, ao invés da apresentada em Clarida, Galí e Gertler (1998), considerada caso particular da primeira. Isto faz com que a variável dependente utilizada neste trabalho ( $\Delta i_t$ ) seja distinta da considerada nos referidos estudos ( $i_t$ ).

A tabela 27 apresenta os coeficientes de longo prazo dos modelos considerados mais adequados para representar o comportamento da política monetária brasileira, a partir da implantação do sistema de metas de inflação. Estes modelos foram selecionados com base nos resultados das previsões para a taxa *selic* realizadas neste trabalho para 2005:11 e 2005:12 (tabelas 23 e 26). A tabela 28 reúne os valores destas previsões para os modelos 2 e 16.

Por fim, sugere-se os seguintes trabalhos futuros:

- estimativa da função de reação do BACEN, utilizando-se métodos estruturais para o cálculo do produto potencial, ao invés de métodos baseados em curva de tendência (tendência linear e filtro HP);
- estimativa da função de reação do BACEN, considerando-se na especificação as variáveis “expectativa de inflação” e “meta de inflação” expurgadas dos efeitos da inflação dos preços administrados.

Tabela 27 - Estimativa dos coeficientes de longo prazo das funções de reação do BACEN (modelos selecionados)

Modelo	$\alpha$	$\gamma$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	$\rho$	$\bar{R}^2$	DW
1	0,95	0,10	1,82	0,92	-	0,55	-	0,44	0,56	1,93
16	-	0,06	2,41	-	2,49	-	-0,94	0,30	0,54	1,99

Tabela 28 - Previsão dos valores de taxa *selic* para 2005:11 e 2005:12 (modelos selecionados)

Modelo	Juros (%)	Juros (%)	Erro (%)	Juros (%)	Juros (%)	Erro (%)
	(BACEN)	(Regra)		(BACEN)	(Regra)	
	2005:11			2005:12		
1	18,49	18,43	0,39	18,00	18,42	2,33
16	18,49	18,36	0,70	18,00	18,06	0,33

## 7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADEMA, Y.; STERKEN, E. (2005) *Monetary policy rules: from Fisher to Svensson, Taylor, and Woodford*. Financial and Monetary Studies 4. Disponível em: <[http://www.center.uvt.nl/phd\\_stud/adema/rules2.pdf](http://www.center.uvt.nl/phd_stud/adema/rules2.pdf)>. Acesso em: 15 dez. 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Brasília. Vários números. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?RELINF>>. Acesso em: 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Carta Aberta*. Brasília. 2002, 2003 e 2004. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?CARTAMETA>>. Acesso em: 25 mar. 2005.

CLARIDA, R.; GALÍ J.; GERTLER, M. (1998) *Monetary policy rules in practice: some international evidence*. European Economic Review 42, p. 1033-1067. Disponível em: <<http://www.Columbia.Edu/~rhc2/Spring2005/Papers/MonRulePractise.pdf>>. Acesso em: 10 jun. 2005.

HODRICK, R., PRESCOTT, E. (1997) *Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation*. Journal of Money, Credit and Banking 29, p. 1-16.

HOLLAND, Márcio (2005) *Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting*. University of California, Berkeley. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A032.pdf>>. Acesso em: 12 set. 2005.

JUDD, John P.; RUDEBUSCH, Glenn D. (1998) *Taylor's rule and the Fed: 1970-1997*. Federal Reserve Bank of San Francisco. Economic Review 3, p. 3-16. Disponível em: <<http://www.frbsf.org/econsrch/econrev/98-3/3-16.pdf>>. Acesso em: 20 abr. 2005.

KOZICKI, Sharon (1999) *How useful are Taylor rules for monetary policy?* Federal Reserve Bank of Kansas City. Economic Review. Second Quarter, p. 5-33. Disponível em: <<http://www.kc.frb.org/publicat/econrev/PDF/2q99Kozi.pdf>>. Acesso em: 8 fev. 2005.

LIBÂNIO, Gilberto A. (2004) *Temas de política monetária: uma perspectiva pós-keynesiana*. Universidade Federal de Minas Gerais: Cedeplar, 2004. Texto para discussão 229.

MATOS, Orlando Carneiro de. *Econometria básica: teoria e aplicações*. 3. ed. rev. e ampl. São Paulo: Atlas, 2000. 300 p.

MINELLA, A. et al. (2002) *Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges*. Central Bank of Brazil, BIS Papers 19, p. 106-133. Disponível em: <<http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap19d.pdf>>. Acesso em: 20 abr. 2005.

MISHKIN, Frederic S.; SCHMIDT-HEBBEL, Klaus (2000) *One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know*. Fourth Annual Conference of the Central Bank of Chile, 2000. Disponível em: <[http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/conferences/annual/pdf/fmishkin\\_kschmidthebbel.pdf](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/conferences/annual/pdf/fmishkin_kschmidthebbel.pdf)>. Acesso em: 8 mar. 2005.

MOHANTY, M.S.; KLAU, Marc (2004) *Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence*. BIS Working Papers 149. Disponível em: <http://www.bis.org/publ/work149.pdf>. Acesso: 8 fev. 2005.

TAYLOR, John B. (1993) *Discretion versus police rules in practice*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, p. 195-214. Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.pdf>>. Acesso em: 15 mar. 2005.

## **8 APÊNDICES**

## **8.1 NOMENCLATURA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO PROGRAMA**

**DJUROS1** – Primeira diferença da taxa de juros nominal.

**DJUROS2** – Primeira diferença da taxa de juros nominal defasada.

**DJUROS1META** – Desvio entre a taxa de juros defasada e a meta de inflação.

**OUTPUTGAP2** – Hiato do produto obtido através do filtro HP.

**OUTPUTGAP3** - Hiato do produto defasado obtido através do filtro HP.

**DEVIPCA** – Desvio entre a expectativa de inflação e a meta de inflação obtido através do método apresentado por Minella.

**DLEXCHANGE** – Primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real.

**DLEXCHANGED1** - Primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada.

**GAPIPCA12** - Desvio entre a expectativa de inflação e a meta de inflação obtido através do método apresentado por Clarida.

**OUTPUTGAP4A** - Hiato do produto obtido através do método da tendência linear.

**OUTPUTGAP5A** - Hiato do produto defasado obtido através do método da tendência linear.

**DDLEXCHANGEA** – Variação entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e defasada.

**DEV1** – Desvio entre a taxa de juros defasada e a soma entre a meta de inflação e a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo.

## 8.2 AVALIAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES

### Variável **DJUROSI (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-3.404311	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

### Variável **DJUROSD1META (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-3.267985	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

### Variável **DJUROSD1META (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-2.930267	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

### Variável **OUTPUTGAP2 (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-3.498437	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

### Variável **OUTPUTGAP3 (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-3.596503	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

### Variável **DEVIPCA (primeira diferença)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-3.015605	1% Critical Value*	-3.5312
		5% Critical Value	-2.9055
		10% Critical Value	-2.5899

### Variável **DLEXCHANGE (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-4.032374	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
		10% Critical Value	-2.5879

**Variável DLEXCHANGED1 (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-4.012896	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
		10% Critical Value	-2.5879

**Variável GAPIPCA12 (primeira diferença)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-3.926975	1% Critical Value*	-3.5814
		5% Critical Value	-2.9271
		10% Critical Value	-2.6013

**Variável OUTPUTGAP4A (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-2.915970	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

**Variável OUTPUTGAP5A (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-2.950690	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

**Variável DDLEXCHANGEA (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-7.314806	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
		10% Critical Value	-2.5879

**Variável DEV1 (nível)**

Método: Aumentado Dickey-Fuller

ADF Test Statistic	-2.968200	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

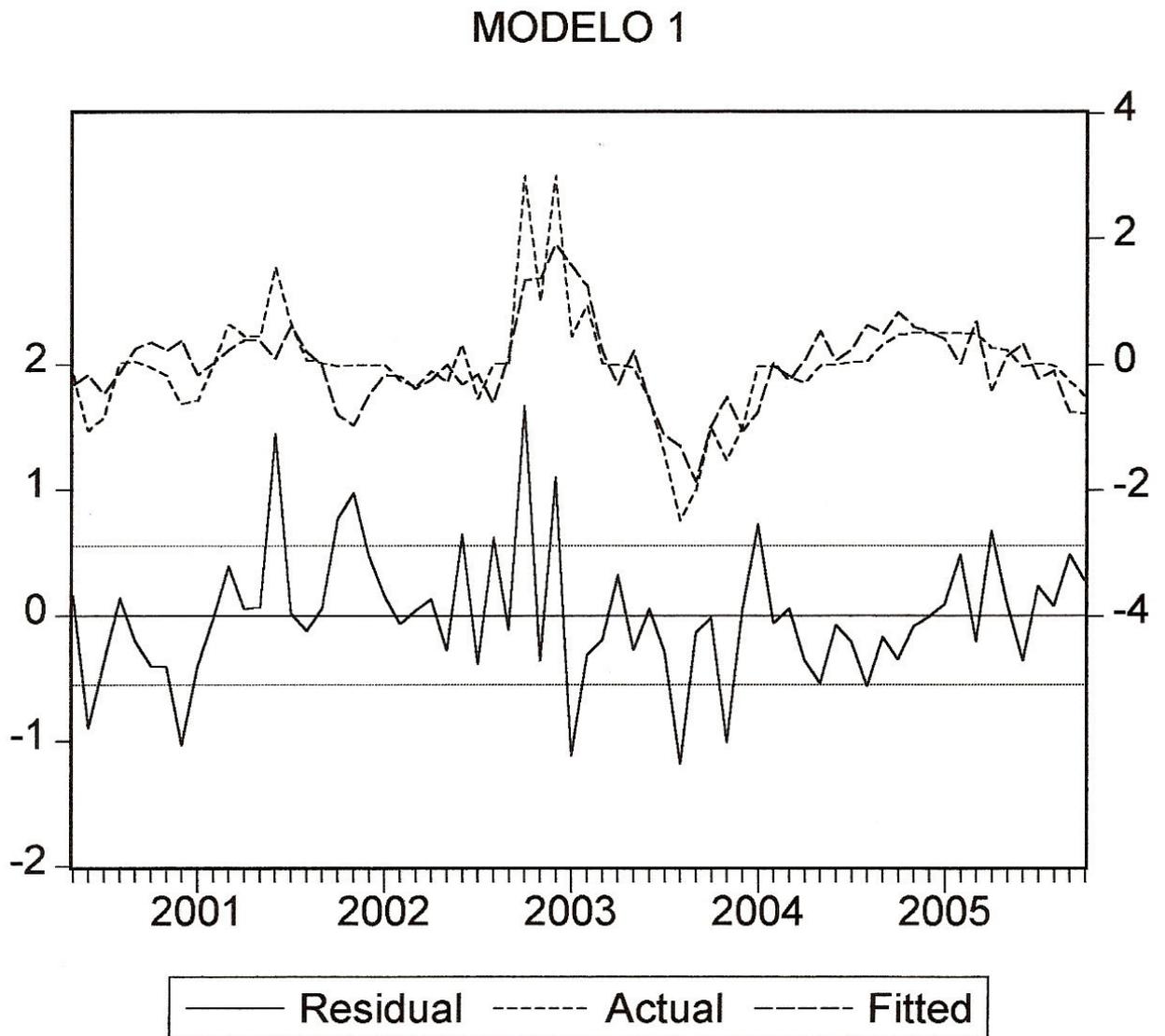
### 8.3 AVALIAÇÃO DA CORRELAÇÃO DE RESÍDUOS

Modelo	DW	T	SD	h
1	1,93	66	0,11	0,63
2	1,91	66	0,12	2,28
3	2,32	44	0,12	-1,71
4	2,26	44	0,15	-
5	2,00	66	0,10	0,00
6	2,03	66	0,11	-0,23
7	1,97	66	0,11	0,26
8	2,02	66	0,11	-0,17
9	2,35	44	0,11	-1,74
10	2,37	44	0,11	-1,89
11	2,24	44	0,13	-1,64
12	2,27	44	0,13	-1,80
13	1,88	66	0,11	1,36
14	1,99	66	0,10	0,07
15	2,07	66	0,11	-0,63
16	1,99	66	0,11	0,08
17	2,15	66	0,11	-1,20
18	2,34	44	0,12	-1,92
19	2,37	44	0,12	-2,18
20	2,26	44	0,14	-2,96
21	2,29	44	0,14	-3,14

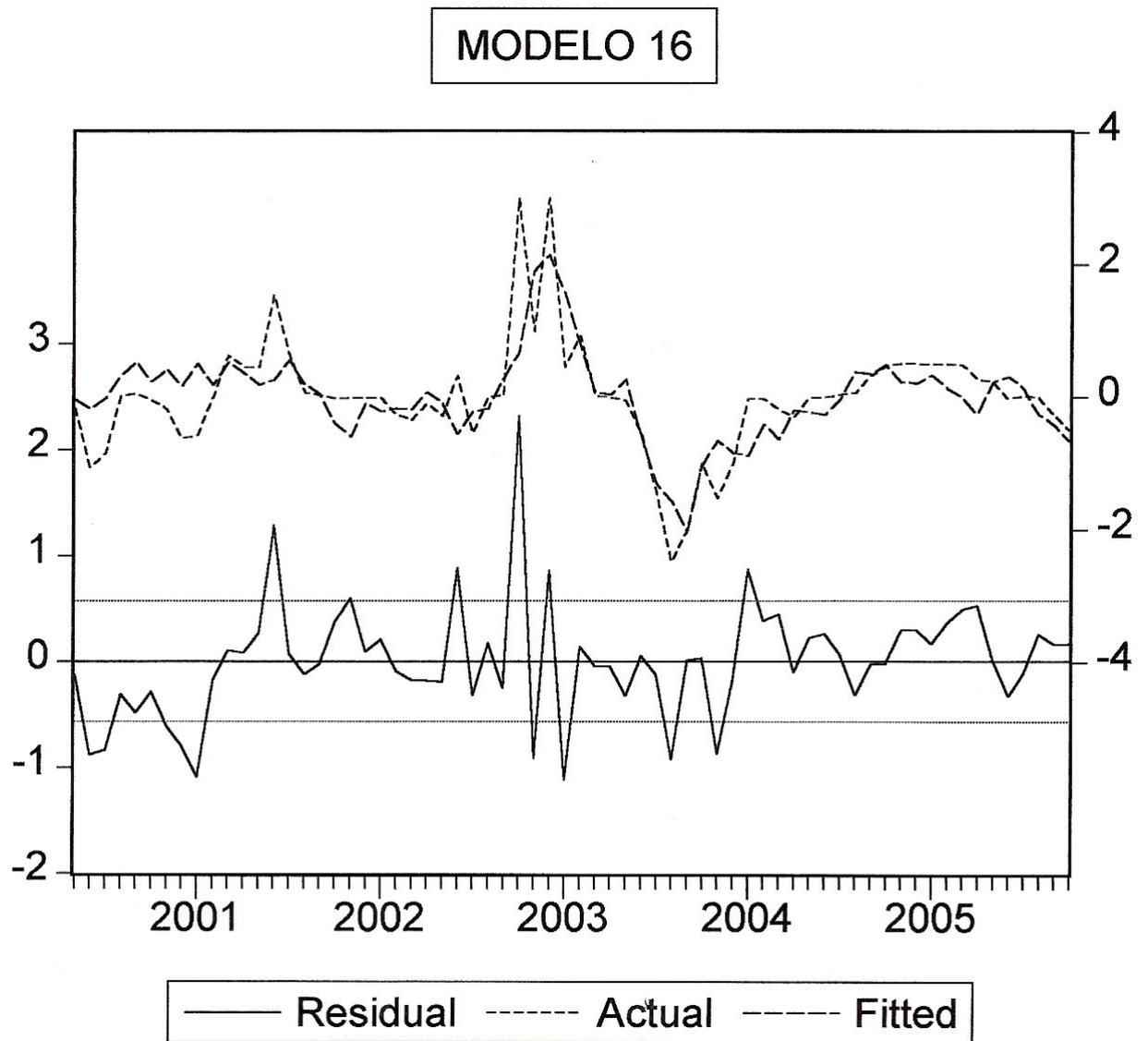
Simbologia: DW – estatística de Durbin-Watson; T – número de observações; SD – desvio-padrão do variável dependente defasada; e h – estatística sugerida por Durbin-Watson.

Critério: rejeita-se a hipótese de correlação de resíduos para um nível de significância de 5% se  $-1,64 < h < 1,64$ .

## 8.4 CURVA DE AJUSTE DO MODELO 1



## 8.5 CURVA DE AJUSTE DO MODELO 16



## **9 ANEXOS**

### 9.1 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO FED PARA OS PERÍODOS GREENSPAN, VOLCKER E BURNS

Tabela 3 - Estimativa da função de reação do FED para o período Greenspan (1987.Q3-1997.Q4)

	$\alpha$	$\gamma$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\rho$	$\bar{R}^2$	SEE	Q
A	1,21 (1,79)	0,27 (4,87)	0,57 (2,72)	1,10 (2,83)	-0,12 (-0,31)	0,43 (3,94)	0,67	0,27	20,32 (0,03)
B	1,31 (2,26)	0,28 (5,27)	0,54 (2,96)	0,99 (7,46)	-	0,42 (4,00)	0,67	0,27	20,78 (0,02)

Fonte: Judd e Rudebusch (1998, p.9)

Tabela 4 - Estimativa da função de reação do FED para o período Volcker (1979.Q3-1987.Q2)

	$\alpha$	$\gamma$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\rho$	$\bar{R}^2$	SEE	Q
A	2,04 (0,87)	0,36 (2,25)	0,69 (1,32)	2,40 (1,35)	-2,04 (-1,42)	-0,08 (-0,44)	0,47	1,33	10,75 (0,03)
B	2,42 (1,56)	0,44 (3,64)	0,46 (1,79)	1,53* (1,92)	-1,53* (-1,92)	-	0,48	1,31	9,43 (0,31)

\* restrição:  $\lambda_2 + \lambda_3 = 0$

Fonte: Judd e Rudebusch (1998, p.10)

Tabela 5 - Estimativa da função de reação do FED para o período Burns (1970.Q1-1978.Q1)

	$\alpha$	$\gamma$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\rho$	$\bar{R}^2$	SEE	Q
A	1,68 (1,43)	0,56 (4,34)	-0,15 (-0,80)	0,16 (0,45)	0,72 (2,59)	0,25 (1,67)	0,53	0,84	15,92 (0,04)
	$\alpha = r^*$								
B	0,71 (2,68)	0,58 (4,78)	-	-	0,89 (5,85)	0,26 (1,76)	0,52	0,84	14,81 (0,06)

Fonte: Judd e Rudebusch (1998, p.11)

## 9.2 ESTIMATIVA DAS FUNÇÕES DE REAÇÃO DO BANCO DA ALEMANHA E DO JAPÃO

Tabela 6 - Estimativa da função de reação do Banco da Alemanha para o período 1979:4 - 1993:12

	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\alpha$	$\xi$
Especificação básica	1,31 (0,09)	0,25 (0,04)	0,91 (0,01)	3,14 (0,28)	-
Inflação defasada	1,10 (0,20)	0,28 (0,04)	0,91 (0,01)	3,26 (0,71)	0,12 (0,14)
Crescimento monetário	1,29 (0,08)	0,28 (0,03)	0,91 (0,01)	3,12 (0,29)	0,7 (0,07)
Juros básico do FED	1,23 (0,06)	0,25 (0,04)	0,91 (0,01)	2,71 (0,84)	0,07 (0,02)
Taxa de câmbio real DM/\$	1,37 (0,09)	0,35 (0,04)	0,91 (0,01)	-0,93 (0,82)	0,05 (0,01)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1045)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

Tabela 7 - Estimativa da função de reação do Banco do Japão para o período 1979:4 - 1994:12

	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\alpha$	$\xi$
Especificação básica	2,04 (0,19)	0,08 (0,03)	0,93 (0,01)	1,21 (0,44)	-
Inflação defasada	1,89 (0,27)	0,09 (0,04)	0,93 (0,01)	1,64 (0,38)	0,06 (0,16)
Crescimento monetário	2,01 (0,16)	0,07 (0,03)	0,94 (0,01)	0,74 (0,47)	0,07 (0,03)
Juros básico do FED	1,81 (0,18)	0,10 (0,03)	0,93 (0,01)	0,91 (0,40)	0,09 (0,03)
Taxa de câmbio real Yen/\$	1,92 (0,11)	0,03 (0,03)	0,91 (0,01)	1,67 (0,27)	0,09 (0,01)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1047)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

### 9.3 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO FED

Tabela 8 - Estimativa da função de reação do FED para o período 1979:10 - 1994:12

	$\beta$	$\gamma$	$\rho_1 + \rho_2$	$\alpha$	$\xi$
Especificação	1,79	0,07	0,92	0,26	-
básica	(0,18)	(0,06)	(0,03)	(0,85)	
após 82:10	1,83	0,56	0,97	-0,10	-
	(0,45)	(0,16)	(0,03)	(1,54)	
Inflação	2,20	0,14	0,94	-0,45	-0,25
defasada	(0,75)	(0,10)	(0,05)	(1,65)	(0,40)
após 82:10	1,99	0,75	0,97	2,09	-0,78
	(0,67)	(0,25)	(0,05)	(2,33)	(0,54)
Crescimento	1,05	0,44	0,90	0,80	0,53
monetário	(0,14)	(0,07)	(0,05)	(0,51)	(0,08)
após 82:10	1,26	0,52	0,96	1,03	0,21
	(0,24)	(0,06)	(0,04)	(0,25)	(0,04)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1049)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

#### 9.4 ESTIMATIVA DAS FUNÇÕES DE REAÇÃO DO BANCO DA INGLATERRA E DA FRANÇA

Tabela 9 - Estimativa da função de reação do Banco da Inglaterra para o período 1979:6 - 1990:10

	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\alpha$	$\xi$
Especificação básica	0,98 (0,09)	0,19 (0,04)	0,92 (0,01)	5,76 (0,69)	-
Taxa básica de juros do Bundesbank	0,48 (0,05)	0,28 (0,02)	0,87 (0,01)	4,89 (0,40)	0,60 (0,07)
Taxa de câmbio Pound/DM	0,95 (0,12)	0,17 (0,07)	0,91 (0,01)	6,07 (0,95)	0,09 (0,03)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1055)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

Tabela 10 - Estimativa da função de reação do Banco da França para o período 1983:5 - 1989:12

	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\alpha$	$\xi$
Especificação básica	1,13 (0,07)	0,88 (0,10)	0,95 (0,01)	5,75 (0,28)	-
Taxa básica de juros do Bundesbank	0,59 (0,02)	-0,07 (0,03)	0,87 (0,01)	2,16 (0,23)	1,14 (0,05)
Taxa de câmbio France/ECU	1,33 (0,06)	0,27 (0,04)	0,95 (0,01)	7,75 (0,10)	2,91 (0,23)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1057)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

## 9.5 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO DO ITÁLIA

Tabela 11 - Estimativa da função de reação do Banco da Itália para o período 1981:6 - 1989:12

	$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\alpha$	$\xi$
Especificação básica	0,90 (0,04)	0,22 (0,08)	0,95 (0,01)	7,14 (0,37)	-
Taxa básica de juros do Bundesbank	0,59 (0,04)	-0,03 (0,05)	0,93 (0,01)	6,03 (0,28)	0,59 (0,04)
Taxa de câmbio Lira/ECU	0,91 (0,02)	0,10 (0,03)	0,94 (0,01)	7,17 (0,18)	-0,03 (0,04)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1998, p.1057)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes.

## 9.6 CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS

Tabela 12 - Correlação entre a taxa *selic* e inflação ou hiato do produto para o período 1995 - 2002

	$\pi$	Y	$\Delta x_r$
Índia	0.38	0.77	-0.17
Coréia	0.72	0.04	-0.44
Filipinas	0.41	0.26	-0.33
Taiwan	0.55	0.19	-0.11
Tailândia	0.86	0.06	-0.21
Brasil	0.61	0.25	-0.08
Chile	0.61	0.12	0.26
México	0.75	-0.28	-0.06
Peru	0.64	0.06	-0.18
República Tcheca	0.84	0.27	-0.03
Hungria	0.96	-0.37	-0.33
Polônia	0.88	0.33	-0.21
África do Sul	0.10	-0.11	-0.06

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.22)

Nota:  $\pi$  = variação percentual anual do índice de preços ao consumidor; y = hiato do produto;  $\Delta x_r$  = variação trimestral da taxa de câmbio real efetiva.

Correlação calculada trimestralmente para o período 1995-2002.

## 9.7 DESVIO-PADRÃO DAS VARIÁVEIS

Tabela 13 - Desvio-padrão das variáveis “taxa de juros”, “inflação”, “hiato do produto” e “variação da taxa de câmbio real”

	$i$	$\pi$	$Y$	$\Delta x_r$
Índia	1.9	2.6	4.0	2.4
Coréia	5.8	1.9	3.1	7.9
Filipinas	3.5	2.7	1.3	5.7
Taiwan	1.9	1.8	1.4	2.9
Tailândia	6.8	2.9	4.1	6.3
Brasil	13.0	47.4	1.4	10.0
Chile	6.3	3.2	2.0	4.4
México	8.9	12.3	2.8	9.6
Peru	5.3	4.1	1.8	3.5
República Tcheca	4.2	4.5	2.2	3.1
Hungria	7.7	7.4	1.0	3.0
Polônia	6.8	10.9	1.4	5.2
África do Sul	1.8	2.5	0.9	7.1

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.23)

Nota: Parâmetros calculados com base em dados trimestrais para o período 1995-2002.

## 9.8 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DE PAÍSES EMERGENTES (ESPECIFICAÇÃO BÁSICA)

Tabela 14 - Estimativa da função de reação de vários países emergentes (especificação básica)

	Const	$\pi_t$	$y_t$	$\Delta x_{rt}$	$\Delta x_{rt-1}$	$i_{t-1}$	$R^2$	BG-LM
Índia	1.11 (1.66)	0.13 (3.10)	0.13 <sup>1</sup> (2.70)	-0.09 (-3.44)	-0.09 (-2.00)	0.70 (7.25)	0.88	0.02
Coréia	1.15 (1.31)	0.66 (1.54)	0.29 (1.78)	-0.21 (-5.04)	-0.08 (-1.70)	0.57 (3.80)	0.76	1.13
Filipinas	4.35 (4.17)	0.51 (3.77)	0.35 (0.78)	-0.15 (-2.25)	0.06 (1.01)	0.28 (2.74)	0.71	0.35
Taiwan	0.49 (1.31)	0.23 (1.85)	0.13 (2.04)	-0.04 (-0.78)	0.01 (0.40)	0.83 (9.10)	0.96	0.30
Tailândia	1.19 (1.85)	0.56 (1.86)	0.37 (2.61)	-0.11 (-3.28)	-0.20 (-2.41)	0.58 (3.48)	0.86	0.30
Brasil	4.12 (1.08)	0.08 (3.35)	0.98 (0.93)	-0.33 (-2.20)	0.23 (1.28)	0.72 (5.11)	0.81	2.20
Chile	0.32 (0.25)	0.97 (4.87)	0.32 (1.25)	0.35 (2.78)	-0.35 <sup>2</sup> (-2.40)	0.32 <sup>2</sup> (4.03)	0.75	0.98
México	1.79 (1.28)	0.55 (4.71)	0.74 (2.09)	-0.63 (-2.93)	-0.16 (-2.03)	0.50 (3.93)	0.86	1.15
Peru	2.57 (1.44)	0.19 (2.37)	0.15 (1.09)	-0.15 (-2.05)	-0.23 (-4.11)	0.86 (12.98)	0.92	0.46
República Tcheca	0.56 (1.36)	0.33 (2.69)	0.20 (2.37)	-0.06 (-1.11)	0.04 (0.49)	0.66 (5.98)	0.96	0.28
Hungria	0.96 (1.03)	0.20 (1.76)	0.35 <sup>3</sup> (1.11)	-0.19 (-2.02)	0.04 (0.53)	0.75 (5.69)	0.97	2.11
Polônia	2.13 (1.94)	0.17 (3.31)	0.66 (4.89)	-0.07 (-1.16)	0.02 (0.31)	0.75 (8.38)	0.96	0.29
África do Sul	-0.59 (-0.42)	0.08 (1.09)	0.04 <sup>3</sup> (0.21)	-0.06 (-2.86)	-0.06 (-2.46)	0.98 (11.50)	0.74	0.37

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.24)

Nota: Os números entre parênteses são os valores da estatística t de cada parâmetro.

Notação:  $\pi$  = variação percentual anual do índice de preços ao consumidor;  $y$  = hiato do produto;  $\Delta x_r$  = variação trimestral da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização);  $i$  = taxa de juros de curto prazo (variável dependente); BG-LM = Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test (as estatísticas F são apresentadas).

<sup>1</sup>Produção industrial. <sup>2</sup> t-4. <sup>3</sup> t-1.

## 9.9 ESTIMATIVA DOS COEFICIENTES DE CURTO E LONGO PRAZO

Tabela 15 - Estimativa dos coeficientes de curto e longo prazos das funções de reação de vários países emergentes (especificação básica)

	Inflação		Produto		Taxa de câmbio	
	Curto prazo	Longo prazo	Curto prazo	Longo prazo	Curto prazo	Longo prazo
Índia	0,13	0,43	0,13	0,43	-0,18	-0,60
Coréia	0,66	1,53	0,29	0,67	-0,29	-0,67
Filipinas	0,51	0,71	0,35	0,49	-0,09	-0,13
Taiwan	0,23	1,35	0,13	0,76	-0,03	-0,18
Tailândia	0,56	1,33	0,37	0,88	-0,31	-0,74
Brasil	0,08	0,29	0,98	3,50	-0,10	-0,36
Chile	0,97	1,43	0,32	0,47	0,00	0,00
México	0,55	1,10	0,74	1,48	-0,79	-1,58
Peru	0,19	1,36	0,15	1,07	-0,38	-2,71
República	0,12	0,75	0,32	2,00	0,03	0,19
Tcheca						
Hungria	0,20	0,80	0,35	1,40	-0,15	-0,60
Polônia	0,17	0,68	0,66	2,64	-0,05	-0,20
África do Sul	0,08	4,00	0,04	2,00	-0,12	-6,00

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.11)

Nota: Baseado na especificação da regra de Taylor da tabela 14.

## 9.10 CONTRIBUIÇÃO PARA VOLATILIDADE DA TAXA DE JURO

Tabela 16 - Contribuição para volatilidade da taxa de juros de curto prazo

	Inflação		Produto		Taxa de câmbio	
	$\beta$	$\varepsilon$	$\beta$	$\varepsilon$	$\beta$	$\varepsilon$
Índia	0,16	0,08	0,22	0,10	11,68	-0,40
Coréia	0,22	0,27	0,15	0,24	19,47	0,31
Filipinas	0,40	0,29	0,13	-0,08	7,57	0,34
Taiwan	0,23	0,07	0,10	-0,10	1,63	0,10
Tailândia	0,22	0,22	0,22	0,68	14,36	0,96
Brasil	0,28	0,05	0,10	0,00	3,61	0,40
Chile	0,54	0,49	0,10	0,00	0,00	0,00
México	0,76	0,46	0,24	-0,09	42,44	-0,25
Peru	0,15	0,04	0,05	0,00	13,28	0,02
República	0,17	-0,26	0,10	0,01	0,84	-1,04
Tcheca						
Hungria	0,19	0,16	0,05	-0,01	3,05	-0,30
Polônia	0,27	0,12	0,15	-0,08	2,23	-0,14
África do Sul	0,23	0,09	0,28	0,80	15,71	3,89

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.12)

Nota: Baseado na especificação da regra de Taylor da tabela 14.

### 9.11 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DE VÁRIOS PAÍSES EMERGENTES (BASEADA NOS DESVIOS DAS VARIÁVEIS)

Tabela 17 - Estimativa da função de reação de vários países emergentes (especificações baseadas nos desvios das variáveis)

	Const	$\pi_t$	$y_t$	$\Delta x_{rt}$	$\Delta x_{r,t-1}$	$i_{t-1}$	$R^2$	BG-LM
Índia	1.39 (2.07)	0.16 (2.46)	0.16 <sup>1</sup> (3.46)	-0.09 (-3.13)	-0.09 (-1.93)	0.72 (7.13)	0.88	0.11
Coréia	2.40 (2.26)	0.15 (0.45)	0.19 (1.36)	-0.26 (-5.70)	-0.06 (-1.44)	0.73 (6.27)	0.80	1.14
Filipinas	6.60 (3.75)	0.53 (2.05)	0.94 (2.05)	-0.30 (-2.94)	-0.09 (-1.06)	0.43 (2.98)	0.43	0.87
Taiwan	0.11 (0.42)	0.15 (1.08)	0.11 (1.89)	-0.04 (-1.21)	0.06 (1.60)	0.94 (17.37)	0.88	2.42
Tailândia	1.12 (1.27)	0.10 (0.31)	0.34 (2.11)	-0.09 (-1.98)	-0.10 (-1.09)	0.86 (7.40)	0.82	2.00
Brasil	4.77 (1.31)	0.08 (3.27)	1.04 (1.00)	-0.34 (-2.02)	0.24 (1.20)	0.73 (5.68)	0.79	2.08
Chile	3.72 (2.72)	0.93 (1.20)	0.14 (0.49)	0.42 (3.36)	-0.16 <sup>2</sup> (-0.67)	0.43 <sup>2</sup> (3.61)	0.62	0.69
México	7.97 (3.78)	1.09 (5.43)	0.40 (1.11)	-0.60 (-4.67)	-0.23 (-2.04)	0.56 (5.92)	0.82	0.99
Peru	1.83 (1.03)	0.33 (1.84)	0.17 (1.26)	-0.15 (-1.79)	-0.22 (-3.94)	0.92 (16.38)	0.95	0.53
República Tcheca	0.86 (1.79)	0.12 (1.27)	0.32 (3.42)	-0.04 (-0.73)	0.07 (0.65)	0.84 (13.76)	0.95	0.57
Hungria	0.40 (0.35)	0.06 (0.41)	0.19 <sup>3</sup> (0.47)	-0.21 (-1.95)	0.06 (0.76)	0.93 (11.86)	0.97	2.59
Polônia	1.75 (1.70)	0.32 (2.60)	0.46 (2.67)	-0.06 (-1.35)	-0.02 (-0.52)	0.87 (14.92)	0.95	1.03
África do Sul	1.04 (0.89)	0.31 (3.42)	0.28 (1.40)	-0.08 (-4.61)	-0.08 (-3.96)	0.93 (11.20)	0.81	0.37

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.26)

Nota: Os números entre parênteses são os valores da estatística t de cada parâmetro.

Notação:  $\pi_{gap}$  = hiato do índice de preços ao consumidor;  $y$  = hiato do produto;  $\Delta x_r$  = variação trimestral da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização);  $i$  = taxa de juros de curto prazo (variável dependente); BG-LM = Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test (as estatísticas F são apresentadas).

<sup>1</sup>Produção industrial. <sup>2</sup> t-4. <sup>3</sup>

## 9.12 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DE VÁRIOS PAÍSES EMERGENTES (BASEADA NAS EXPECTATIVAS DAS VARIÁVEIS)

Tabela 18 - Estimativa da função de reação de alguns países emergentes (especificações baseadas nas expectativas das variáveis)

	Const	$\pi_t$	$Y_t$	$\Delta x_{rt}$	$\Delta x_{r,t-1}$	$i_{t-1}$	$R^2$
Índia	0.85 (3.73)	0.04 (2.06)	0.05 <sup>1,2</sup> (8.01)	-0.05 <sup>2</sup> (-4.02)	-0.06 <sup>3</sup> (-4.95)	0.85 (22.39)	0.86
Coréia	0.48 (6.14)	0.04 (1.23)	0.03 (3.76)	0.05 (2.69)	-0.10 (-5.15)	0.87 (78.25)	0.91
Filipinas	2.23 (6.48)	0.37 (9.24)	0.03 (1.70)	-0.15 (-3.63)	-0.12 (-4.76)	0.53 (10.93)	0.38
Taiwan	0.33 (1.81)	0.10 (2.60)	0.03 (3.40)	-0.06 (-1.86)	-0.05 (-2.33)	0.89 (23.39)	0.92
Tailândia	0.60 (10.76)	0.09 (3.67)	0.01 (0.63)	-0.19 (-6.70)	0.09 (4.74)	0.70 (52.41)	0.92
Brasil	1.36 (2.92)	0.16 (19.80)	0.17 (1.84)	-0.10 (-1.34)	-0.12 (-1.86)	0.85 (44.15)	0.91
Chile	2.20 (4.10)	1.15 (4.21)	0.48 (6.89)	0.21 (2.28)	-0.22 (-3.10)	0.75 (10.53)	0.63
México	1.15 (2.90)	0.20 (2.48)	0.42 (4.31)	-0.23 (-2.62)	0.13 (2.42)	0.78 (11.15)	0.92
Peru	0.31 (1.49)	0.22 (6.89)	0.01 <sup>2</sup> (1.53)	-0.32 <sup>4</sup> (-7.00)	-0.11 <sup>5</sup> (-5.48)	0.95 (9.68)	0.97
República Tcheca	0.21 (1.75)	0.11 (5.21)	0.03 (3.07)	-0.15 (-7.95)	0.10 (5.65)	0.92 (50.27)	0.98
Hungria	0.08 (0.92)	0.02 (2.09)	0.01 <sup>4</sup> (1.66)	-0.12 (-3.43)	0.02 (1.45)	0.97 (75.11)	0.98
Polônia	0.69 (1.96)	0.34 (7.99)	0.07 (3.26)	-0.04 (-1.12)	-0.04 (-2.89)	0.81 (19.35)	0.96
África do Sul	0.86 (4.52)	0.04 (7.09)	0.07 (7.52)	-0.04 (-5.84)	0.03 (7.18)	0.88 (76.41)	0.88

Fonte: Mohanty e Klau (2004, p.28)

Nota: Os números entre parênteses são os valores da estatística t de cada parâmetro.

Notação:  $\pi$  = variação percentual anual do índice de preços ao consumidor;  $y$  = hiato do índice de produção industrial;  $\Delta x_r$  = variação da taxa de câmbio real efetiva (aumento significa valorização);  $i$  = taxa de juros nominal (variável dependente);

Lista de instrumentos: valores defasados da variação percentual anual do índice de preços ao consumidor; hiato do índice de produção industrial; variação da taxa de câmbio real efetiva; variação percentual anual no estoque de moeda no conceito amplo (M2); variação percentual anual nas exportações.

<sup>1</sup>Produção industrial. <sup>2</sup>t-1. <sup>3</sup>t-3. <sup>4</sup>t-2. <sup>5</sup>t-4.

### 9.13 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BACEN (MINELLA)

Tabela 19 - Estimativa da função de reação do BACEN

Regressores	Coeficientes e desvios-padrões			
	Expectativa de inflação Banco Central (amostra: 1999:06-2002:06)		Expectativa de inflação Mercado (amostra: 2000:01-2002:06)	
Constante	17.50*** (0.36)	17.57*** (0.48)	16.49*** (0.63)	16.68*** (0.69)
Taxa de juro (t-1)	0.76*** (0.07)	1.04*** (0.13)	0.72*** (0.08)	1.36*** (0.18)
Taxa de juro (t-2)		-0.20** (0.08)		-0.56*** (0.15)
Desvio entre a expectativa de inflação e a meta	1.78** (0.84)	1.84 (1.19)	1.74** (0.66)	1.42* (0.72)
Hiato do produto (t-1)	-0.44*** (0.11)	-0.47*** (0.16)	-0.25* (0.13)	-0.13 (0.17)
R-squared	0.9287	0.9418	0.9272	0.9539
R <sup>2</sup> ajustado	0.9220	0.9342	0.9188	0.9465
Teste de LM para autocorrelação de resíduos (p-values)				
Defasagem de um período	0.0357	0.5186	0.0059	0.7408
Defasagem de quatro períodos	0.2165	0.6766	0.0757	0.5612

Fonte: Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002, p.113)

Nota: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes; \*, \*\* e \*\*\* indicam que o coeficiente são significantes ao nível de 10%, 5% e 1% , respectivamente.

### 9.14 ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BACEN (HOLLAND)

Tabela 20 - Estimativa da função de reação do BACEN (especificações baseadas nas expectativas das variáveis)

$\beta$	$\gamma$	$\rho$	$\alpha$	$\xi$	$R^2$	$\bar{R}^2$	Hiato
2,62** (0,85)	-1,2*** (0,79)	0,45** (0,13)	0,24** (0,09)	-0,18 (0,21)	25%	22%	HP Filter
2,33** (0,78)	-0,95*** (0,58)	0,46** (0,12)	0,21** (0,08)	-	21%	19%	HP Filter
4,35** (1,32)	-1,18*** (1,14)	0,65 (0,15)	0,31*** (0,18)	0,52 (0,41)	22%	20%	Linear Trend
4,28** (1,31)	-1,41*** (0,55)	0,61** (0,12)	0,19** (0,08)	-	21%	19%	Linear Trend

Fonte: Holland (2005, p.12)

Notas: Os valores que aparecem entre parênteses são os desvios-padrão dos parâmetros estimados. \*\* e \*\*\* representam, respectivamente, significância estatística para os níveis de 5 e 10%. Os valores das metas de inflação implícita, calculados a partir da equação (13), e considerando o valor do juro real de equilíbrio de longo prazo igual a 9,52% (média da amostra (1999-2005)), são os seguintes para as especificações (1) e (3):  $\pi^*(1) = 7,36$  e  $\pi^*(3) = 2,75$ .

## 9.15 AMOSTRA DE DADOS

	$i$	$\pi^*$	$r^*$	$\pi_j$	$\pi_{j+1}$	$\pi_{t+12}$	$y_t$	$x_T$
1999:07	19.51	8.00	13.19	-	-	-	88.59	103.88
1999:08	19.52	8.00	13.89	-	-	-	90.07	109.38
1999:09	19.01	8.00	12.63	-	-	-	91.24	110.30
1999:10	18.87	8.00	12.09	-	-	-	92.72	114.14
1999:11	18.99	8.00	11.11	-	-	-	92.01	109.93
1999:12	19.00	8.00	9.86	-	-	-	92.82	103.83
2000:01	18.87	6.00	9.66	6.91	4.30	-	91.94	101.58
2000:02	18.88	6.00	9.53	6.75	4.48	-	92.06	99.480
2000:03	18.94	6.00	8.77	6.48	4.47	-	93.57	97.520
2000:04	18.55	6.00	10.79	6.39	4.43	-	94.44	98.380
2000:05	18.39	6.00	11.48	6.10	4.41	-	94.17	100.39
2000:06	17.34	6.00	10.18	5.94	4.43	-	96.47	100.97
2000:07	16.51	6.00	10.18	5.97	4.38	-	97.15	98.920
2000:08	16.54	6.00	10.39	6.25	4.34	-	97.13	97.230
2000:09	16.60	6.00	10.29	6.23	4.39	-	95.97	98.030
2000:10	16.56	6.00	10.85	6.20	4.40	-	98.05	99.810
2000:11	16.38	6.00	11.14	6.14	4.34	-	97.23	103.05
2000:12	15.76	6.00	10.94	6.09	4.35	-	101.6	104.63
2001:01	15.19	4.00	9.48	4.21	3.77	-	99.14	105.43
2001:02	15.2	4.00	9.01	4.18	3.73	-	100.16	106.46
2001:03	15.84	4.00	10.08	4.33	3.64	-	98.75	109.40
2001:04	16.30	4.00	9.75	4.57	3.72	-	98.41	113.66
2001:05	16.76	4.00	9.07	5.20	3.84	-	99.17	118.34
2001:06	18.31	4.00	9.30	5.48	3.99	-	97.94	120.47
2001:07	18.96	4.00	10.78	6.14	4.37	-	97.70	122.85
2001:08	19.04	4.00	10.54	6.44	4.57	-	97.72	125.87
2001:09	19.07	4.00	11.47	6.60	4.92	-	95.85	133.74
2001:10	19.05	4.00	12.20	6.64	5.16	-	93.65	134.08
2001:11	19.05	4.00	10.07	7.24	5.13	5.57	94.74	121.91
2001:12	19.05	4.00	9.11	7.37	4.83	4.84	95.02	111.84
2002:01	19.05	3,50	8.95	4.75	3.94	4.76	97.38	107.69
2002:02	18.80	3,50	9.02	4.84	3.95	4.70	99.13	105.91
2002:03	18.45	3,50	7.66	5.10	4.05	4.94	100.32	102.02
2002:04	18.35	3,50	7.76	5.47	4.02	4.90	99.13	100.87
2002:05	18.07	3,50	9.96	5.46	4.09	4.37	97.86	108.02
2002:06	18.40	3,50	13.94	5.56	4.15	4.57	98.99	118.17
2002:07	17.86	3,50	16.37	5.95	4.33	5.08	99.89	128.41
2002:08	17.87	3,50	17.95	6.48	4.93	5.40	99.39	134.37
2002:09	17.90	3,50	19.30	6.87	5.79	6.28	99.92	143.49
2002:10	20.90	3,50	20.18	8.23	8.32	8.94	104.45	161.14
2002:11	21.90	3,50	16.40	10.66	10.41	12.47	103.28	147.53
2002:12	24.90	3,50	14.36	12.52	11.11	13.24	100.25	147.34
2003:01	25.36	4.00	12.17	11.55	8.05	11.72	98.66	139.66
2003:02	26.3	4.00	11.45	12.28	8.06	11.07	98.26	145.91
2003:03	26.32	4.00	9.18	12.33	7.93	9.90	98.39	140.36
2003:04	26.32	4.00	8.01	12.41	7.76	9.180	98.73	124.48

	$i$	$\pi^*$	$r^*$	$\pi_j$	$\pi_{j+1}$	$\pi_{t+12}$	$y_t$	$xr$
2003:05	26.27	4.00	7.14	12.11	7.41	8.23	97.65	119.89
2003:06	25.74	4.00	6.89	11.31	7.14	7.08	96.33	117.98
2003:07	24.32	4.00	6.61	10.02	6.66	6.39	97.27	116.66
2003:08	21.84	4.00	6.40	9.51	6.42	6.32	98.30	120.42
2003:09	19.84	4.00	5.36	9.61	6.24	6.56	102.36	117.37
2003:10	18.84	4.00	5.31	9.69	6.10	6.15	104.54	116.90
2003:11	17.32	4.00	5.09	9.24	5.96	5.80	105.83	119.13
2003:12	16.32	4.00	4.29	9.20	5.92	5.92	103.67	121.44
2004:01	16.30	5,50	3.63	6.00	5.07	6.01	103.57	120.31
2004:02	16.28	5,50	5.01	6.06	5.11	5.74	103.57	123.57
2004:03	16.09	5,50	4.92	6.03	5.13	5.54	105.77	121.30
2004:04	15.80	5,50	4.43	6.17	5.14	5.60	105.93	121.05
2004:05	15.79	5,50	5.03	6.48	5.28	5.98	107.79	128.95
2004:06	15.79	5,50	4.46	6.92	5.43	6.33	107.77	131.10
2004:07	15.83	5,50	4.34	7.17	5.59	6.36	109.34	127.49
2004:08	15.90	5,50	4.32	7.30	5.67	6.27	109.92	125.84
2004:09	16.23	5,50	4.07	7.34	5.85	6.24	110.46	121.94
2004:10	16.71	5,50	3.39	7.19	5.89	6.22	110.25	122.41
2004:11	17.23	5,50	2.73	7.29	5.89	6.30	110.52	122.05
2004:12	17.74	5,50	2.82	7.46	5.74	6.08	111.64	119.38
2005:01	18.25	4,50	3.27	5.75	5.06	5.74	111.04	117.58
2005:02	18.75	4,50	3.08	5.71	5.02	5.61	109.33	113.44
2005:03	19.24	4,50	3.30	5.92	5.05	5.67	111.00	119.05
2005:04	19.51	4,50	3.50	6.28	5.11	5.87	111.08	112.07
2005:05	19.75	4,50	4.12	6.33	5.10	5.39	112.48	105.32
2005:06	19.73	4,50	4.36	5.98	5.06	4.85	114.20	102.43
2005:07	19.75	4,50	3.73	5.57	5.00	4.86	111.89	100.33
2005:08	19.74	4,50	3.65	5.27	4.84	4.70	112.82	101.40
2005:09	19.48	4,50	3.02	5.23	4.69	4.74	110.24	99.13
2005:10	18.98	4,50	3.35	5.32	4.62	4.73	110.29	95.36

Fonte: BACEN; IPEA; IBGE; FED

Nota:  $i$  (juros nominal);  $\pi^*$  (meta de inflação);  $r^*$  (taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo);  $\pi_j$  (expectativa de inflação do ano corrente);  $\pi_{j+1}$  (expectativa de inflação do ano seguinte);  $\pi_{t+12}$  (expectativa de inflação doze meses adiante);  $y_t$  (índice de produção industrial);  $xr$  (índice de taxa de câmbio real efetiva).

# Livros Grátis

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

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

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

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

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