

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO (IE/UFRJ)

INSTITUTO DE ECONOMIA

POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL (2000-2010): UMA AVALIAÇÃO CRÍTICA  
ATRAVÉS DA ESTIMATIVA DE UMA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO  
CENTRAL DO BRASIL

**MARCUS AUGUSTO PEREIRA RIBEIRO**

**Dissertação** apresentada ao Instituto de Economia da  
Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito  
parcial para obtenção do grau de Mestre em Ciências  
Econômicas

ORIENTADOR: Prof.<sup>a</sup>. JENNIFER HERMANN

CO-ORIENTADOR: Prof. ANDRÉ DE MELO MODENESI

Rio de Janeiro, 2011

POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL (2000-2010): UMA AVALIAÇÃO CRÍTICA  
ATRAVÉS DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL

**MARCUS AUGUSTO PEREIRA RIBEIRO**

**Dissertação** apresentada ao Instituto de Economia da  
Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito  
parcial para obtenção do grau de Mestre em Ciências  
Econômicas

**Banca Examinadora**

**Profª. Drª. Jennifer Hermann (IE/UFRJ – Orientadora)**

**Prof. Dr. Andre de Melo Modenesi (IE/UFRJ – co-orientador)**

**Prof. Dr. Renaut Michel Barreto (IPEA)**

Rio de Janeiro, 2011

Ribeiro, Marcus Augusto P.

POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL (1999-2010): UMA  
AVALIAÇÃO CRÍTICA ATRAVÉS DA FUNÇÃO DE  
REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL:

Orientador: Jennifer Hermann

Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 2011

Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação  
em Economia do IE/UFRJ

## RESUMO

Este trabalho **estima uma função de reação do Banco Central do Brasil para o período compreendido entre Janeiro de 2000 e outubro de 2010**, possibilitando análise crítica da condução da política monetária no período pós implantação do denominado regime de metas inflacionárias. Além de estimarmos uma função de reação para o período janeiro de 2000 a outubro de 2010, procedemos a uma “quebra” desses 11 anos em 2 períodos, a saber: de 2000/01 a 2003/12 e 2004/01 a 2010/10. **Nosso objetivo é** examinar, com as estimativas para cada período em separado, se a função de reação do Banco Central do Brasil mudou. Ou seja, as mudanças no ambiente macroeconômico ensejaram alguma mudança no comportamento do Banco Central?

Em síntese, ao procedermos a uma “quebra” desses 11 anos em 2 períodos, objetivamos verificar o que marcou cada uma dessas distintas fases. A função de reação do Banco Central do Brasil mudou? Ante mudanças no ambiente macroeconômico a autoridade monetária alterou sua forma de atuar? Nossas estimativas apontam que o Banco Central não mudou, em linhas gerais, sua forma de reagir ante a mudanças no ambiente macroeconômico nos períodos em que dividimos nossa amostra. As estimativas apontam também que a autoridade monetária reagiu fortemente aos desvios das expectativas em relação à meta, porém mostrou-se pouco ou nada sensível ao hiato do produto.

## SUMÁRIO

Agradecimentos.....	7
I – Introdução.....	8
I.1– Objetivos.....	7
I.2 – Antecedentes do Sistema de Metas.....	10
I.3 – Estrutura da Dissertação.....	14
II – Capítulo I - Sistema de Metas Inflacionárias, Regra de Taylor e o Novo Consenso em Política Monetária.....	16
II.1. - Sistema de Metas Inflacionárias (SMI).....	16
II.2. - Regra de Taylor: Princípios Gerais e fundamentos teóricos.....	18
II.2.1 – Os Pilares do Novo Consenso em Política Monetária.....	22
II.3 – Conclusão.....	30
III - Capítulo II – Resenha das estimativas empíricas para o Brasil: A literatura Brasileira.....	30
III.1 – Introdução.....	30
III.2 – A Literatura Internacional.....	31
III.3 - A Literatura Nacional.....	34
III.4 – Sumário e Conclusões.....	57
IV - Capítulo III – Estimando uma Função de Reação para o Banco Central do Brasil (01/2000 - 10/2010).....	59
IV.1 – Introdução.....	59
IV.2 - Dados Utilizados.....	60
IV.3 – Apresentação Estatística das variáveis.....	63
IV.4 – Testes de Estacionariedade das Séries.....	66
IV.5 – Estimativas dos modelos.....	69

IV.5.1 – Introdução: O período 2000/01 - 2010/10.....	<b>69</b>
IV.5.2 – Estimativas para o período 2000/01 a 2010/10: Avaliando a inclusão do Câmbio Nominal.....	<b>73</b>
IV.6 – Resultados e Conclusões referentes ao período 2000/01 a 2010/10.....	<b>75</b>
V - Capítulo IV – Estimativas e Resultados comparados para os períodos 2000/01 a 2003/12 e 2004/01 a 2010/10.....	<b>78</b>
V.1 – Introdução.....	<b>78</b>
V.2 – Panorama dos períodos analisados.....	<b>79</b>
V.2.1 – A 1ª Fase: O período Janeiro de 2000 a Dezembro de 2003 .....	<b>79</b>
V.2.2 – A 2ª Fase: O período Janeiro de 2004 a Dezembro de 2010 .....	<b>81</b>
V.3 – Descrição Estatística das Variáveis e Testes de Estacionariedade das Séries .....	<b>84</b>
V.4- Dos Resultados das Estimativas.....	<b>89</b>
V.5 – Sumário e Conclusões do capítulo IV.....	<b>95</b>
V.5.1 - Resultados e Conclusões referentes período 2000/01 a 2003/12.....	<b>95</b>
V.5.2 - Resultados e Conclusões referentes período 2004/01 a 2010/10.....	<b>97</b>
VI – Conclusões finais.....	<b>100</b>
VII - Referências Bibliográficas.....	<b>102</b>
VIII – Anexo: Quadros.....	<b>105</b>

## **Agradecimentos**

Agradeço muitíssimo a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para que este trabalho fosse concluído. Aos meus Pais, pela educação, esforço e carinho infinitos. Às minhas três mulheres, Regina, Yasmin e Laura, pela paciência e amor durante toda a caminhada, sem os quais Eu não teria chegado ao fim. À Professora Jennifer Hermann, minha orientadora, pela paciência, orientação, correções de rumos e discussões sobre os temas aqui tratados.

Ao Professor André Modenesi, pelas discussões, apoio, incentivo e carinho durante a elaboração do trabalho, meu muito obrigado.

À Professora Viviane Luporini, pelo auxílio e orientações durante a preparação da dissertação.

Ao Professor Renaut Michel por ter gentilmente aceito o convite de participar de minha banca de Mestrado, agradeço o carinho e apreço.

À minha Mãe querida na certeza de que está próxima a Deus e intercedendo por mim, meu amor eterno.

## I. Introdução

### I.1 - Objetivo:

Neste trabalho **estimamos uma função de reação do Banco Central do Brasil para o período compreendido entre Janeiro de 2000 e outubro de 2010**, possibilitando análise crítica da condução da política monetária no período pós implantação do denominado regime de metas inflacionárias. Além de estimarmos uma função de reação para o período janeiro de 2000 a outubro de 2010, procedemos a uma “quebra” desses 11 anos em 2 períodos, a saber: de 2000/01 a 2003/12 e 2004/01 a 2010/10. **Nosso objetivo é** examinar, com as estimativas para cada período em separado, se a função de reação do Banco Central do Brasil mudou. Ou seja, as mudanças no ambiente macroeconômico ensejaram alguma mudança no comportamento do Banco Central?

Ao procedermos a uma “quebra” desses 11 anos em 2 períodos, objetivamos verificar o que marcou cada uma dessas distintas fases. A função de reação do Banco Central do Brasil mudou? Ante mudanças no ambiente macroeconômico a autoridade monetária alterou sua forma de atuar?

Estimamos especificações com as variáveis em nível e em sua 1ª diferença e comparamos os resultados. Procuraremos responder às seguintes questões:

- a- Como o Banco Central do Brasil tem se orientado no manejo de sua variável operacional? Quais as variáveis que se mostraram, neste longo período de 11 anos, mais significativas a ensejar as mudanças na taxa de juros SELIC? O Hiato do Produto? Os desvios da inflação em relação às metas estabelecidas?
- b- O denominado “Princípio de Taylor” foi cumprido na condução da política monetária nestes 11 anos (ou seja, o coeficiente de resposta da política monetária aos desvios da meta de inflação foi maior do que 1)?



Com este trabalho objetivamos também avaliar as hipóteses de que o Banco Central do Brasil reagiu mais fortemente às expectativas inflacionárias (desvio da inflação em relação à meta) do que ao hiato do produto, bem como às variações na taxa de câmbio nominal em relação ao nível da taxa de câmbio. Objetivamos também avaliar a hipótese da existência de alto grau de inércia da taxa de juros (existência de elevado grau de autocorrelação na taxa Selic), tendo em vista o comportamento da autoridade monetária ao longo desses anos, ao proceder a ajustes lentos e de pequena magnitude na taxa básica de juros.

Por fim e não menos importante, em face das divergências encontradas na literatura, apontadas no capítulo 2, verificaremos se a função de reação estimada é sensível às variações (depreciações) na taxa de câmbio nominal. Neste sentido, a fim de avaliar possíveis influências do setor externo sobre a política monetária, incluiremos a variação da taxa de câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) e a taxa de câmbio (nível) nas estimativas. A função de Reação da autoridade monetária tem sido mais sensível ao nível ou às variações nominais da taxa de câmbio? Esses se constituem nos objetivos das estimativas que levamos a efeito neste trabalho. Procuraremos assim, responder, com esta dissertação, a essas perguntas.

Essas hipóteses acima “levantadas” serão avaliadas através dos coeficientes das variáveis explicativas que integram a forma funcional da função de reação especificada. Tais se revelam significativos? A comparação entre os coeficientes estimados nas funções de reação constitui-se, igualmente, forma de avaliar as hipóteses aventadas.

## I.2 - Breve Histórico dos antecedentes do Sistema de Metas de Inflação

Passados 16 (dezesesseis) anos da adoção do Plano Real (junho/1994), a economia brasileira segue mantendo baixas taxas de inflação, que neste longo período manteve-se sempre em patamares abaixo de 2 (dois) dígitos (à exceção dos exercícios de 1995 e 2002, em que a taxa de inflação medida pelo IPCA, foi de 22,4 e 12,5% respectivamente).

A inflação efetiva, medida pelo IPCA, desde o advento do Plano Real, (ambas em  $\Delta\%$  a.a.) seguiu a seguinte trajetória:

TABELA 1 – TAXA DE INFLAÇÃO MEDIDA PELO IPCA – 1995 A 2010

Exercício	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Inflação	22,41	9,56	5,22	1,70	8,94	5,97	7,67	12,53	9,30

Exercício	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Inflação	7,60	5,69	3,14	4,46	5,90	4,31	5,91

Fonte: Banco Central do Brasil, disponível em <http://www.bcb.gov.br>

A obtenção de reduzidas taxas de inflação foi efetivamente conseguida com a adoção do Plano Real. O sucesso no que diz respeito à redução da inflação foi indiscutível: a inflação acumulada medida pelo IPCA caiu de 1.093,8%, em 1994, para 22,418% em 1995, chegando a menos de dois dígitos já em 1996.

A política monetária adotada a partir de Julho de 1994 até o 1º semestre de 1995 foi de fixar a taxa nominal de juros e acomodar as demandas por moeda e quase moeda à taxa nominal determinada (Arida, 2005). Segundo Pêrsio Arida, não houve nenhum compromisso efetivo do BACEN com regras determinadas para juros, moeda ou câmbio, a não ser que “não se permitiria que a taxa de câmbio superasse o valor unitário” (Arida, 2005, pág. 509).

Os próprios formuladores do Real reconhecem que “a máxima flexibilidade assim concedida ao Banco Central teve como aspecto positivo a

possibilidade de acompanhar uma conjuntura imprevisível e, como custo, o danoso efeito sobre expectativas decorrente da falta de compromisso com **metas ou critérios**, dificultando, por conseqüência, a construção da confiança no padrão monetário” (Arida, 2005, pág. 509).

Não muito diferente foi a partir de 1995 (1º semestre), em que se adotou um sistema de bandas cambiais, onde a política monetária era conduzida de modo a manter o câmbio sob controle. De fato, a estabilização foi baseada na denominada “âncora cambial”, em que a taxa de câmbio assumiu papel fundamental enquanto objetivo intermediário da política monetária. A história dos primeiros anos do Plano Real evidencia a preocupação dos administradores da política econômica com o câmbio, enquanto objetivo intermediário de política, âncora do processo de estabilização que então se iniciava. Assim, até janeiro de 1999, a política de controle da inflação era feita com o uso da taxa de câmbio, sendo o sistema de bandas cambiais responsável pelo controle do processo inflacionário e a política monetária usada como meio de administração da taxa de câmbio.

A partir de Junho de 1999, o BACEN passa a adotar o **sistema de metas de inflação**, em que, analogamente ao período anterior, também se utiliza da taxa de juros (SELIC) como variável-operacional para alcançar determinada meta de inflação. O capítulo I detalhará as bases/fundamentos desse sistema.

Com a adoção do referido “Sistema de Metas Inflacionárias (SMI)”, a taxa de juros tem sido determinada fazendo-se uso da denominada Função de Reação do Banco Central, na linha da Regra proposta por Taylor (1999). Os aspectos principais do trabalho de Taylor bem como o funcionamento da “regra” serão também objeto do capítulo I.

Se anteriormente à mudança do regime cambial e à adoção do Sistema de Metas Inflacionárias (1999), o Brasil convivia com taxas reais de

juros superiores a 20% ao ano, diferente cenário se constata após a mudança de regime cambial e implantação do SMI.

No período 1994-1998, as elevadas taxas de juros praticadas no Brasil eram o custo resultante da sustentação de um regime de câmbio administrado que foi progressivamente perdendo credibilidade em função dos sucessivos e crescentes déficits em transações correntes, fato que parece consensual entre os analistas da economia brasileira.

Vale observar que a taxa de juros real reduziu-se a partir da implementação do Sistema de Metas inflacionárias, passando de um patamar médio de 25% a.a, durante o período 1995-1998, para um patamar médio de 10,25 % a.a no período 1999-2002.

A partir de 2003, a taxa real de juros vem alternando períodos de alta com períodos de queda, no compasso da resposta da autoridade monetária às distintas situações enfrentadas a partir de então.

Quadro a seguir demonstra o comportamento da SELIC (em termos nominais e reais) desde 1998:

TABELA 2 – EVOLUÇÃO DA SELIC (NOMINAL E REAL)

Taxa de Juros (SELIC)	A n o	1998	1999	2000	2001	2002
<b>Nominal</b>		28,8	25,6	17,4	17,3	19,2
<b>Real</b>		26,6	15,3	10,8	8,9	6,0

Taxa de Juros (SELIC)	A n o	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010 (Jan. a Out.)
<b>Nominal</b>		28,8	23,3	16,2	19,1	11,18	13,66	8,65	9,90
<b>Real</b>		26,6	12,8	8,0	12,7	4,46	2,31	2,01	3,39

Fonte: Banco Central do Brasil e cálculos de Nelson Barbosa Filho (2009) - Inflation targeting in Brazil: 1999-2006. A taxa SELIC é apresentada acumulada ao longo do exercício. A taxa real de juros foi obtida deflacionando-se a taxa nominal pela taxa de inflação acumulada ao longo do ano, tomando-se o IPCA.

Tem-se, em síntese, breve panorama do período pré-implantação do regime de metas de inflação e da evolução das principais variáveis afetas ao referido sistema, desde sua adoção. As Características do Sistema de Metas de Inflação adotado pelo nosso país em 1999, bem como uma apresentação das idéias subjacentes ao uso de uma regra de política monetária nos moldes propostos por Taylor (1993) serão apresentados no capítulo I, onde discutiremos ainda o referencial teórico que permeia a adoção, por diversos países desde os idos de 1990, do assim denominado sistema ou regime de metas inflacionárias.

### I.3 – Estrutura da Dissertação

A presente dissertação compreende, além da introdução, em que discorreremos brevemente sobre os antecedentes da implantação do regime de metas inflacionárias, **4** capítulos:

No capítulo **1º** faremos uma resenha das idéias e conceitos do denominado Novo Consenso em Macroeconomia (NCM), marco teórico subjacente ao uso de regras de política monetária “tipo Taylor” e adoção do sistema de metas inflacionárias, desde os idos de 1990. A adoção de sistemas de metas inflacionárias, combinada com os fundamentos do NCM é classificada pela literatura como “New Consensus Monetary Policy”, (NCMP) daqui por diante.

No **2º** capítulo, faremos uma resenha das estimativas de funções de reação para o Banco Central do Brasil, apresentando e comentando seus diferentes objetivos, metodologias e resultados.

No capítulo **3º** passaremos às estimativas de uma função de reação para o Banco Central do Brasil (BCB) para o período compreendido entre **Janeiro de 2000** e **Outubro de 2010**, que contempla mais de 11 anos de implementação do Regime de Metas inflacionárias. Trataremos de estimar uma “Regra de Taylor” original, acrescida de um termo de suavização da taxa de juros, seguindo a linha proposta por Judd e Rudebusch (1998) e Clarida, Galí e Gertler (1999 e 2000).

No **4º** capítulo, procedemos ainda a estimativas, tomando os períodos de 2000/01 a 2003/12 e 2004/01 a 2010/10, respectivamente, “quebrando” o período de 11 (onze) anos em dois, na busca de examinar as particularidades da operacionalização da política monetária em fases/períodos que enfrentaram ambientes macroeconômicos distintos, marcados por eventos internos e externos bastante distintos e característicos. Ressalto que, tais períodos serão melhor e devidamente detalhados no próprio capítulo 4,

cabendo aqui, em se tratando de apresentar a estrutura da dissertação, tão somente mencioná-los sumariamente.

Por fim, conforme já comentado no tópico I.I, em vista das divergências encontradas na literatura no que tange à influência da taxa de câmbio nominal na condução da política monetária, em especial as conclusões de Holland (2005) e Barbosa (2006), valendo mencionar ainda as conclusões de Bueno e Policano (2008), incluiremos a variação da taxa de câmbio nominal (e de seu nível) de forma a verificar possíveis influências do setor externo sobre a política monetária.

## II - Capítulo I – Sistema de Metas Inflacionárias, Regra de Taylor e o Novo Consenso em Política Monetária

### II.1. - Sistema de Metas Inflacionárias (SMI)

Inicialmente importa apresentar, sucintamente, o surgimento do regime de Metas de Inflação no Brasil e sua base institucional para, após, passar aos fundamentos teóricos subjacentes à adoção de tal sistema.

Conceitualmente, o sistema ou regime de metas para a inflação “é um regime monetário no qual o Banco Central se compromete a atuar de forma a garantir que a inflação efetiva esteja em linha com uma meta pré-estabelecida, anunciada publicamente” (BCB - DIPEC, 2010, pág.7).

A edição do Decreto Presidencial nº **3.088**, de 21 de junho de 1999, dá início à implementação, pelo BACEN, do denominado **Sistema de Metas de inflação**, em que a taxa de juros (SELIC) constitui-se na variável-operacional para alcançar determinada meta de inflação. A adoção desse sistema vem pouco após a mudança do regime cambial, em que a economia passa a fazer uso do regime de câmbio flutuante. Em 30 de junho de 1999, o Conselho Monetário Nacional (CMN) edita a Resolução nº 2.615, tratando da definição do índice de preços de referência e das metas para a inflação de 1999 e para o ano subsequente.

O índice de preços escolhido pelo governo para ser a âncora nominal do novo sistema, foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A base institucional do sistema de metas inflacionárias pode assim ser descrita:

- O Conselho Monetário Nacional (CMN), composto pelos Ministros da Fazenda, do Planejamento e pelo Presidente do Banco Central do Brasil, estabelece a meta para a inflação;



- Em junho de cada ano, o CMN estabelece a meta de inflação e seu correspondente intervalo de tolerância, para os próximos dois anos;
- Cabe ao BCB a responsabilidade de alcançar a meta, mas nenhum instrumento ou estratégia é especificado;
- O Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM) decide periodicamente (a cada 45 dias em média) o nível da taxa básica de juros (a taxa SELIC) necessário para se alcançar a meta de inflação;
- Considera-se que a meta foi alcançada sempre que a taxa de inflação acumulada durante o ano calendário “cair” dentro do intervalo de tolerância especificado pelo CMN;
- Se a meta não for alcançada, o Presidente do BCB deve elaborar e enviar uma carta aberta ao Ministro da Fazenda explicando as causas do descumprimento, as medidas a serem adotadas de forma a assegurar que a inflação retorne à meta, bem como o tempo necessário para que tal se processe.

Dois aspectos fundamentais do SMI merecem ser destacados. O 1º diz respeito ao instrumento de política monetária utilizado. O 2º aspecto, refere-se ao papel das expectativas de mercado neste regime.

O regime de metas para a inflação brasileira utiliza a taxa SELIC como instrumento primário de política monetária. A já mencionada taxa SELIC é a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de 1 dia útil (overnight) lastreados por títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia, ou seja, **é a taxa de juros que equilibra o mercado de reservas bancárias**. Operacionalmente, cabe à mesa de operações de mercado aberto do Banco Central, uma vez estabelecida a meta para a SELIC, manter a taxa diária próxima à meta.

O 2º aspecto fundamental do SMI refere-se às expectativas de mercado. Um dos objetivos centrais do regime de metas é justamente ancorar as expectativas de mercado que, de forma geral, orientam o processo de

formação de preços na economia. Na medida em que o Banco Central do Brasil anuncia sua estratégia de política monetária e comunica a avaliação das condições econômicas, os mercados passam a ter melhores condições de compreender o padrão de resposta da política monetária aos desenvolvimentos econômicos e aos choques. Segundo a concepção do regime de metas de inflação, à medida que o Banco Central anuncia devidamente sua estratégia e comunica sua avaliação das condições da economia, os movimentos da política monetária passam a ser mais previsíveis ao mercado no médio prazo e as expectativas de inflação podem ser formadas com mais eficiência e precisão.

Com a adoção do referido SMI, a taxa de juros tem sido determinada fazendo-se uso da denominada “Função de Reação do Banco Central”, na linha da Regra proposta por Taylor (1999).

Importa discorrer com mais detalhes sobre a já referida Regra de Taylor.

## II.2. Regra de Taylor: Princípios Gerais e fundamentos teóricos

Em trabalho publicado em 1993, denominado “Discretion versus Policy Rules in Practice”, o Professor da Universidade Stanford e pesquisador do National Bureau of Economic Research John Taylor, propõe uma **regra** para a taxa de juros real de curto-prazo. Importante destacar que tal regra não foi desenvolvida a partir de um modelo teórico nem mesmo originou-se a “partir de intenso debate acadêmico” (Bofinger, 2001). A regra resultou de **estudo empírico** a respeito da política monetária levada a efeito pelo Federal Reserve Bank (FED) dos Estados Unidos durante os anos de 1987 a 1992. Vale dizer que o autor **assumiu** que os pesos utilizados pelo FED em relação aos desvios da inflação e o PIB seriam de 0,5, asseverando que a regra que propunha tinha as propriedades gerais das regras que surgiram de pesquisas recentes e os coeficientes “are round numbers that make for easy discussion”.

Assim, se, por exemplo, a inflação fosse 1 ponto percentual acima da meta, o FED deveria elevar em 0,5% as taxas de juros.

De uma forma geral, a “Regra de Taylor” propõe que a taxa de juros de curto-prazo deveria assim ser estabelecida:

$i = \pi_t + r^* + g(y_t - y^p) + h(\pi_t - \pi^*)$ , em que:

$i$  = taxa nominal de juros de curto-prazo

$r^*$  = estimativa da taxa real de juros de equilíbrio da economia

$\pi_t$  = taxa de inflação;  $\pi^*$  = Meta de inflação

$g(y_t - y^p)$  = hiato do produto (desvio do PIB em relação ao PIB potencial).

$g, h > 0$ ; esses parâmetros medem a **sensibilidade** da taxa de juros, respectivamente, ao desvio do PIB em relação ao seu potencial e ao desvio da inflação com relação à meta.

Neste sentido, a taxa de juros deveria responder às variações do desvio da inflação em relação à meta (ou à inflação esperada), ao hiato do produto e depende ainda da taxa de juros de equilíbrio. Em seu estudo, Taylor propõe que a equação a seguir fornece uma boa descrição da política de taxa de juros desenvolvida pelo FED no período em questão (1987 a 1992):

$$i_t - \pi_t = 2 + 0,5(\pi_t - 2) + 0,5(y_t - y^p)$$

Ou seja, os pesos dados pela autoridade monetária aos desvios da inflação e do produto para a determinação da taxa de juros deveriam ser de 0,5 ( $g, h = 0,5$ ). O estudo **pressupõe**, ainda, que a taxa de juros real e a meta de inflação são ambas iguais a 2%. Portanto, a taxa de juros real será igual a 2% quando a inflação for 2% e não houver divergência entre o PIB real e o PIB potencial. Tais valores não foram de fato obtidos de quaisquer estimativa econométrica, mas sim sugeridos pelo autor, adequando-se bem à condução da política monetária pelo FED no período analisado (1987/1992), tomando-se por base a equação proposta.

Portanto, o comportamento das taxas de juros nos EUA poderia, segundo Taylor, ser muito bem representado pela relação linear  $i_t - \Pi_t = 2 + 0,5(\Pi_t - 2) + 0,5(y_t - y^p)$ .

De forma didática, a Regra funciona da seguinte maneira:

Se  $(y_t - y^p) = 0$  e  $(\Pi_t - \Pi^*) = 0$ , então  $i = \Pi_t + r^*$ ;

Se  $(y_t - y^p) > 0$  e/ou  $(\Pi_t - \Pi^*) > 0$ , então  $i \uparrow \Rightarrow \Delta i > 0$

Se  $(y_t - y^p) < 0$  e/ou  $(\Pi_t - \Pi^*) < 0$ , então  $i \downarrow \Rightarrow \Delta i < 0$

A questão mais importante, como ressalta Bofinger (2001) é se a regra derivada deste estudo empírico pode servir como “general guideline” para políticas monetárias. Taylor argumenta que **sim**, apontando que

*“Model simulations show that simple policy rules work remarkably well in a variety of situations; they seem to be surprisingly good approximations to fully optimal policy. Simulations results also show that simple policy rules are more robust than complex rules across a variety of models. Introducing information lags as long as [a] quarter does not affect the performance of the policy rule by very much. Moreover, the basic results about simple rules designed for the United States seem to apply broadly to many countries (Taylor, 1999, pág. 657).”*

Neste mesmo trabalho acima referido (Taylor 1999), o autor **tenta** demonstrar que sua regra **pode** ser obtida da equação quantitativa ( $MV = PY$ ), que sua regra está amparada na Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). Vale citar passagem do autor no referido trabalho de 1999 ao asseverar

*“ The policy rule is, of course, quite different from the quantity equation of Money, but it is closely connected to the quantity equation. In fact, it can be easily derived from the quantity equation.”*

Ou seja, o argumento que o autor tenta demonstrar é de que embora sua regra seja bastante distinta da equação quantitativa acima referida, está intimamente ligada a esta. Embora não demonstre claramente a passagem da equação quantitativa à regra que propõe (os passos para se chegar à sua regra partindo da equação quantitativa não estão explicitados e a argumentação é deveras obscura), se a Regra de Taylor está conectada com a TQM, significa que ela carrega em si o argumento da neutralidade da moeda. A **neutralidade da moeda**, que será melhor e adequadamente explicada no próximo tópico, inerente à Regra de Taylor, pode ser percebida a partir de dois pontos principais, a saber:

- o diagnóstico da inflação é, fundamentalmente, o de demanda (excesso de demanda);

- o produto potencial (“proxy” da capacidade produtiva da economia) é suposto invariável a movimentos na taxa de juros, o que reflete o argumento da pré-falada neutralidade.

Na busca de como pode ser obtida/deduzida a Regra de Taylor, Bueno e Policano (2008) mostram que a regra pode ser derivada de um modelo de otimização intertemporal das preferências do Banco Central. Assumindo que essas preferências sejam descritas por uma função de perdas quadrática

$$L = \frac{1}{2} * E_t \{ \sum_{t=1} \theta^t [\lambda ((\Pi_{t+i})^2 + (y_{t+i})^2) ] \}$$
 em que:

$E_t$  é o operador esperança matemática,  $\theta$  é o fator de desconto intertemporal,  $\lambda$  o peso relativo atribuído ao desvio do produto potencial e as variáveis  $y_{t+i}$  e  $\Pi$  representam o hiato do produto e a inflação nos períodos, respectivamente, ao Banco Central caberia, na condução da política monetária, minimizar esta função, com as restrições inerentes.

Essas restrições com que o Banco Central se defronta ao realizar a minimização da função de perdas são descritas por duas equações, representadas pelas seguintes formas funcionais:

(1)  $y_t = \rho y_{t-1} - \gamma r_{t-1} + u_t$  - curva de demanda agregada e

(2)  $\Pi_t = \Pi_{t-1} + \alpha y_t + \delta_t$  - curva de Phillips, em que

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

Da minimização de  $L$  sujeita às restrições (1) e (2) obtém-se a regra de juros ótima  $i_t = (1 + q/\gamma) * \Pi_t + [(\rho + q\alpha / \gamma)] * y_t$ , sendo  $q$  representado por

$$q = (-\lambda\alpha + (\alpha^2\lambda^2 + 4\lambda)^{1/2})/2$$

Neste ponto, cabem alguns comentários em relação à comentada Regra de Taylor. Desde sua publicação, em trabalho de 1993, inúmeros estudos, tanto teóricos quanto empíricos, a respeito do assunto foram elaborados. Barbosa e Soares (2006, pág.5) traduzem com precisão a importância da Regra de Taylor, seja para a operacionalização da política monetária, seja para a pesquisa econômica:

***“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. 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.”***

Os referidos estudos, que apresentamos a seguir, encerram alterações na Regra original proposta por Taylor, incorporando variáveis outras na regra operacional seguida pela autoridade monetária.

Diversos países têm adotado como enfoque para executar sua política monetária a idéia de um banco central independente combinado com o uso de uma taxa de juros “chave” como instrumento de política objetivando alcançar determinada “meta” de inflação. O marco teórico subjacente a este enfoque é o Novo Consenso em Macroeconomia, doravante denominado como

NCM. A ampla adoção do sistema de metas inflacionárias, desde os idos de 1990, combinada com os fundamentos do NCM é classificada pela literatura como “New Consensus Monetary Policy”, (NCMP) daqui por diante.

A denominada Regra de Taylor insere-se no que a literatura convencionou denominar Novo Consenso em Política Monetária, expressão cunhada a partir de trabalhos como os de Blinder (1981, 1997), Taylor (1993, 1999, 2000), Romer (2000), para citar alguns.

Assim, para o efetivo entendimento dos pressupostos subjacentes ao uso e aplicação da regra pelos “policy makers”, importa destacar em linhas gerais os pilares do modelo.

### II.2.1 – Os Pilares do Novo Consenso em Política Monetária

O NCMP pode ser apresentado através das **3** equações básicas seguintes:

(i) Uma curva IS, estabelecendo uma relação entre as taxas de juros e o produto de equilíbrio no mercado de produto (ou, no caso de uma economia aberta, uma relação entre as taxas de juros e de câmbio real com o produto de equilíbrio no mercado de produto)

$y = A - ar$ , onde  $A$  representa a soma dos componentes de demanda exógenos,  $r$  a taxa real de juros.

Se quisermos expressar a taxa de juros real que torna  $y = y^*$  ( $y^*$  representa o produto de equilíbrio ou produto potencial), define-se  $y^* = A - ar_s$ ;

$r_s$  então é exatamente essa taxa que estabiliza  $y$ .

(ii) Uma curva de Phillips com inércia:

$\pi = b \pi_{-1} + \alpha (y - y^*) + c$ , onde  $c$  é um choque de oferta,  $b$  é um coeficiente de inércia (transmissão da inflação passada para a inflação do período atual) e  $(y - y^*)$  é o hiato do produto; quando  $b=1$  a inércia é completa.

Arestis e Sawyer (2005) especificam uma curva de Phillips que incorpora, além da inflação passada, a expectativa de inflação futura (inserindo em (ii) um termo  $E(\pi_{t+1})$ ), da seguinte forma:

$$\pi_t = b_1 (y - y^*) + b_2 \pi_{t-1} + E(\pi_{t+1}) + s, \text{ em que } s \text{ representa um choque estocástico}$$

(iii) Uma regra de política monetária (uma “Regra de Taylor”):

$i = r_{LP} + \pi_t + \Psi(\pi - \pi^T) + \beta(y - y^*)$ , em que  $i$  é a taxa de juros nominal,  $r_{LP}$  é a taxa de juros real natural ou de equilíbrio (a que consegue manter estável a taxa de inflação, ou seja  $\pi = \pi^T$  e o produto em equilíbrio,  $y = y^*$ ),  $\pi^T$  é a meta de inflação e  $(y - y^*)$  é o hiato do produto. A denominada “Regra de Taylor” representa a resposta da Autoridade Monetária que, manipulando a taxa nominal de juros, procura influir sobre a taxa real de juros e controlar o nível do produto e a inflação. Esta é a regra utilizada pela Autoridade monetária.

A fim de alcançar esta taxa, a autoridade monetária aumenta a taxa de juros nominal quando a inflação está acima da meta ou quando o produto está acima do potencial e diminui a taxa nominal de juros *contrário sensu*. Importa ressaltar que o parâmetro  $\Psi$  deve ser positivo a fim de garantir que a taxa real de juros se mova na direção desejada, ou seja, que o aumento na taxa de juros nominal seja maior que a inflação e consiga afetar a taxa real de juros na direção desejada (só assim a autoridade monetária conseguiria atingir a meta inflacionária).

Vale descrever, por seu caráter explicativo, como funciona a “regra monetária” no modelo, valendo-nos para tanto dos ensinamentos de Carlin e Soskice (2006). Segundo os autores referidos a “chave” para o entendimento do papel desempenhado pela regra monetária é que ela mostra o caminho ao longo do qual a economia será guiada pela ação do BACEN de forma a levá-la de volta ao equilíbrio do produto com a inflação “na meta”. Sempre que a economia é deslocada do equilíbrio ( $Y^e, \pi^T$ ), seja por um choque de demanda



ou mesmo por um choque de oferta, o “dever de casa” da autoridade monetária é usar a variável-instrumento taxa de juros e conduzir a economia de volta ao equilíbrio. Choques inflacionários, choques de demanda, temporários ou permanentes, provocam a mesma reação na autoridade monetária, como bem ilustram os autores.

Em linhas gerais, o processo é o seguinte (gráfico a seguir ilustra bem esse desenvolvimento):

Considere que, por algum motivo, a inflação tenha aumentado para 6% (ponto B), ultrapassando a meta  $\pi^T$  de 2%. O ponto B se encontra sobre a curva de Phillips PC ( $\pi^I = 6\%$ ). Para trazer a inflação de volta à meta, o produto tem que cair para abaixo de  $Y^e$ . A curva MR (Monetary Rule) mostra que a autoridade monetária escolherá o ponto F. Como o BCB faz isto? Simplesmente aumentando a taxa de juros de modo a que a demanda agregada diminua, trazendo o produto abaixo de  $Y^e$ . Vez que a economia esteja sobre a curva MR o processo de ajustamento de volta ao ponto Z é direto: com a inflação a 5%, a nova curva de Phillips com a qual o BCB se depara é a PC ( $\pi^I = 5\%$ ) e o Banco Central escolherá o ponto F'. O ajustamento prossegue passo a passo em direção ao ponto Z em que ( $Y = Y^e$ ,  $\pi = \pi^T$ ). Importa esclarecer que a curva MR, especificada pela equação  $Y - Y^e = -b(\pi - \pi^T)$ , é derivada da representação de uma curva de Phillips sob a hipótese de expectativas racionais.

A título de ilustração, vejamos o ajustamento em caso de um **choque de demanda temporário** (o diagrama na próxima página ilustrará os eventos comentados abaixo):

Uma economia parte de um estado inicial com o produto em equilíbrio (produto = produto potencial  $y^e$ ) e inflação na meta (2%, por exemplo). Esta economia enfrenta então um **choque de demanda temporário**. Tal choque é representado por um deslocamento da IS, passando para  $IS^*$ , que aí permanece por apenas 1 período (retornando, posteriormente, à situação inicial). Com o deslocamento da IS, a produção aumenta de  $y$  para  $y^*$ , de forma que  $y^* > y^e$  – **produto potencial**. Como consequência, a inflação cresce além da meta – no caso passando para 4%.

O aumento da inflação além da meta determina a nova curva de Phillips ( $\pi^i = 4\%$ ) ao longo da qual o Banco Central escolherá seu ponto desejado (qual seja o ponto C). No diagrama abaixo, se subirmos de C para C` (na curva IS do gráfico superior) a autoridade monetária pode trabalhar de modo a alcançar a taxa de juros que deseja estabelecer ( $r^`$ ).

Ou seja, a economia é deslocada do ponto A para o ponto B como resultado do choque de demanda. O aumento do produto daí derivado provoca um aumento da inflação além da meta de 2%. Devido à inércia na inflação, esta situação indesejada só pode ser eliminada “puxando” o produto para aquém do equilíbrio e o desemprego para um estado acima do desemprego de equilíbrio. O Banco Central aumenta a taxa de juros em resposta ao choque na demanda agregada, de modo a deprimir a demanda (**que é sensível à taxa de juros**) e reduzir o produto. Ato contínuo, a política monetária pode ser conduzida com vistas à situação inicial de equilíbrio.

Embora não explicitado por alguns autores, o modelo do Novo Consenso depende/baseia-se em algumas hipóteses que devem ser destacadas, valendo neste ponto mencionar tal explicitação feita por Suma (2010, pág. 14): Nos dizeres do autor,

*“ A curva de Phillips utilizada no modelo do Novo Consenso depende de algumas hipóteses:*

*1ª - De que a inércia seja completa, ou seja,  $b = 1$  (na equação ii). Nesse sentido, a curva passa a ser aceleracionista, ou seja, variações da inflação (e não mais a taxa de inflação) estarão relacionadas com choques de oferta e demanda. Na verdade, existem diversas maneiras de conceber o caráter aceleracionista, e supor que o parâmetro da defasagem  $b = 1$  é a maneira mais simples e didática.*

*2ª - O produto potencial é exógeno e independe do andamento do produto corrente;*

*3ª - Os choques de oferta têm média zero no longo prazo, ou seja, em um horizonte mais longo de tempo, os choques positivos e negativos tendem a se anular.”*

Por fim, destacamos os **aspectos fundamentais** do Novo Consenso em Política Monetária, incorporados nas equações (i) a (iii) apresentadas anteriormente, porém não explicitados, especialmente na **equação (iii)** – que descreve a regra de política monetária, consoante os ensinamentos de Arestis e Sawyer (2005):

1ª - O denominado Regime de Metas Inflacionárias constitui-se no “marco teórico” para a política monetária que aperfeiçoa a comunicação entre o público, o empresariado e os mercados, por um lado, e os “*policy makers*” por outro, proporcionando disciplina, transparência legitimidade e flexibilidade à política monetária. A literatura ressalta, entretanto, a credibilidade enquanto fator principal na condução da política monetária de forma a se evitar problemas associados à inconsistência temporal. O problema da denominada inconsistência temporal diz respeito ao “comportamento” do Banco Central, que ao perseguir uma política monetária discricionária com o objetivo específico de incrementar a atividade econômica (a produção ou o emprego) no curto-prazo pode acabar causando inflação sem qualquer ganho para a atividade econômica no longo-prazo.

2ª - A política monetária é o determinante da taxa de inflação através do efeito da taxa de juros sobre a demanda e as expectativas e, no longo-prazo, a taxa de inflação constitui-se na **única variável macroeconômica que a política monetária pode afetar**. Ou seja, a moeda é neutra **no longo-prazo**, significando que a política monetária não provoca qualquer aumento/diminuição no nível de emprego e do produto real – causando tão somente acréscimos/decrécimos no nível geral de preços. O alcance da estabilidade de preços enquanto objetivo de longo-prazo deve ocorrer a um mínimo custo em termos do hiato do produto e de desvios da inflação em relação à meta.

3ª – A política monetária assume importância capital dentre os instrumentos de política econômica, devendo ser operada por “experts”, preferencialmente através de um banco central independente. A independência do banco central é justificada em duas “frentes”: como solução para a questão da inconsistência temporal e também por permitir ao banco central atuar como “forward looking”, em vista das defasagens existentes nos efeitos da política monetária.

4ª – A política monetária deve ser usada, eminentemente, para alcançar o objetivo de baixas taxas de inflação, através do que se denomina “constrained discretion” (um meio termo entre a regra estrita e a política discricionária). Este “princípio” limita/restringe a ação da política monetária no sentido de atingir metas claras e sustentáveis de longo-prazo, sem contudo impedir uma atuação discricionária das autoridades monetárias em responder ativamente a choques não antecipados.

5ª – A fonte de inflação doméstica (relativamente à expectativa de inflação) emana do hiato de produto positivo (**produto efetivo acima do potencial**). No longo-prazo a inflação é vista como um fenômeno monetário – no sentido de que a taxa de inflação está associada à taxa de variação da oferta monetária. O nível de demanda não possui um papel independente na determinação do produto no longo prazo.

Estas se constituem nas idéias fundamentais **subjacentes** as três (três) equações apresentadas.

Conforme já comentamos anteriormente, inúmeros países têm adotado como enfoque para executar sua política monetária a idéia de um banco central independente combinado com o uso de uma taxa de juros “chave” como instrumento de política objetivando alcançar determinada “meta” de inflação. Embora não possua um Banco Central independente formalmente

(tendo um marco constitucional ou legal estabelecendo tal independência), o Brasil se insere neste rol.

### II.3 – Conclusão

O Regime ou Sistema de Metas de Inflação adotado pelo Brasil desde 1999, tem como substrato teórico as idéias expressas pelo modelo do Novo Consenso em Política Monetária. Há de se avaliar se a política monetária tem sido executada em consonância com os cinco aspectos fundamentais apresentados nas duas páginas anteriores.

Neste sentido, estimativas de uma função de reação para o Banco Central do Brasil podem bem permitir avaliar se tais pressupostos foram seguidos ou não. Em outros termos, estimar os parâmetros de uma função de reação para o Banco Central do Brasil nos possibilitará avaliar até que ponto e em que magnitude, o BCB tem reagido, através do manejo da taxa de juros SELIC, às variações da demanda (coeficiente do hiato do produto) e às expectativas (coeficiente dos desvios da inflação em relação à meta), conforme já exposto no tópico I.I - objetivos da dissertação.

A estimativa dos parâmetros da função de reação que iremos realizar e apresentar no capítulo III permitirá avaliar a como tem sido a resposta da política monetária a essas variáveis. Este será, em síntese, o objeto do capítulo III.

**III - Capítulo II – Resenha das estimativas empíricas para o Brasil: A literatura Brasileira**

#### III.1 – Introdução

Este capítulo apresenta uma resenha dos principais trabalhos empíricos feitos para a economia Brasileira. Antes, porém, é importante trazer as contribuições mais importantes da literatura internacional a respeito do tema. Tais trabalhos, além de amplamente citados na literatura nacional, foram os primeiros a testar/estimar Regras do tipo Taylor, tendo introduzido

importantes inovações na regra original proposta por este, além de constituírem-se nas principais referências de uma série de outros trabalhos e estimativas. Neste sentido, entendemos importante descrever os trabalhos internacionais mais destacados e comentados pela literatura nacional, ainda que sem entrar em especificidades econométricas próprias. É o que faremos a seguir.

O presente capítulo está dividido em 3 seções. Uma seção introdutória, seguida da apresentação de alguns trabalhos da literatura internacional, referências para a literatura nacional e, por fim, de uma resenha da literatura nacional dos trabalhos empíricos feitos para a economia brasileira contemplando estimativas de funções de reação para o Banco Central do Brasil.

### III.2 – A Literatura Internacional

Dos principais trabalhos internacionais, destaquemos inicialmente o proposto por Judd e Rudebush (1998), que estimaram uma função de reação do Federal Reserve System - Banco Central dos EUA para cada um dos períodos correspondentes à gestão de três Presidentes do FED (Arthur Burns – 1970 a 1978, Paul Volcker – 1979 a 1987 e Alan Greenspan – 1987 a 1997) com o intuito de verificar como o FED vinha ajustando o seu instrumento de política monetária, a taxa de juros nominal de curto-prazo. As estimativas basearam-se em **especificações derivadas da regra de Taylor original**.

Os autores atentaram para o fato de que, apesar da boa aderência entre o valor dos juros recomendados pela regra de Taylor e os valores ajustados pelo FED, para o período mais recente correspondente à gestão Greenspan, operacionalmente, tanto o FED quanto a maioria dos bancos centrais não ajustam a taxa de juros de forma instantânea, como a decorrente da utilização direta da regra de Taylor. Ao invés disso, o ajuste entre a taxa de juros 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 foi utilizada pelos autores nas suas estimativas.

Na especificação de Judd e Rudebusch (1998, p.6), a regra de Taylor foi a seguinte:

$$i_t^* = r^* + \Pi_t + (\beta - 1) (\Pi_t - \Pi^*) + \Psi_1 x_t + \Psi_2 x_{t-1} \quad (1)$$

onde:  $r^*$  é a taxa de juros real de longo prazo,  $\Pi^*$  é a meta de inflação,  $x_t$  é o hiato do produto e  $x_{t-1}$  o hiato do produto defasado. Na equação,  $i_t^*$  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:

$$\Delta i_t = \Phi (i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1}, \quad (2), \text{ em que:}$$

$\Delta i_t$  é a primeira diferença da taxa de juros,  $i_{t-1}$  é a taxa de juros efetiva defasada,  $\Delta i_{t-1}$  a primeira diferença do juro nominal defasado e  $\Phi$  e  $\rho$  são coeficientes. **A especificação final** utilizada para estimar a regra de Taylor para os três períodos supracitados, resultante da combinação das equações (1) e (2), fica assim estabelecida:

$$\Delta i_t = \Phi \alpha - \Phi i_{t-1} + \Phi \beta \Pi_t + \Phi \Psi_1 x_t + \Phi \Psi_2 x_{t-1} + \rho \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Em que } \alpha = r^* - (\beta - 1) \Pi^*$$

As estimativas das funções de reação foram realizadas utilizando-se o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Os referidos 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. Em relação ao período Volcker, concluem que as estimativas são menos precisas que para o período Greenspan. Relativamente ao período Burns a conclusão é de que houve uma total acomodação quanto à inflação, o que acarretou grande elevação da mesma. Ou seja, a resposta do FED não representou aumento na taxa de juros suficiente a conter o aumento dos preços (inflação), caracterizando-se por acomodar tais.

Clarida, Galí e Gertler (1999, 2000) estimaram as funções de reação de vários bancos centrais de países industrializados. Os modelos utilizados foram baseados na regra de Taylor original. Diferentemente da abordagem



“backward-looking” considerada por Taylor (1993), considerou-se uma abordagem “forward-looking”, na qual foram utilizadas as expectativas de inflação e de produto. Para cada um dos países estimou-se uma especificação básica, cuja meta de taxa de juros nominal possui a seguinte forma:

$$i_t^* = \bar{i} + (\beta - 1) (E[\Pi_{t+n} | \Omega_t] - \Pi^*) + \Psi (E[y_t | \Omega_t] - y_t^*) \quad (3), \text{ onde:}$$

$\bar{i}$  é a taxa de juros nominal de equilíbrio de longo-prazo;  $\Pi_{t+n}$  a taxa de inflação entre os períodos  $t$  e  $t+n$ ;  $E$  representa o valor esperado;  $\Omega_t$  a informação disponível para o Banco Central;  $y_t$  é o produto nominal e  $y_t^*$  o produto potencial. A dinâmica de ajustamento entre a taxa de juros efetiva e a meta de juros para cada período foi especificada por:

$$i_t = \varphi i_t^* + (1 - \varphi) i_{t-1} + v_t, \quad (4) \text{ sendo que:}$$

$\varphi \in [0, 1]$  e  $v_t$  é um choque aleatório para a taxa de juros. Combinando (3) e (4):

$$i_t = \varphi \bar{i} + \varphi (\beta - 1) (E[\Pi_{t+n} | \Omega_t] - \Pi^*) + \varphi \Psi (E[y_t | \Omega_t] - y_t^*) + (1 - \varphi) i_{t-1} + v_t,$$

Rearrmando e simplificando as notações (para torná-las mais leves), a equação estimada pelos autores pode ser assim expressa:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)[\alpha_2 + \alpha_3 (\Pi_{t+1}^e - \Pi^*) + \alpha_4 y_{t+1}^e], \text{ onde:}$$

$$\alpha_1 = (1 - \varphi), \quad (1 - \alpha_1) \alpha_3 = \varphi (\beta - 1), \quad (1 - \alpha_1) \alpha_4 = \varphi \Psi, \quad E[\Pi_{t+n} | \Omega_t] = \Pi_{t+1}^e \text{ e} \\ E[y_t | \Omega_t] - y_t^* = y_{t+1}^e$$

A metodologia usada pelos autores para realizar as estimativas dos parâmetros do modelo foi o Método Generalizado dos Momentos (GMM). Os dados são trimestrais. De acordo com a regra proposta pelos autores, a taxa de juros se amplia em resposta a um aumento na expectativa de inflação com relação à meta e a uma elevação do hiato do produto esperado. Quadro a seguir resume os resultados apurados pelos autores:

Função de reação do FED – 1960: T1 a 1996: T4

Período	AR (1) ( $\alpha_1$ )	Inflação ( $\alpha_3$ )	PIB ( $\alpha_4$ )
Pré-Volcker	0,68 (0,05)	0,83 (0,07)	0,27 (0,08)
Volcker-Greenspan	0,79 (0,04)	2,15 (0,40)	0,93 (0,42)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1999).

Concluem os autores que, na era anterior à Gestão Volker, a política monetária foi marcadamente acomodaticia. A taxa de juros real declinava na medida em que a expectativa de inflação se elevava. Ou seja, uma elevação da inflação esperada gerava uma ampliação menos que proporcional da taxa de juros ( $\alpha_3 = 0,83$ ). Já na Gestão de Paul Volker e também de Alan Greenspan, o FED adotou um comportamento claramente pró-ativo. Em média, a taxa de juros real se elevava na medida em que a expectativa de inflação subia. Vale dizer, um aumento da inflação esperada determinava uma elevação mais que proporcional na taxa de juros ( $\alpha_3 = 2,15$ ).

### III.3 – A literatura Nacional

Não são poucas as estimativas de regras à maneira de Taylor para a economia brasileira. Começamos pelo trabalho de Minella, A., Freitas, P.S., Ilan Goldfajn e Muinhos, M.K. (2002).

Os autores estimam uma “regra de Taylor” do tipo “forward-looking”. Na regra estimada, trabalham com a expectativa de inflação ( $\Pi^e_{t+1}$ ) e a meta de inflação ( $\Pi^*_{t+1}$ ) 12 meses à frente. A amostra consiste em dados mensais entre **julho de 1999** e **junho de 2002**.

Duas definições distintas são usadas para a taxa SELIC: a 1ª é a taxa SELIC básica e a 2ª é dada pela diferença entre a SELIC e sua tendência, estimada pelo denominado Filtro HP, que denominam “interest rate gap” ( $i^*_t$ ).

A motivação para o uso do hiato da taxa de juros é obter alguma idéia de como o BACEN provoca o desvio da taxa de juros em relação à taxa de equilíbrio quando se depara com aumento das expectativas de inflação.

Neste sentido, duas são as formas funcionais estimadas pelos autores, a saber:

**1ª)**  $i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) \{ \alpha_2 + \alpha_3 (\Pi^{e_{t+1}} - \Pi^*) + \alpha_4 y_{t-1} \}$ ; onde a função de reação relaciona a taxa de juros ao desvio da inflação esperada em relação à meta e ao hiato do produto, permitindo ainda um componente de suavização da taxa de juros;

**2ª)**  $\dot{i}_t = \alpha_1 \dot{i}_{t-1} + (1 - \alpha_2) \{ \alpha_3 + \alpha_4 (\Pi^{e_{t+1}} - \Pi_{t+1}^*) + \alpha_5 y_{t-1} \}$ ; onde a função de reação relaciona o hiato da taxa de juros (hiato SELIC) ao desvio da inflação esperada em relação à meta e ao hiato do produto, permitindo também um componente de suavização da taxa de juros;

Como as estimativas usando somente 1 “lag” para a taxa de juros apresentaram correlação serial dos resíduos, acrescentou-se mais uma defasagem, resolvendo o problema. Assim, ambas as funções especificadas contaram com duas defasagens para a taxa SELIC. Os autores utilizaram duas fontes distintas para expressar as expectativas de inflação: O Relatório de Inflação do BCB (que orienta o COPOM) e as expectativas de mercado para o IPCA (Boletim Focus). Para o hiato do produto, os autores fizeram uso da diferença entre a produção industrial calculada pelo IBGE e sua tendência (dada pelo Filtro HP).

As estimativas foram realizadas por **MQO** (Mínimos Quadrados Ordinários). Quadros a seguir (extraído dos autores) especificam as estimativas:

Neste 1º quadro a variável dependente é a taxa SELIC (média mensal).

TABELA 4 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$\dot{i}_t = \alpha_1 \dot{i}_{t-1} + (1 - \alpha_1) \{ \alpha_2 + \alpha_3 (\Pi^e_{t+1} - \Pi^*) + \alpha_4 y_{t-1} \}$$

Regressores	coeficientes e erros-padrões			
	Com o Rel. do BCB		Com o Rel. Focus	
Constant	17.50*** (0.36)	17.57*** (0.48)	16.49*** (0.63)	16.68*** (0.69)
Interest Rate (t-1)	0.76*** (0.07)	1.04*** (0.13)	0.72*** (0.08)	1.36*** (0.18)
Interest Rate (t-2)		-0.20** (0.08)		-0.56*** (0.15)
Deviation of Expected Inflation Rate from Target	1.78** (0.84)	1.84 (1.19)	1.74** (0.66)	1.42* (0.72)
Output Gap (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
Adjusted R-squared	0.9220	0.9342	0.9188	0.9465
LM Test for Autocorrelation of Residuals (p-values)				
1 lag	0.0357	0.5186	0.0059	0.7408
4 lags	0.2165	0.6766	0.0757	0.5612

O erro-padrão está entre parêntesis e \*, \*\* e \*\*\* indicam que o coeficiente é significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No quadro da próxima página, a variável dependente é o Hiato da SELIC (média mensal).

TABELA 5 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t^* = \alpha_1 i_{t-1}^* + (1 - \alpha_2) \{ \alpha_3 + \alpha_4 (\Pi_{t+1}^e - \Pi_{t+1}^*) + \alpha_5 y_{t-1} \}$$

Regressores	coeficientes e erros-padrões			
	Com o Rel. do BCB		Com o Rel. Focus	
Constant	-1.51*** (0.36)	-1.28*** (0.36)	-3.28*** (0.54)	-3.53*** (0.65)
Gap of Interest Rate (t-1)	0.81*** (0.06)	1.08*** (0.09)	0.71*** (0.08)	1.34*** (0.19)
Gap of Interest Rate (t-2)		-0.25*** (0.06)		-0.54*** (0.15)
Deviation of Expected Inflation Rate from Target	5.01*** (0.92)	4.25*** (0.77)	3.70*** (0.58)	3.63*** (0.68)
Output Gap (t-1)	-0.38** (0.15)	-0.43*** (0.13)	-0.05 (0.13)	0.08 (0.17)
R-squared	0.9653	0.9768	0.9694	0.9797
Adjusted R-squared	0.9620	0.9738	0.9658	0.9765
LM Test for Autocorrelation of Residuals (p-values)				
1 lag	0.1254	0.4020	0.0080	0.4255
4 lags	0.0796	0.4754	0.0461	0.4356

Os erros-padrões estão entre parêntesis e \*, \*\* e \*\*\* indicam que o coeficiente é significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente

As conclusões fundamentais do estudo podem assim ser resumidas:

- A elevação da inflação tem gerado uma resposta mais que proporcional da SELIC (o coeficiente do desvio da inflação em relação à meta chega a 1,84);
- Não há evidência de que o BACEN reaja de forma contracíclica ao hiato do produto (o hiato do produto ou não se mostra significativo ou possui sinal negativo).
- Os coeficientes do hiato do produto obtidos com as estimativas das duas equações são negativos ou então quase zero (insignificantes) revelando a pouca ou nenhuma sensibilidade da autoridade monetária (em termos de resposta através da taxa de juros) ao hiato do produto.

Figueiredo e Ferreira (2002) estimam uma regra de Taylor para o BACEN, em trabalho que procura analisar os mecanismos de reajustes de preços administrados e identificar os principais fatores responsáveis por seu comportamento. Nesse sentido, estimam uma função de reação através de uma Regra de Taylor que relaciona a taxa de juros à inflação dos preços administrados, adicionando um termo de suavização da taxa de juros, com a seguinte especificação:

$$i_t = \alpha_1 + \alpha_2 i_{t-1} + (1 - \alpha_2) \{ \alpha_3 (\text{liv}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) + \alpha_4 (\text{adm.}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) \} + \varepsilon_t$$

onde:

$i$  = taxa SELIC nominal

liv. = inflação dos preços livres acumulada nos últimos 12 meses

$\Pi^*$  = meta de inflação para os últimos 12 meses

adm. = inflação dos preços administrados acumulada nos últimos 12 meses

$\varepsilon$  = erro

Para a inflação, os autores utilizaram como medida a diferença do log dos preços e, para a taxa de juros, o log (1+i%). A amostra utilizada compreende o período entre Abril de 1999 e Setembro de 2002 (observações mensais). A estimação foi feita por **MQO**.

Obteve-se a seguinte representação para a Regra:

$$i_t = 0,034 + 0,757 i_{t-1} + (1 - 0,757) \{ 0,636(\text{liv}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) + 0,498(\text{adm.}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) \} + \varepsilon_t$$

Os autores concluem que a função de reação possui forte componente de suavização da taxa de juros, que a política monetária reagia mais fortemente às variações dos preços livres do que às dos administrados e que os choques dos preços administrados provocava a reação do Banco Central, através de elevações da SELIC, objetivando inibir os efeitos secundários desses choques.

Mendonça (2007), na mesma linha de Figueiredo e Ferreira, estima uma função de reação para o BCB (por **MQO**) a fim de verificar a determinação da taxa de juros em resposta à inflação dos preços livres e administrados no período compreendido entre Julho de 1999 a Novembro de 2004 (65 observações mensais). A equação estimada é dada por:

$$i_t = \alpha_1 + \alpha_2 i_{t-1} + (1 - \alpha_2) \{ \alpha_3 (\text{liv}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) + \alpha_4 (\text{adm.}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) \}$$

as variáveis são as mesmas já descritas no trabalho de Figueiredo e Ferreira.

Obteve-se a seguinte representação para a regra:

$$i_t = 2,021 + 0,859 i_{t-1} + (1 - 0,859) \{ 0,815 (\text{liv}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) + 0,383 (\text{adm.}_{t-1} - \Pi^*_{t-1}) \}$$

Quadro a seguir resume os resultados básicos obtidos nos trabalhos de Figueiredo e Ferreira (FF) e Helder Mendonça (M):

TABELA 6 – Função de Reação do BCB – resultados de FF(2002) e M (2007)

Função de Reação do BCB – FF (2002) e M (2007)						
Estudo	Amostra	Constante ( $\alpha_1$ )	AR(1) ( $\alpha_2$ )	Liv ( $\alpha_3$ )	Adm ( $\alpha_4$ )	R <sup>2</sup> Aju.
FF (2002)*	1999: 04-2002: 09	0.034 * (4.809)	0.757 * (23.075)	0.636 ** (2.262)	0.498 ** (2.229)	0.959
M (2007)	1999: 01-2004: 11	2.021 * (3.131)	0.859 * (20.748)	0.815 * (2.534)	0.383 ** (3.588)	0.945

Estadística t entre parênteses. \* Significativo ao nível de 1%. \*\* Significativo a 5%. \* Dados em log.

Os resultados de ambos os trabalhos resumidos no quadro acima revelam que:

- O BCB reage mais fortemente ao desvio da inflação livre (em relação à meta) do que a uma aceleração da inflação administrada ( $\alpha_3 > \alpha_4$ ). Os preços administrados, vez que determinados por contrato ou algum órgão estatal, são insensíveis às condições de oferta e demanda e, portanto, às variações nas taxas de juros. Neste sentido, concluem os autores que o BCB não visa combater diretamente a inflação administrada, mas sim evitar que ela se propague, apenas neutralizando seus efeitos.

Modenesi (2008) estima uma regra tipo "backward-looking", tomando o período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2007, contendo **96** observações mensais. A variação do IPCA foi dividida nos componentes inflação livre e inflação administrada.

Uma "proxy" do hiato do produto foi utilizada, tomando-se os índices de produção industrial do IBGE.

A Equação estimada (por MQO) foi a seguinte:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) \{ \alpha_2 + \alpha_3 (Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_4 (Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_5 (Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}) \}$$

onde:  $i_t$  = SELIC efetiva (anualizada) no mês  $t$

$Liv_{t-1}$  – inflação livre acumulada nos últimos 12 meses até o mês  $t$

$Adm_{t-1}$  - inflação administrada acumulada nos últimos 12 meses até o mês  $t$

$\pi^*_{t-1}$  – meta de inflação (últimos 12 meses) no mês  $t$

$Ind_{t-1}$  – taxa de variação (em 12 meses) da produção industrial no mês  $t$

$Ind^*_{t-1}$  – taxa de variação (em 12 meses) da produção industrial potencial no mês  $t$  (obtida pelo filtro HP).

Tendo em vista que as estimações do modelo acima apresentaram correlação serial nos resíduos (os parâmetros estimados não são eficientes), introduziu-se **mais uma defasagem** para a variável dependente ( $i_t$ ), passando então à seguinte equação:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) [ \alpha_3 + \alpha_4 (Liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_5 (Adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \alpha_6 (Ind_{t-1} - Ind^*_{t-1}) ]$$

Os testes ADF e KPPS (a fim de avaliar se as séries utilizadas seguem um processo estacionário) apresentaram os seguintes resultados:



TABELA 7 – TESTE ADF DE RAIZ UNITÁRIA

**Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

Variável	Defasagens	Estatística <i>t</i>	P-Valor	Valor Crítico: 5%	10%
<i>Selic</i>	1	-2.8215	0.0591	-2.8925	<b>-2.5834</b>
<i>Dliv</i>	1	-2.9125	0.0477	<b>-2.8925</b>	-2.5834
<i>Dadm</i>	1	-1.6404	0.0950	-1.9443	<b>-1.6145</b>
<i>Dind</i>	0	-3.3376	0.0159	<b>-2.8925</b>	-2.5834

Seleção de defasagens baseada no critério de informação de Schwarz (SIC)

Equação de teste: (i) *Dadm*: sem constante e sem tendência; ii) demais variáveis: com constante

Fonte: Modenesi (2008), pág. 20

TABELA 8 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA KPSS

**Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)**

Variável	Estatística LM	Valor Crítico: 1%	5%	10%
<i>Selic</i>	0.4484	0.7390	<b>0.4630</b>	0.3470
<i>Dliv</i>	0.2099	0.7390	0.4630	<b>0.3470</b>
<i>Dadm</i>	0.6821	<b>0.7390</b>	0.4630	0.3470
<i>Dind</i>	0.0947	0.7390	0.4630	<b>0.3470</b>

Equação de teste: com constante

Fonte: Modenesi (2008), pág. 20

As séries seguem um processo estacionário, consoante verificações apresentadas. As próximas tabelas trazem os principais resultados das estimativas levadas a efeito.

TABELA 9 – ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS E DESVIOS-PADÕES – AR (1)

**Estimativas da Função de Reação do BCB (AR de ordem 1): 2000-2007**

Modelo	AR (1) ( $\alpha_1$ )	Constante ( $\alpha_2$ )	Dliv ( $\alpha_3$ )	Dadm ( $\alpha_4$ )	Dind ( $\alpha_5$ )	R <sup>2</sup> Aju.
I.1: <i>Dind</i>	0.8694 * (0.0360)	13.4837 * (0.7874)	0.7979 * (0.2328)	0.5560 * (0.1194)	0.3525 ** (0.1758)	0.9776
I.2: <i>Dind</i> (-1)	0.8867 * (0.036)	13.3426 * (0.910)	0.8857 * (0.284)	0.5472 * (0.133)	0.5028 ** (0.245)	0.9786
I.3: <i>Dind</i> (-2)	0.9010 * (0.0347)	13.2959 * (0.9961)	1.0156 * (0.3489)	0.5090 * (0.1472)	0.7469 ** (0.3442)	0.9806

Desvio padrão entre parênteses. \* Significativo ao nível de 1%. \*\* Significativo a 5%.

Fonte: Modenesi (2008)

TABELA 10 - ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS E DESVIOS-PADÕES – AR (2)

**Estimativas da Função de Reação do BCB (AR de ordem 2): 2000-2007**

Modelo	AR (1) ( $\alpha_1$ )	AR (2) ( $\alpha_2$ )	Constante ( $\alpha_3$ )	Dliv ( $\alpha_4$ )	Dadm ( $\alpha_5$ )	Dind ( $\alpha_6$ )	R <sup>2</sup> Aju.
II.1: <i>Dind</i>	1.6296 * (0.0695)	-0.7115 * (0.0616)	14.7140 * (0.7088)	0.5158 * (0.1952)	0.4171 * (0.1157)	0.3200 *** (0.1712)	0.9909
II.2: <i>Dind</i> (-1)	<b>1.6216 *</b> <b>(0.0701)</b>	<b>-0.6987 *</b> <b>(0.0629)</b>	<b>14.8107 *</b> <b>(0.7474)</b>	<b>0.5370 *</b> <b>(0.2136)</b>	<b>0.3862 *</b> <b>(0.1242)</b>	<b>0.3301 ***</b> <b>(0.1933)</b>	<b>0.9909</b>
II.3: <i>Dind</i> (-2)	1.5943 * (0.0713)	-0.6700 * (0.0651)	14.8284 * (0.7510)	0.5765 * (0.2221)	0.3677 * (0.1270)	0.3957 *** (0.2133)	0.9911

Desvio padrão entre parênteses. \* Significativo ao nível de 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%.

Fonte: Modenesi (2008)

As tabelas 9 e 10 foram igualmente extraídas do mencionado trabalho do autor, à pág. 21.

As variantes do modelo II apresentam as melhores propriedades estatísticas, em especial o modelo **II.2**. O teste de Breusch-Godfrey de correlação serial dos resíduos (LM) mostrou-se mais favorável ao modelo II.2. Consoante o autor isto revela que, provavelmente, a taxa básica tende a influenciar mais diretamente a produção industrial corrente do que a defasada. Nesse sentido, as variáveis SELIC e Dind poderiam apresentar algum grau de correlação. Já a relação entre SELIC e Dind (-1) somente se dá de forma indireta – via expectativas e, portanto, tende a ser menos relevante.

Assim, para efeito de análise, a equação selecionada foi a seguinte:

$$i_t = 1,62 i_{t-1} - 0,70 i_{t-2} + 0,08 [14,81 + 0,54 D liv + 0,39 D adm + 0,33 D ind]$$

A função de reação estimada representa muito bem o comportamento do Banco Central do Brasil, conforme demonstra o trabalho.

Os resultados básicos são assim resumidos:

- Alto grau de inércia da taxa de juros (soma dos componentes auto-regressivos  $\alpha_1 + \alpha_2 = 0,92$ ), implicando elevado grau de auto correlação na taxa de juros.

- Hiato do produto se mostra significativo (ao nível de 10%). Seu coeficiente,  $\alpha_6 = 0,33$ , tem o sinal esperado. A baixa magnitude do coeficiente indica, consoante o autor, que o BCB é pouco sensível ao lado real da economia.

- BCB reagiu com mais intensidade em relação à inflação livre do que à administrada ( $\alpha_4 = 0,54 > \alpha_5 = 0,39$ ). O controle da inflação se concentrou na repressão dos preços livres (já que a autoridade monetária não influencia diretamente os preços administrados).

- A constante é positiva e de grande magnitude ( $\alpha_3 = 14,81$ ) indicando uma elevada taxa de juros de equilíbrio.

- BCB tem adotado postura, questionada pelo autor, por demais conservadora, pelo ajuste dos juros de forma gradual ( $\alpha_1 + \alpha_2 = 0,92$ );

Mendonça, Dezordi e Curado (2009) estimam a Regra de Taylor original para, nos dizeres dos autores, obtenção da taxa de juros no período posterior à introdução do regime de metas de inflação (julho/99-dezembro/2003).

Foi estimada a seguinte equação:

$$i_t = i_{t-1} + r^* + g(y_t) + h(\Pi_t - \Pi^*)$$

Para tanto, utilizaram as seguintes séries:

$i_t$  = SELIC divulgada pelo BACEN, com periodicidade mensal;

$r^*$  (taxa de juros real) = SELIC deflacionada pelo IPCA (este divulgado pelo IBGE);

$y_t$  - hiato do produto = dados divulgados pelo IBGE sobre a produção industrial, periodicidade mensal. O produto potencial foi calculado por meio do filtro HP;

inflação ( $\Pi_t$ ) = média geométrica da inflação dos últimos 12 meses, medida pelo IPCA

$\Pi^*$ - Inflação esperada = obtida por meio de informações divulgadas pelo BACEN sobre as expectativas de mercado para a inflação.

Embora não especificado no trabalho, os autores elaboraram suas estimativas por **Mínimos Quadrados Ordinários**. Argumentando que a regra sugerida por Taylor foi elaborada para analisar a economia americana, o que justifica a não necessidade de apresentar elementos que capturassem modificações no cenário internacional capazes de influenciar a definição da taxa de juros, os autores propõem, para a economia brasileira, considerar-se alguma outra variável, além das presentes na regra de Taylor, para obter um indicador representativo de modificações na conjuntura internacional. Isto porque, o Brasil, diferentemente dos Estados Unidos, não representa o caso de uma economia grande e a taxa de juros no período posterior ao Plano Real foi fortemente condicionada pelo desequilíbrio externo, além do nível de atividade doméstico.

Os autores consideraram, então, o risco-país (calculado mediante a diferença entre a SELIC e a taxa paga pelos títulos do governo Norte-Americano; **RP** doravante) como variável representativa de modificações na conjuntura internacional.

Mostrando existir forte correlação entre o risco-país e a SELIC no período pós-implantação do Sistema de Metas inflacionárias, bem como que o risco-país (RP) afeta a **SELIC** (teste de Granger), o que justifica a proposição desta variável na regra estimada, estimam então o seguinte modelo:

$$i_t = i_{t-1} + r^* + g(y_t) + h(\Pi_t - \Pi^*) + RP$$

As conclusões básicas obtidas foram as seguintes<sup>1</sup>:

- A principal variável a influenciar o comportamento da SELIC no período em questão é o risco-país. Segundo os autores, a taxa de juros básica da economia foi utilizada, no período em estudo, com o objetivo principal de alcançar o equilíbrio do balanço de pagamentos.

1 – O autor apresenta tão somente tabelas referentes ao teste de precedência temporal de Granger (SELIC e Risco País) e com os resultados do teste ADF.

- Assim, “*para que a taxa de juros possa ser utilizada de forma efetiva no controle da inflação, ou para que considere simultaneamente o desvio da inflação em relação à meta e ao hiato do produto, é preciso eliminar a necessidade de um superávit na conta de capitais via sustentação de uma taxa de juros elevada*” (Mendonça, Dezordi e Curado, 2009, página 184).
- O fato de o Banco Central do Brasil **não responder aos desvios do produto** significa que a taxa de juros não se encontra em um nível adequado para que o produto potencial seja alcançado. Como consequência, a manutenção de taxas elevadas de juros tende a desestimular a atividade econômica, o que, por sua vez, incrementa a taxa de desemprego. Observou-se que a SELIC nem se encontrava em um patamar capaz de atingir as metas de inflação determinadas, nem de manter a taxa de desemprego compatível com o produto potencial.

Apresentamos os próximos trabalhos transgredindo a ordem cronológica que vinha sendo seguida, por uma razão simples: São os primeiros que se utilizam de Métodos outros que não o de MQO, se utilizam de forma diferente para calcular o desvio da expectativa da inflação em relação à meta (calculam  $D_t = (12 - t)/12 (E_t \Pi_j - \Pi_j^*) + t/12 (E_t \Pi_{j+1} - \Pi_{j+1}^*)$ , conforme será explicado) e testam/agregam outras variáveis, como a taxa de câmbio, às estimativas da regra.

Holland (2005) estima uma função de reação para o BACEN para o período 1999 – 2004, tomando uma versão “forward-looking” da Regra de Taylor, ou seja, considerando a expectativa de inflação ao invés da inflação passada ou corrente. O trabalho usou **dados mensais**, considerando o período de **Julho** de 1999 a **Janeiro** de 2005. O **IPC** foi utilizado como medida da inflação, o Índice da produção industrial foi utilizado para medir o produto e o produto potencial foi calculado pelo filtro HP e também através da suavização da série do logaritmo do produto industrial via tendência linear.

A taxa de câmbio R\$/US\$ foi deflacionada pelo IPC e pelo “wholesale price index” dos EUA de forma a se obter a taxa de câmbio real.

Utilizando o **método generalizado dos momentos** (GMM), Holland estima uma função de reação tentando responder, consoante o que consigna em seu trabalho, o quão importante a inflação, o lado real da economia e a taxa de câmbio têm sido nas decisões de política do Banco Central Brasileiro.

Os modelos estimados baseiam-se na versão “forward-looking” da Regra de Taylor, e as equações utilizadas, seguem aquelas propostas por Clarida, Galí e Gertler (1998) e Eichengreen (2004):

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta \pi_{t+n} + \gamma x_t + \zeta z_t] + \rho i_{t-1}, \quad \text{onde:}$$

$i$  = selic;

$x$  = hiato do produto;

$z$  = taxa de câmbio real;  $\rho \in [0,1]$  captura o grau de suavização da taxa de juros praticada pelo Banco Central;

$\alpha = [i_t^p - \beta \pi^*]$  é a constante.

As tabelas a seguir resumem os resultados do autor:

TABELA 11 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta \pi_{t+n} + \gamma x_t + \zeta z_t] + \rho i_{t-1}$$

$\beta$ (Inflation)	$\gamma$ (Output Gap)	$\rho$ (Lagged Dependent Variable)	$\alpha$ (Constant)	$\zeta$ (Real Depreciation)	R <sup>2</sup>	Adjusted R <sup>2</sup>	Gap computed by
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

Notas: p-valor entre parêntesis. \*\*\* e \*\* representam a significância a 10% e 5%, respectivamente. A taxa de depreciação do câmbio real está defasada de 1 mês; Os instrumentos são a constante e as defasagens de 1 a 6, 9 e 12 meses da SELIC, do índice da produção industrial, taxa de depreciação do câmbio real e inflação medida pelo IPC.

Fonte: Holland (2005), pág. 13.

A tabela a seguir é uma variante do modelo. Foram estimadas especificações com o nível da SELIC e também com sua 1ª diferença. Para cada especificação, toma-se a taxa de depreciação nominal versus a taxa de depreciação real do câmbio, considerando ainda duas formas de se obter o produto potencial.

TABELA 12 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta \pi_{t+n} + \gamma x_t + \zeta z_t] + \rho i_{t-1} - \text{NÍVEL DA SELIC},$$

$\beta$ (Inflation)	$\gamma$ (Output Gap)	$\rho$ (Lagged Dependent Variable)	$\alpha$ (Constant)	$\xi$ (Depr.)	R <sup>2</sup>	DW	Gap computed by
<i>Dependent Variable: 1<sup>st</sup> Diff Interest Rate</i>				<i>Real Depreciation</i>			
3.23** (0.6)	-0.11** (0.08)	-0.57** (0.021)	-0.12** (0.03)	0.022 (0.03)	29%	1.95	HP Filtro
3.43** (0.7)	-0.8** (0.3)	-0.56** (0.017)	-0.13** (0.01)		28%	1.95	HP Filtro
4.70** (0.3)	0.25** (0.02)	-0.56** (0.03)	-0.09** (0.05)	0.023 (0.028)	15%	1.89	Linear Trend
4.40** (0.3)	0.27** (0.018)	-0.43** (0.028)	-0.15** (0.04)		16%	2.02	Linear Trend
<i>Dependent Variable: 1<sup>st</sup> Diff Interest Rate</i>				<i>Nominal Depreciation</i>			
3.03** (0.6)	-0.112 (0.121)	-0.56** (0.039)	-0.71** (0.05)	0.512** (0.127)	28%	1.86	HP Filtro
3.67** (0.72)	-0.77** (0.07)	-0.556** (0.01)	-0.11** (0.01)		28%	1.97	HP Filtro
4.54** (0.5)	0.212** (0.03)	-0.73** (0.003)	-0.54** (0.07)	0.83** (0.07)	15%	1.72	Linear Trend
4.3** (0.33)	0.42** (0.03)	-0.365** (0.026)	-0.19** (0.04)		15%	1.97	Linear Trend
<i>Dependent Variable: Interest Rate (in level)</i>				<i>Real Depreciation</i>			
3.91** (0.589)	-0.28** (0.027)	0.264** (0.024)	2.043** (0.06)	0.197 (0.51)	65%	1.86	HP Filtro
3.78** (0.51)	-0.30** (0.02)	2.46** (0.02)	2.10** (0.05)		66%	1.89	HP Filtro
4.03** (0.61)	0.63** (0.52)	0.745** (0.03)	0.68** (0.096)	-0.43 (0.46)	59%	2.7	Linear Trend
4.99** (0.57)	0.13** (0.005)	0.702** (0.026)	0.789** (0.07)		58%	2.38	Linear Trend
<i>Dependent Variable: Interest Rate (in level)</i>				<i>Nominal Depreciation</i>			
3.79** (0.63)	-0.29** (0.02)	-0.385** (0.134)	2.07** (0.059)	0.38** (0.13)	65%	1.85	HP Filtro
3.91** (0.55)	-0.31** (0.02)	0.24** (0.019)	2.12** (0.05)		66%	1.89	HP Filtro
4.17** (0.61)	0.07 (0.05)	0.725** (0.10)	0.73** (0.11)	-0.99** (0.11)	59%	2.7	Linear Trend
4.75** (0.59)	0.14** (0.04)	0.71** (0.026)	0.788** (0.07)		58%	2.30	Linear Trend

Fonte: Holland (2005), pág. 15.

As conclusões básicas do autor, com base nas estimativas obtidas, podem assim se resumir:

- As estimativas empíricas são muito sensíveis às formas distintas de cálculo do produto potencial;

- As funções de reação não respondem ou não são sensíveis à depreciações no câmbio real **mas** respondem à variações (depreciações) nominais do câmbio. Para Holland, isto pode ser entendido como o fato de que a instabilidade financeira importa muito mais do que desalinhamentos da taxa de câmbio real de longo-prazo.
- Em outras palavras o Banco Central do Brasil não dá importância para os movimentos da taxa de câmbio real. Porém a taxa de câmbio nominal importa muito na condução da política monetária, quando o risco-Brasil é incluído no conjunto de informações.

O trabalho destaca este ponto, qual seja de que as depreciações do câmbio real não se mostraram tão importantes quanto as nominais. Segundo o autor esses resultados aparentemente contraditórios são explicados por duas razões:

A 1ª é a existência de um canal de transmissão direto passando pelo risco-país afetando os movimentos nominais da taxa de câmbio, que o BCB não desconsidera.

A 2ª é a existência de efeitos diretos e indiretos dos preços relativos (tais como choques nos preços das commodities) que tornam o BCB preocupado com o curto-prazo, dificultando o processo de avaliação da taxa de câmbio real de equilíbrio.

Essas são as conclusões básicas destacadas no trabalho.

Barbosa e Soares (2006), que estimam uma “Regra de Taylor” para o Brasil a partir da implantação do sistema de metas inflacionárias em julho de 1999. Os autores ressaltam que, diferentemente de outros trabalhos, consideram em suas especificações tanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo quanto a meta de inflação **variáveis no tempo**.

Os modelos estimados baseiam-se na versão “forward-looking” da Regra de Taylor, ou seja, consideram a expectativa de inflação ao invés da



inflação passada ou corrente. As equações utilizadas, combinando especificações constantes de alguns trabalhos da literatura internacional (Clarida, Galí e Gertler – 1998 e Judd e Rudebusch – 1998), foram as seguintes:

$$\frac{\Delta i_t}{\Delta i_{t-1}} = \alpha - \Phi (i_{t-1} - \pi_t^*) + \Phi \beta (\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \Phi \Psi_1 x_t + \Phi \Psi_2 x_{t-1} + \Phi \lambda (\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + \rho$$

[Equação A]

$$\alpha = \Phi r_t^*$$

$$\frac{\Delta i_t}{\Delta i_{t-1}} = -\Phi (i_{t-1} - \pi_t^* - r_t^*) + (\beta - 1) (\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \Phi \Psi_1 x_t + \Phi \Psi_2 x_{t-1} + \Phi \lambda (\Delta xr_t - \Delta xr_{t-1}) + \rho$$

[Equação B]

Os dados são mensais. Em ambas as especificações, a **variável dependente** é a 1ª diferença da SELIC, sendo que:

$i_t$  = SELIC nominal mensal

$\Pi$  = inflação medida pelo IPCA

$\Pi_t^*$  = Meta de inflação estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional. Para cada mês dos anos referentes ao período da amostra, considerou-se como dado o **centro da meta** para o correspondente ano.

$r_t^*$  = taxa de juro real de equilíbrio de longo-prazo. Esta é uma **constante** na **Equação A** e **variável** na **Equação B**. Como “proxy” para esta variável, os autores tomaram a soma entre a taxa de juros real do FED e o risco país, medido pela taxa de risco do C-Bond.

$x_t$  é o hiato do produto. Como “proxy” para o produto real utilizou-se a série de índices de produção industrial mensal do IBGE. Para a determinação do produto potencial, duas metodologias foram utilizadas:

1ª - Filtro HP

2ª - assumindo a hipótese de variação linear para o produto potencial.

$\Delta xr_t$  e  $\Delta xr_{t-1}$  referem-se à taxa de câmbio real incluídas no modelo na forma de desvio entre a 1ª diferença do logaritmo da taxa de câmbio real e a 1ª diferença

do logaritmo da taxa de câmbio real defasada, respectivamente. A taxa de câmbio especificada no modelo é a taxa de câmbio real efetiva (índice).

A forma de cálculo do desvio da expectativa de inflação em relação à meta segue Minella et al. (2002), com a seguinte formulação:

$D_t = (12 - t)/12 (E_t \Pi_j - \Pi^*_j) + t/12 (E_t \Pi_{j+1} - \Pi^*_{j+1})$  onde:

$t$  é um índice correspondente ao mês;  $j$  é um índice correspondente ao ano;  $E_t \Pi_j$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j$ ;  $\Pi^*_j$  é a meta de inflação para o ano  $j$ ;  $E_t \Pi_{j+1}$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j+1$ ;  $\Pi^*_{j+1}$  é a meta de inflação do ano  $j+1$ .

Portanto,  $D_t$  é uma média ponderada entre os desvios do ano corrente e do ano seguinte, sendo os valores dos pesos inversamente proporcionais ao número de meses que restam para terminar o ano corrente.

Ressaltam os autores que **as séries de dados mensais são transformadas em taxas percentuais anuais.**

As estimativas foram feitas através do **Método dos Mínimos Quadrados de dois estágios**, adequado, segundo os autores quando se utiliza expectativa de variáveis, de forma a eliminar os problemas decorrentes da correlação entre os resíduos e as variáveis explicativas, o que poderia acarretar resultados espúrios.

Foram estimadas 12 funções de Reação, sendo quatro baseadas no modelo da Equação **A** e oito no modelo da Equação **B**, cabendo comentar:

- As séries utilizadas nas regressões são  $I(0)$  ao nível de significância de 5%, apuradas através do teste ADF (estacionárias).

As tabelas constantes do Anexo trazem os resultados das estimativas dos autores:

Com base nas estimativas, Barbosa e Soares concluem então:

- O BACEN ajusta a taxa básica de juros de maneira gradual – os valores dos coeficientes de suavização, compreendidos entre 0,26 e 0,54 sugerem tal proceder;
- O BACEN vem reagindo agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta, a partir de 1999 – as estimativas do coeficiente do hiato da inflação ( $1,57 < \beta < 3,54$ ) estão bem acima do valor de referência igual a 1.
- Em relação ao coeficiente do hiato do produto, a evidência não rejeita a inclusão de seu valor corrente ou defasado na função de reação do BACEN.
- As estimativas realizadas através dos modelos sem intercepto apresentaram valores de maior magnitude, **para o coeficiente do hiato do produto**, do que os calculados a partir dos modelos com intercepto.
- A taxa de câmbio real **é uma variável explicativa** da função de reação do BACEN. Este resultado difere das conclusões apresentadas por Minella et al. (2002) e Holland (2005) pois, nas especificações desses últimos, o coeficiente da variação da taxa de câmbio real não é significativo estatisticamente.
- A evidência empírica apresentada no trabalho não rejeita a hipótese de que a taxa de juros real de equilíbrio de longo-prazo, medida por uma “proxy” que consiste na soma entre a taxa real de juros do FED e o risco-Brasil, varia ao longo do tempo, como era de se esperar numa pequena economia aberta.

Bueno e Policano (2008) estimam uma função de reação para o Banco Central do Brasil pelo método Time Varying Parameter (TVP) no qual se permite que os seus coeficientes variem período a período, seguindo um processo tipo “random walk”. O trabalho faz estimativas para o período 01/1995 a 10/2005 e também para o período pós-implantação do Sistema de Metas inflacionárias 2000 a 06/2005.

A equação a seguir representa a função de reação do BCB proposta pelos autores para o período 01/95 a 10/2005 :

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} i_{t-1} + \beta_{2t} \Pi_{t-1} + \beta_{3t} y_{t-2} + \beta_{4t} \Delta R_{t-1} + \beta_{5t} \Delta e_t + u_t$$

$$u_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \delta^2).$$

De nosso interesse é apresentar o modelo para o período pós regime de metas. Assim é que os autores estimam, para o período **06/2000 a 06/2005**, a seguinte equação:

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} i_{t-1} + \beta_{2t} D_t + \beta_{3t} y_{t-2} + \beta_{4t} \Delta e_t + u_t$$

$u_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \delta^2)$ . Em que  $D_t$  representa o desvio da inflação em relação à meta, com a seguinte especificação:

$$D_t = (12-t)/12 (E_t \Pi_j - \Pi^*_j) + t/12 (E_t \Pi_{j+1} - \Pi^*_{j+1}) \text{ onde:}$$

$t$  é um índice correspondente ao mês;  $j$  é um índice correspondente ao ano;  $E_t \Pi_j$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j$ ;  $\Pi^*_j$  é a meta de inflação para o ano  $j$ ;  $E_t \Pi_{j+1}$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j+1$ ;  $\Pi^*_{j+1}$  é a meta de inflação do ano  $j+1$ .

$\Delta e_t$  é a variação da taxa de câmbio nominal (incluída, segundo justificativas dos autores, para captar a possível influência do setor externo sobre a política monetária);

O modelo traz ainda as denominadas equações de transição, segundo o qual:

$$\beta_{it} = \beta i_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \delta^2).$$

Expressa-se ainda uma regra de juros de longo-prazo da seguinte forma:

$$i_t = (\beta_0 + 1 - \beta_1) + (\beta_2 + 1 - \beta_1) D_t + (\beta_3 + 1 - \beta_1) y_{t-2} + (\beta_4 + 1 - \beta_1) \Delta e_t, \text{ onde}$$

$i_t = \Phi_1 + \Phi_2 D_t + \Phi_3 y_{t-2} + \Phi_4 \Delta e_t$ , em que  $\Phi_1 = (\beta_0 + 1 - \beta_1)$  e  $\Phi_i = (\beta_i + 1 - \beta_1)$ ,  $i = 2, 3$  e  $4$  representam os coeficientes de longo-prazo das variáveis explicativas.

Os resultados, em síntese, foram os seguintes (o autor apresenta, em 5 gráficos, a série estimada de coeficientes de longo-prazo de resposta da política monetária ao desvio da meta de inflação, às variações do hiato do produto, à persistência da taxa de juros, ao intercepto e à variação cambial):

- Durante todo o período analisado, o coeficiente de resposta da política monetária aos desvios da meta de inflação foi **maior do que 1** (o que satisfaz o princípio de Taylor), exceção para os meses de maio e junho de 2001 – meses que sucederam a deflagração da crise energética.
- Os primeiros anos do regime de metas são marcados pela redução da resposta da política monetária ao hiato do produto. Em 2003 o coeficiente se eleva ligeiramente caindo novamente para próximo de zero em 2004.
- No tocante à resposta da política monetária à variação cambial, as estimativas demonstram que o impacto da variação do câmbio sobre a taxa de juros foi reduzido.

Os autores ressaltam que, de modo geral, os coeficientes estimados para o período 2000-2005 seguiram uma trajetória semelhante àquela encontrada para o período 1995-2005, com a diferença que, ao incluir o desvio das expectativas de inflação com relação à meta, a política monetária passa a atender o princípio de Taylor.

Concluem, finalmente, que o regime de metas pode ser firmemente caracterizado pela resposta da taxa de juros ao desvio das expectativas em relação à meta de inflação. Tanto o hiato do produto como a variação cambial exibiram um impacto relativo baixo sobre a taxa de juros. Essas variáveis só se

revelam importantes na medida em que influenciam as expectativas inflacionárias.

Pagano (2009) estima duas funções de reação para o BCB: uma **função de reação linear e outra não linear**, tomando para ambas o período compreendido entre julho de 2000 a agosto de 2008. Os dados têm periodicidade mensal. Para a função de reação não linear foi utilizado o denominado “modelo de transição suave” (STR – smooth transition regression). Tais modelos, explica o autor, permitem que os parâmetros associados ao desvio da inflação em relação à meta e ao hiato do produto mudem ao longo do tempo.

Como “proxy” para o nível de atividade é utilizado o índice de produção industrial mensal dessazonalizado divulgado pelo IBGE. A tendência da produção industrial foi obtida através do filtro HP. Destacarei somente os resultados do modelo linear, o que possibilitará futuras comparações/comentários com os resultados de nossas estimativas, evitando estender-me em análises e descrições de um método de pouca utilidade para o presente contexto.

A estimativa de um modelo linear contém a seguinte especificação (a melhor encontrada, segundo o autor):

$$\Delta i_t = a_1 + a_2 i_{t-1} + a_3 E_t (\Pi_{t+12} - \Pi^*) + a_4 x_{t-2} + a_5 \Delta i_{t-1} + a_6 \Delta i_{t-2} + u_t$$

As variáveis acima possuem a mesma denominação já expressa para os trabalhos mencionados anteriormente.

Os coeficientes de longo-prazo associados à taxa de juros nominal de equilíbrio e a resposta da autoridade monetária à inflação e à atividade econômica são dados por:

$\Psi = -a_3/a_2$  é o coeficiente de longo-prazo associado aos desvios da inflação em relação à meta.

$\mu = -a_4/a_2$  é o coeficiente de longo-prazo associado aos desvios da atividade econômica em relação ao potencial.

$\bar{i} = -a_1/a_2$  é a taxa de juros nominal de equilíbrio de longo-prazo da economia.

Quadro abaixo resume os resultados encontrados, utilizando-se o método de mínimos quadrados ordinários (MQO):

**TABELA 13 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO**

$$\Delta i_t = a_1 + a_2 i_{t-1} + a_3 E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + a_4 x_{t-2} + a_5 \Delta i_{t-1} + a_6 \Delta i_{t-2} + u_t$$

Variável Dependente: $\Delta i_t$ - 2000:07 – 2008:08					
Coeficientes Estimados					
$\bar{i}$	$i_{t-1}$	$E_t(\pi_{t+12} - \pi^*)$	$x_{t-2}$	$\Delta i_{t-1}$	$\Delta i_{t-2}$
1,295*	-0,089*	0,257*	0,048*	0,193	0,328*
(0,427)	(0,028)	(0,097)	(0,018)	(0,161)	(0,116)
$\sigma^2 = 0,49$ $R_{adj}^2 = 0,53$ $AIC = 1,484$ $SIC = 1,643$ $ARCH(1) = 0,85$ $ARCH(2) = 0,98$ $ARCH(3) = 0,36$ $ARCH(4) = 0,50$ $LM(1) = 0,27$ $LM(2) = 0,53$ $LM(3) = 0,57$ $LM(4) = 0,59$ $LM(5) = 0,73$ $LM(6) = 0,83$ $JB = 0,00$					

Notas: \* = significante a 1%, \*\* = a significante a 5%, \*\*\* significante a 10%. Valores entre parênteses abaixo das estimativas: desvios padrão de Newey West HAC,  $\delta^2$  é o desvio padrão do resíduo da equação;  $R_{adj}^2$  é o coeficiente de determinação ajustado. JB é o p-valor do teste jarque-Bera de normalidade dos resíduos. SIC é o critério de informação de Schwarz; AIC é o valor do critério de informação de Akaike, ARCH (j), j = 1,...,4 é o p-valor do teste LM da não existência de resíduos do tipo ARCH até a ordem j e LM é o p-valor do teste LM de Breusch-Godfrey de ausência de autocorrelação dos resíduos até a ordem j.

As principais conclusões da dissertação de Pagano assim se resumem:

- i. O coeficiente de longo-prazo associado aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta é de 2,89, significativamente **maior do que 1**, indicando que o BCB respeitou o princípio de Taylor. Ou seja, diante de uma elevação nas taxas de inflação esperadas, o Banco Central do Brasil elevou a taxa de juros nominal mais que proporcionalmente a fim de elevar a taxa de juros real. Segundo Clarida et al. (1998) tal política pode ser considerada uma política estabilizadora da inflação e do produto.
- ii. O coeficiente de longo-prazo associado ao hiato do produto encontrado na estimativa foi de 0,54, menor que aquele associado à inflação, indicando que a autoridade monetária Brasileira tem respondido a atividade econômica.
- iii. O coeficiente de longo-prazo associado à taxa de juros defasada na equação sugere que as taxas de juros convergem lentamente para a meta de taxa de juros. Este coeficiente é significativamente menor do que zero, de acordo com a hipótese de que a taxa de juros não tem raiz unitária. Tal resultado está em linha com outras estimativas para o grau de suavização da taxa de juros pelo BCB.
- iv. A análise dos resíduos da regressão acima indica que não há evidências de autocorrelação serial, como indicam os resultados dos testes do multiplicador de Lagrange (LM) com até 6 defasagens.



### III.4 – Sumário e Conclusões

Este capítulo procurou apresentar uma resenha dos principais trabalhos da literatura nacional que estimam Funções de Reação para o Banco Central do Brasil. Os métodos de estimação utilizados são os mais variados. Não há, por parte de qualquer autor, crítica quanto ao método levado a efeito nos diferentes trabalhos apresentados a respeito do tema. Na literatura apresentada, além dessa variedade de métodos de estimação, tem-se diferentes períodos incluídos nas amostras. Essas diferenças “são responsáveis pelos resultados conflitantes, particularmente aqueles encontrados para o coeficiente de resposta da SELIC à taxa de inflação, parâmetro crítico para a política monetária” (Bueno e Policano, 2008, pág. 3). A delimitação do período analisado é fundamental para o resultado.

Esta resenha se torna indubitavelmente importante como fonte de comparação de resultados de estimativas.

Há de se considerar algumas questões importantes quando se apresenta os trabalhos e respectivas conclusões:

1ª - Os primeiros trabalhos realizados, que levaram em conta os períodos iniciais da existência do Sistema de Metas Inflacionárias, tomaram amostras pequenas para realização das estimativas. Via de regra, os trabalhos cujos períodos de análise (amostras) vão até 2005 tinham como preocupação precípua a questão da reação do BCB aos preços livres versus os preços administrados (com suas discrepâncias em relação à meta). Essas questões de preços livres X preços administrados ficaram superadas com o passar dos anos, à medida que as pressões altistas dos preços administrados deixaram de pressionar o IPCA, deixando de ser objeto de preocupação dos últimos trabalhos sobre o tema. Assim, nossas estimativas foram levadas a efeito desconsiderando essa separação entre preços livres X administrados, mas considerando (dentre outros fatores) os

desvios das expectativas em relação às metas estabelecidas para a inflação.

2ª – O Hiato do produto não era significativo nos primeiros trabalhos apresentados, à exemplo de Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002), Figueiredo e Ferreira (2002) e Mendonça (2007). Os primeiros anos do regime de metas inflacionárias são marcados pela redução da resposta da política monetária ao hiato do produto.

3ª – Da comparação das estimativas verifica-se que os juros de equilíbrio caem; do trabalho de Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002), em que a taxa de juros de equilíbrio está na faixa de 17,50%, encontra-se na faixa de 14,8% nas estimativas de Modenesi (2008).

4ª – Trabalhos mais recentes como os de Holland (2005), Barbosa e Soares (2006), Bueno e Policano (2008), incorporam/avaliam a influência de outras variáveis na função de reação do Banco central do Brasil, como a taxa de câmbio nominal e sua variação, por exemplo. Embora trate de importante aspecto a se avaliar na condução/operacionalização da política monetária, tem-se distintas conclusões nas estimativas levadas a efeito em cada trabalho.

5ª – Neste sentido e inobstante os diferentes métodos de estimação, tal **se constitui em motivador à realização de novas estimativas**. Ademais a utilização de amostra contendo **132** observações mensais, número consideravelmente superior ao dos trabalhos já realizados, torna as estimativas por nós realizadas mais robustas.

## IV - Capítulo III – Estimando uma Função de Reação para o Banco Central do Brasil (01/2000 - 10/2010).

### IV.1 - Introdução

Inicialmente, estimaremos uma função de reação tendo como embasamento teórico a estrutura proposta por Taylor (1993), com suas devidas modificações. Entretanto vale dizer que diferentes especificações e modelos foram testados ao longo do processo de elaboração desta dissertação.

Além de estimarmos uma função de reação para o período 2000 - 2010, procederemos, **em capítulo próprio**, a uma “quebra” desses 11 anos em 2 períodos, a saber: de 2000 a 2004 e 2005 a 2010. Nosso objetivo é verificar o que marcou cada uma dessas distintas fases, no sentido de examinar, com as estimativas para cada período em separado, se a função de reação do Banco Central do Brasil mudou, conforme os objetivos explicitados no tópico I.1. A quebra desses quase 11 (onze) anos em 2 períodos é justificável. Nesse longo período, a economia brasileira (e o BCB em particular) enfrentou diferentes eventos, problemas internos e externos peculiares a cada qual, períodos menos favoráveis no cenário internacional a substantivo crescimento internacional, em que os primeiros anos (a saber do início de 2000 até princípio de 2004), o ambiente macroeconômico revelou-se difícil e repleto de eventos que dificultaram a condução da política macroeconômica, diferentemente do período pós-2004. Daí que entendemos importante e de interesse examinar, com as estimativas para cada período em separado, se a função de reação do Banco Central do Brasil mudou; ou seja, se a autoridade monetária alterou sua postura na condução da política monetária.

Estimamos especificações com as variáveis em nível e em sua 1ª diferença e comparamos os resultados.

Em vista das divergências encontradas na literatura no que tange à influência da taxa de câmbio nominal na condução da política monetária, em especial as conclusões de Holland (2005) e Barbosa (2006), valendo mencionar ainda as conclusões de Bueno e Policano (2008), incluiremos a variação da taxa de câmbio nominal de forma a verificar possíveis influências do setor externo sobre a política monetária.

Faremos uma apresentação estatística das variáveis seguida de testes para identificar a estacionariedade das séries, antes de passar à análise de regressão envolvendo os dados. Obtidas as estimativas, procederemos à análise das mesmas seguindo-se as conclusões do capítulo e da dissertação.

#### IV.2 - Dados Utilizados

Os dados têm periodicidade mensal, tomando como ponto de partida (início da amostra) o 2º ano de implementação do sistema de metas inflacionárias (**janeiro de 2000**) indo até **outubro de 2010**. Embora o SMI tenha sido implementado a partir de julho de 1999, este ano constitui-se, de fato, em importante quebra estrutural, conforme amplamente reconhece a literatura, em que a política monetária sofreu profunda mudança em termos de sua operacionalização, até então caracterizada por um regime de metas cambiais. Nesse sentido, optamos por excluir os seis primeiros meses de 1999 de nossa amostra.

São 132 observações mensais referentes ao período em questão. As estimativas foram feitas através do **Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)**.

Estimamos uma regra de Taylor tipo “forward looking”, ou seja, consideramos a expectativa de inflação ao invés da inflação passada ou corrente. Embora encontremos na literatura estimativas tanto de regra tipo “backward looking” como “forward looking”, estimar uma regra deste último tipo

nos pareceu mais correlata com a ação da autoridade monetária Brasileira, que efetivamente avalia as expectativas do mercado para a taxa de inflação.

A 1ª equação estimada foi a seguinte:

$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t]$ ; onde a função de reação relaciona a taxa de juros ao desvio da inflação esperada em relação à meta e ao hiato do produto, permitindo ainda um componente de suavização da taxa de juros, onde:

$i$  = taxa SELIC efetiva anualizada no mês  $t$ ;

$h$  = hiato do produto (diferença entre produto e produto potencial);

Como “proxy” para o PIB é utilizado o índice de produção industrial mensal - taxa de variação (em 12 meses) da produção industrial no mês  $t$ , divulgado pelo IBGE e disponibilizado na “home page” do BCB. A tendência da produção industrial foi obtida através do filtro HP, largamente utilizado pela literatura.

Neste ponto importa observar que tanto o Banco Central como o IBGE ou o IPEA não possuem série para o PIB mensal. O Banco Central disponibiliza série mensal contendo PIB em valores correntes (em milhões), o que entendemos inadequado.

$D$  = desvio entre as expectativas de inflação e a meta, obtida à semelhança do trabalho de Minella e outros (2003), que pode ser descrita pela seguinte equação:

$D_t = (12 - t)/12 (E_t \Pi_j - \Pi_j^*) + t/12 (E_t \Pi_{j+1} - \Pi_{j+1}^*)$ , em que:

$t$  é um índice correspondente ao mês;  $j$  é um índice correspondente ao ano;  $E_t \Pi_j$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j$ ;  $\Pi_j^*$  é a meta de inflação para o ano  $j$ ;  $E_t \Pi_{j+1}$  é a expectativa do mês  $t$  para a inflação do ano  $j+1$ ;  $\Pi_{j+1}^*$  é a meta de inflação do ano  $j+1$ .

As séries de expectativa de inflação foram obtidas do Boletim Focus do Banco Central do Brasil. Para o período anterior a 2001, foram feitas

aproximações a fim de obtermos dados mensais, vez que os dados publicados nos anos de 1999 e 2000 possuem periodicidade trimestral.

A 2ª forma funcional estimada foi a seguinte:

$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t]$ ; trata-se da 1ª equação tomando-se a 1ª diferença das variáveis.

Em seguida procedemos a duas estimativas, tomando os períodos de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2003 e Janeiro de 2004 a Outubro de 2010, respectivamente, “quebrando” o período de 11 (onze) anos em dois, na tentativa de examinar as particularidades da operacionalização da política monetária em fases/períodos que enfrentaram cenários e eventos bem diversos (**que serão devidamente detalhados no capítulo 4**). Estimaremos para cada período, igualmente, as duas formas funcionais anteriormente apresentadas, a saber:

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + e$$

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t]$$

Estimaremos novas equações sempre que se verificar a existência de correlação serial nos resíduos. A inclusão de mais uma defasagem na variável dependente será feita, neste caso, a fim de eliminar o problema.

Por último, a fim de avaliar possíveis influências do setor externo sobre a política monetária, incluímos nas estimativas a variação da taxa de câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) e também o nível da taxa de câmbio (E), seja para o período 2000-2010, seja para os dois períodos em que dividimos a amostra.

Neste particular, as equações estimadas serão:

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + c_5 e$$

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t] + c_5 \Delta e_t$$

A taxa utilizada foi a taxa de câmbio de venda – fim de período (R\$/US\$) câmbio livre, disponibilizado na “home page” do Banco Central do Brasil. Os testes realizados nas estimativas empíricas fizeram uso do pacote econométrico E-Views - versão 7.0.

#### IV.3 – Apresentação Estatística das variáveis

Nesta subseção faremos, primeiramente, uma análise do comportamento das séries, com o resumo das estatísticas referentes às variáveis utilizadas no modelo, seguida pela inspeção gráfica das séries. Em seguida, realizamos testes para identificar a ordem de integração das variáveis utilizadas nas estimações. O quadro a seguir considera as diversas estatísticas das variáveis compreendendo todo o período da amostra (janeiro de 2000 a Outubro de 2010).

TABELA 10 – DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS (01/2000 a 10/2010)

	MÉDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO PADRÃO
Selic	15,7	16,2	26,3	8,6	4,3
Hiato	-1,94E-11	1,44	16,5	-27,2	8,1
Desvio	0,76	0,58	7,0	-0,79	1,19
Tx. Câmbio Nominal	2,3	2,17	3,89	1,57	0,53
Δ Tx. Câmbio Nominal	-0,0007	-0,014	0,87	-0,46	0,14

Com relação à série da taxa Selic, verificamos que a média do período foi de 15,7%, com valor máximo de 26,3% e mínimo de 8,6%. Na série que mostra a taxa de câmbio nominal, o valor médio é de 2,3, com um valor máximo de 3,89 e mínimo de 1,57. O desvio da inflação em relação à meta teve valor médio de 0,7%, apresentando valor máximo de 7,0 e mínimo de -1,0. A série de hiato do produto apresenta média baixa e negativa. Os valores máximos e mínimos foram alcançados em 2008/2009 (o máximo em outubro de 2008 e o mínimo em fevereiro de 2009 – efeitos da crise do “subprime”). A taxa

nominal de câmbio quase não variou no período (variação média quase nula).  
As séries utilizadas nas estimativas encontram-se ilustradas a seguir.

- Séries utilizadas nas estimativas – Período 2000/01 a 2010/10

Figura 1 – comportamento da SELIC

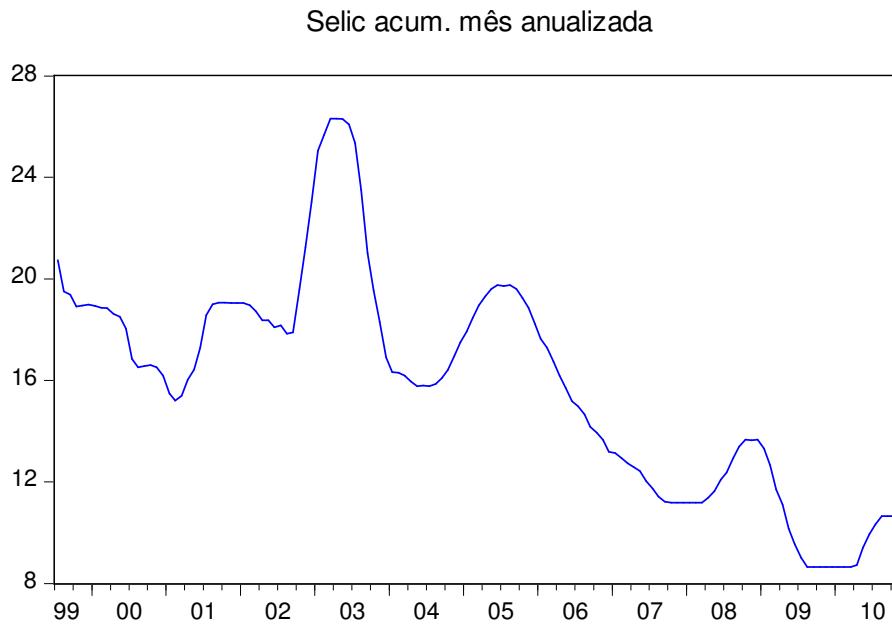


Figura 2 – comportamento do Hiato do produto

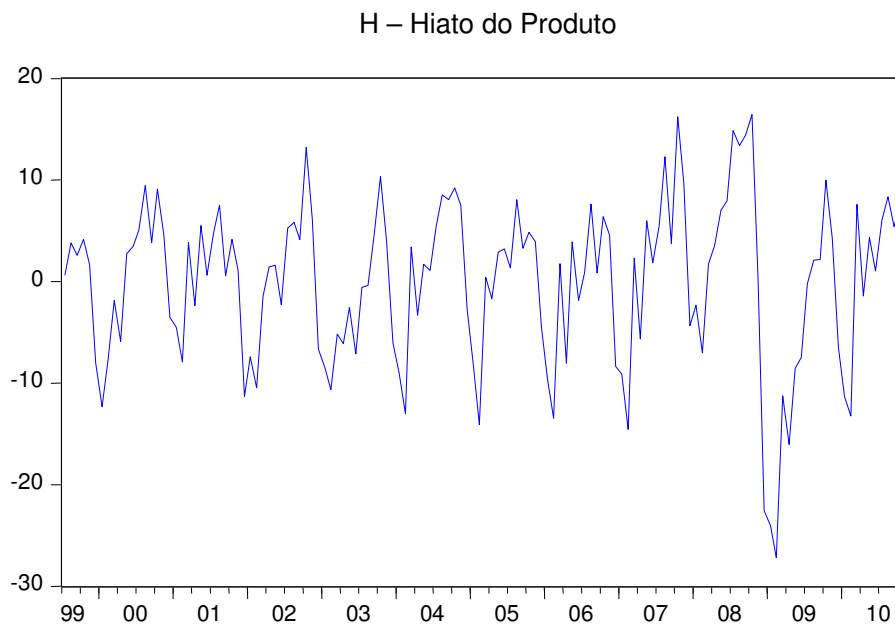




Figura 3 – comportamento do desvio entre as expectativas de inflação e a meta

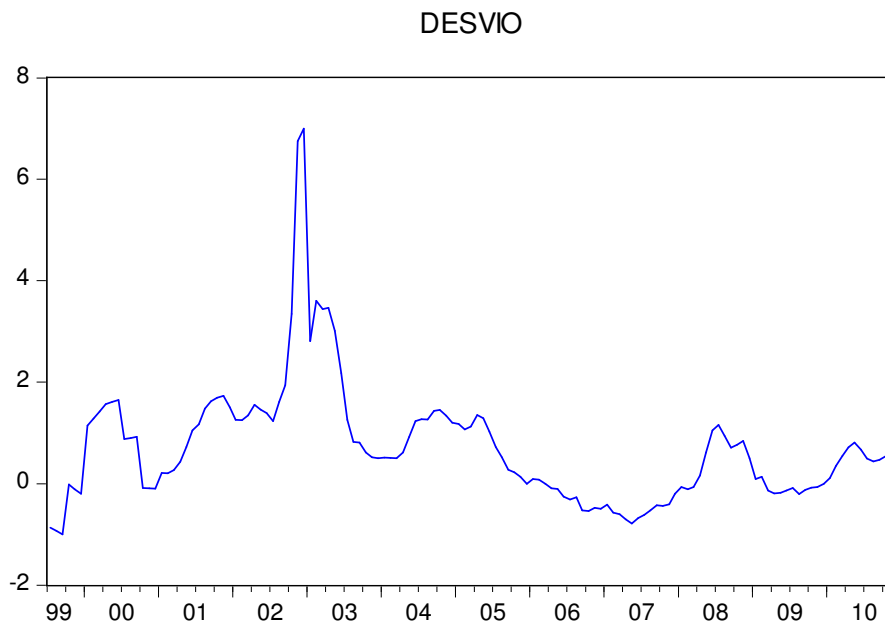


Figura 4 – comportamento da taxa de câmbio

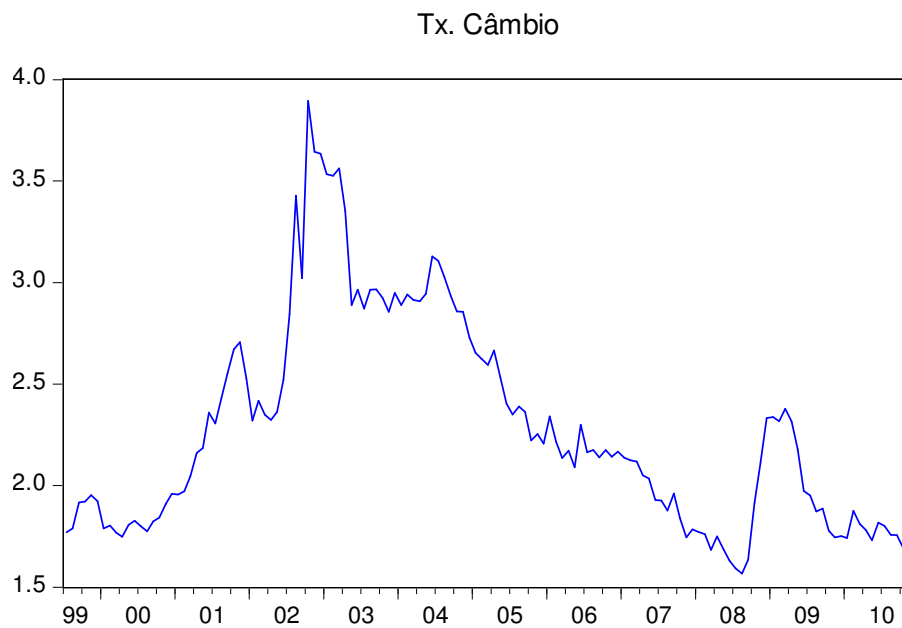
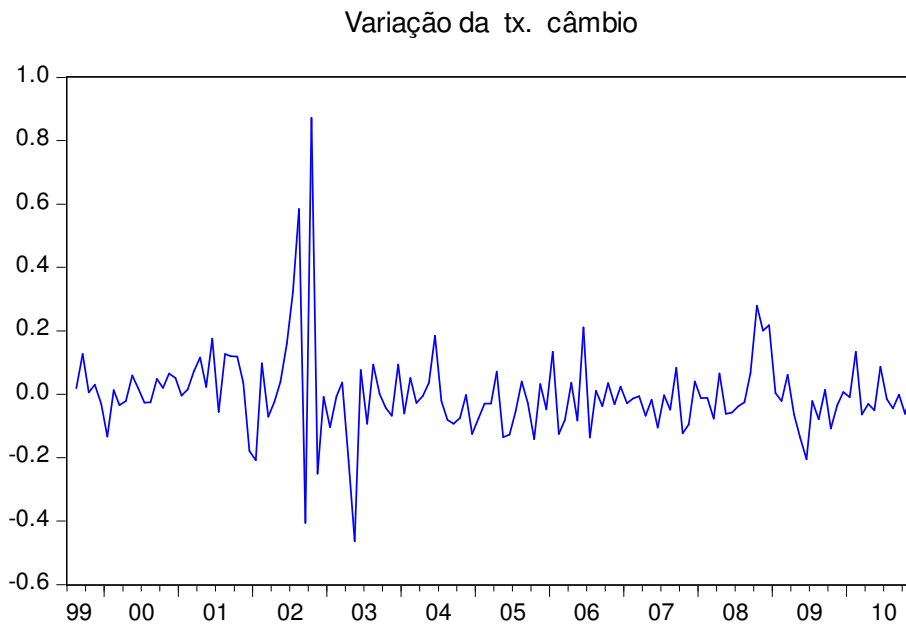


Figura 5 – comportamento da variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ )



#### IV.4 – Testes de Estacionariedade das Séries

Dando continuidade à análise das séries temporais, é preciso verificar se o comportamento das variáveis utilizadas é ou não estacionário ao longo do tempo. Isto porque a utilização de modelos de regressão envolvendo séries de tempo **não estacionárias** pode conduzir ao problema de regressão espúria. Assim, em se detectando a presença de raiz unitária, devemos trabalhar com as séries diferenciadas e não em nível, ou seja, se faz necessário que a tendência da série seja removida. Isto porque a análise de regressão envolvendo dados de séries temporais requer que as séries sejam estacionárias. Séries estacionárias são aquelas que apresentam suas médias e variâncias constantes ao longo do tempo e covariância entre dois períodos de tempo dependendo exclusivamente da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período no tempo em que a covariância é calculada. Esta definição diz respeito à estacionariedade fraca. O conceito de estacionariedade forte requer que a distribuição conjunta de todas as observações seja a

mesma, independente da origem  $t$  na escala de tempo. Para fins desta dissertação, o conceito de estacionariedade fraca é suficiente.

Realizamos os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, conhecido como teste KPPS e também o teste de Teste DF-GLS (Elliott-Rothemberg-Stock). Os resultados foram os seguintes:

**Tabela 11 - Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - (01/2000 a 10/2010)**

variável	Estatística t	p-valor	valor crítico	valor crítico	valor crítico
			1%	5%	10%
Selic	-4.02	0.0103	-4.03	-3.44	-3.15
Desvio (D)	-2.72	0.07	-3,48	-2.88	-2.58
Hiato (H)	-4.19	0.001	-3.48	-2.88	-2.58
$\Delta e_t$	-6.34	0.0	-3.48	-2.88	-2.58
Tx. Câmbio Nom.	-1.76	0.39	-3,48	-2.88	-2.57

Nota: Equação de teste: (i) Selic: com constante e tendência; (ii) demais variáveis com constante  
 $H_0$ : variável tem raiz unitária

**Tabela 12 - Teste KPPS - (01/2000 a 10/2010)**

variável	Estatística	valor crítico	valor crítico	valor crítico
	LM	1%	5%	10%
selic	0.95	0.739	0.463	0.347
Desvio	0.54	0.739	0.463	0.347
Hiato (H)	0.027	0.739	0.463	0.347
$\Delta e_t$	0.18	0.739	0.463	0.347
Tx. Câmbio nominal	0.53	0.739	0.463	0.347

Equação de teste: todas as variáveis com constante;  $H_0$ : variável é estacionária

**Tabela 13 - Teste DF-GLS (Elliott-Rothemberg-Stock) - (01/2000 a 10/2010)**

variável	Estatística t	valor crítico	valor crítico	valor crítico
		1%	5%	10%
selic	-2.12	-2.58	-1.94	-1.61
Desvio	-2.29	-2.58	-1.94	-1.61
Hiato (H)	-1.40	-2.58	-1.94	-1.61
$\Delta e_t$	-6.34	-2.58	-1.94	-1.61
Tx.Câmbio nominal	-1.43	-2.58	-1.94	-1.61

Equação de teste: todas as variáveis com constante;  $H_0$ : var. tem raiz unitária

Pelo teste ADF, a selic, o desvio (D), o hiato do produto (H) e a variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) são estacionários. A taxa de câmbio nominal (nível) é não estacionária.

Pelo teste KPPS, a selic é não estacionária, sendo o hiato, o desvio e a variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) todos estacionários.

Pelo 3º teste realizado (DF-GLS), as variáveis selic, desvio e variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) são estacionárias. A taxa de câmbio e o hiato são não estacionários.

Pela combinação dos resultados dos testes, considera-se todas as variáveis (à exceção da taxa de câmbio que é não estacionária - I(1) ) estacionárias, já que esse resultado foi validado por pelo menos 2 (dois) dos 3 (três) testes realizados.

#### IV.5 – Estimativas dos modelos

##### IV.5.1 – Introdução: O período 2000/01 - 2010/10

Esta subseção apresenta as estimativas considerando todo o período amostral (2000 a 2010/10).

As tabelas a seguir consignam os principais resultados das estimativas levadas a efeito.

**Modelo I - Equação estimada:**  $i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t]$

TABELA 14 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t]$$

amostra (ajustada): 2000M02 2010M10

Observações incluídas: 129 após ajustes

$$SELIC = C(1)*SELIC(-1) + (1-C(1))*(C(2) + C(3)*DESVIO + C(4)*h)$$

	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	0.928075	0.011328	81.92727	0.0000
C(2)	10.51035	0.869177	12.09230	0.0000
C(3)	5.783699	0.738721	7.829341	0.0000
C(4)	0.076254	0.070988	1.074183	0.2848
<b>R<sup>2</sup></b>	0.989662			
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0.989414			
<b>S. E. da regressão</b>	0.445930			
<b>Soma dos Quadrados dos Resíduos</b>	24.85664			
<b>Estatística de Durbin-Watson (DW)</b>	0.820015			

A representação da equação estimada é:

$$i_t = 0.93 i_{t-1} + (1 - 0.93) [10.51 + 5.78 D_t + 0.076 h_t]$$

Considerando que as estimações do modelo expresso por  $i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t]$  apresentaram correlação serial nos resíduos (os parâmetros estimados não são eficientes) introduzimos mais uma defasagem para a variável dependente  $i_t$ . O teste de Breush-Godfrey realizado

aponta a existência de autocorrelação dos resíduos, confirmado pelo correlograma dos resíduos.

Assim sendo, passamos à estimativa da seguinte equação:

**- Modelo I\* - Equação Estimada**

$$\hat{i}_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$$

TABELA 15 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$\hat{i}_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$$

amostra (ajustada): 2000M03 2010M10

Observações incluídas: **128** após ajustes

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.630439	0.061353	26.57465	0.0000
C(2)	-0.670649	0.058089	-11.54512	0.0000
C(3)	12.19248	0.937045	13.01162	0.0000
C(4)	4.031935	0.740339	5.446066	0.0000
C(5)	0.132030	0.093113	1.417956	0.1587
R <sup>2</sup> -	0.995018			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.994856			
S.E. da regressão	0.311416			
Soma dos quad. dos Resid.	11.92856			
Estat. Durbin-Watson	1.949928			

**Modelo II - Equação estimada:  $\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t]$  – todas as variáveis na 1ª defasagem.**

TABELA 16 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t]$$

amostra (ajustada): 2000M03 2010M10  
 Observações incluídas: **128** após ajustes

$$dSELIC = C(1)*dSELIC(-1) + (1-C(1))*(C(2) + C(3)*dDESvio + C(4)*dH)$$

	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	0.822737	0.051040	16.11941	0.0000
C(2)	-0.061175	0.172125	-0.355411	0.7229
C(3)	0.334238	0.323543	1.033056	0.3036
C(4)	0.013108	0.024617	0.532476	0.5953
<b>R<sup>2</sup></b>	0.681235			
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0.673523			
<b>S. E. da regressão</b>	0.345131			
<b>Soma dos Quadrados dos Resíduos</b>	14.7703			
<b>Durbin-Watson (DW)</b>	1.848012			

A equação estimada é:

$$\Delta i_t = 0.823 \Delta i_{t-1} + (1 - 0.823) [-0.0611 + 0.334 \Delta D_t + 0.013 \Delta h_t]$$

Simple verificação dos resultados demonstram que não se mostram significativos.

**Modelo III - Equação estimada:**

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + c_2 \Delta i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 \Delta D_t + c_5 \Delta h_t] - \text{tomando a 1ª diferença de todas as variáveis.}$$

TABELA 17 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + c_2 \Delta i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 \Delta D_t + c_5 \Delta h_t]$$

amostra (ajustada): 2000M03 2010M10

Observações incluídas: 127 após ajustes

$$dSELIC = C(1)*dSELIC(-1) + C(2)*dSELIC(-2) + (1-C(1) - C(2))*(C(3) + C(4)*dDESvio + C(5)*dH)$$

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	0.943708	0.092550	10.19673	0.0000
C(2)	-0.145322	0.092805	-1.565888	0.1200
C(3)	-0.063912	0.151644	-0.421460	0.6742
C(4)	0.167940	0.292146	0.574849	0.5665
C(5)	0.011442	0.021570	0.530477	0.5967
R <sup>2</sup> -	0.687518			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.677273			
S.E. da regressão	0.344495			
Soma dos quad. dos Resid.	14.47859			
Estat. Durbin-Watson	2.046326			

Da mesma forma, os resultados das estimativas obtidas não são significativos.

TABELA 18 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$di_t = c_1 di_{t-1} + c_2 di_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$$

amostra (ajustada): 2000M03 2010M10

Observações incluídas: 128 após os ajustamentos

	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.629977	0.061559	26.47844	0.0000
C(2)	-0.670282	0.058282	-11.50073	0.0000
C(3)	12.18609	0.938371	12.98643	0.0000
C(4)	4.043878	0.742341	5.447465	0.0000
C(5)	0.126328	0.093529	1.350691	0.1193
R <sup>2</sup> -	0.995027			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.994823			
S.E. da regressão	0.312418			
Soma quad. dos Resid.	11.90783			
Durbin-Watson (DW)	1.958723			



O melhor ajustamento encontrado foi o do modelo- **Modelo I\* - Equação Estimada**  $i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$  – estimativas da TABELA 15 (pág. 69).

IV.5.2 – Estimativas para o período 2000 a 2010/10: Avaliando a inclusão do Câmbio Nominal

Esta subsecção apresenta as estimativas considerando todo o período amostral (**2000 a 2010/10**), incluindo nas estimativas a variação da taxa de câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) e também o nível da taxa de câmbio (E), a fim de avaliar possíveis influências do setor externo sobre a política monetária.

Assim, as seguintes equações serão estimadas:

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + e$$

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t] + \Delta e_t$$

**MODELO IV - Equação estimada:**  $i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + e$   
(incluímos o nível da taxa de câmbio)

TABELA 19 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + c_5 e_t$$

amostra (ajustada): 2000M02 2010M10  
Observações incluídas: 129 após ajustes

$$SELIC = C(1)*SELIC(-1) + (1-C(1))*(C(2) + C(3)*DESVIO + C(4)*H) + C(6)*e$$

	Coefficiente	Erro- padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	0.927685	0.012947	71.65335	0.0000
C(2)	10.32568	3.050753	3.384635	0.0010
C(3)	5.736062	1.050000	5.462917	0.0000
C(4)	0.076313	0.070897	1.076378	0.2838
C(6)	0.007062	0.112229	0.062928	0.9499
R <sup>2</sup> -	0.989662			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.989329			
S.E. da regressão	0.447717			
Soma quad. dos Resid.	24.85585			
Estat. Durbin-Watson	0.818361			

TABELA 20 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

Equação estimada:  $i_t = c_1 i_{t-1} + (1- c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + c_6 \Delta e_t$  (incluímos a variação do câmbio nominal)

Variável dependente: SELIC  
 amostra (ajustada): 2000M02 2010M10  
 Observações incluídas: 129 após ajustes

$$SELIC = C(1)*SELIC(-1) + (1-C(1))*(C(2) + C(3)*DESVIO + C(4)*H) + C(6)*VARCAMBIO$$

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	0.928430	0.011331	81.93582	0.0000
C(2)	10.50093	0.874120	12.01314	0.0000
C(3)	5.797524	0.744012	7.792249	0.0000
C(4)	0.072428	0.071366	1.014874	0.3121
C(6)	0.283260	0.276442	1.024666	0.3075
R <sup>2</sup> -	0.989751			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.989420			
S.E. da regressão	0.445791			
Soma quad. dos Resid.	24.64248			
Estat. Durbin-Watson	0.798945			

Tendo em vista que as estimações do modelo expresso por  $i_t = c_1 i_{t-1} + (1- c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + \Delta e_t$  apresentaram correlação serial nos resíduos (os parâmetros estimados não são eficientes) introduzimos mais uma defasagem para a variável dependente  $i_t$ . O teste de Breush-Godfrey para autocorrelação dos resíduos e o correlograma dos resíduos apontam para a correlação serial. Assim, fazemos uso da seguinte forma funcional:

**MODELO V - Equação estimada:**

$$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1- c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t] + c_6 \Delta e_t$$

TABELA 20 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1- c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t] + c_6 \Delta e_t$$

amostra (ajustada): 2000M03 2010M10  
 Observações incluídas: 128 após os ajustamentos

	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.629977	0.061559	26.47844	0.0000
C(2)	-0.670282	0.058282	-11.50073	0.0000
C(3)	12.18609	0.938371	12.98643	0.0000
C(4)	4.043878	0.742341	5.447465	0.0000
C(5)	0.126328	0.093529	1.350691	0.1193
C(6)	0.089967	0.195184	0.460936	0.6457
R <sup>2</sup> -	0.995027			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.994823			
S.E. da regressão	0.312418			
Soma quad. dos Resid.	11.90783			
Durbin-Watson (DW)	1.958723			

Novamente, estimativas levadas a efeito com 1ª defasagem das variáveis do modelo não se mostram significativas, o que nos conduziu a não reproduzi-las uma vez mais.

O melhor ajustamento obtido foi o do modelo I\*, cuja equação estimada é:

$$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$$
. Apresentamos em seguida uma síntese das conclusões do capítulo.

#### IV.6 – Resultados e Conclusões referentes ao período 2000/01 a 2010/10

Esta subseção consigna os resultados gerais obtidos com as estimativas referentes a quase 11 anos de implementação do Sistema de metas de Inflação. A avaliação crítica da política monetária implementada neste período, tal qual propomos no título desta dissertação, não se pretende exaustiva nem mesmo abranger as conexões da política monetária com outras importantes medidas, nas áreas fiscal, cambial, dentre outras. Cientes das complexidades e interrelações existentes entre a política monetária e demais medidas de política econômica, pretendemos, conforme já exposto nos objetivos deste trabalho, avaliar, através das estimativas de uma função de reação do BCB questões tais quais:

- Como o Banco Central do Brasil tem se orientado no manejo de sua variável operacional? Quais as variáveis que se mostraram,

neste longo período de 11 anos, mais significativas a ensejar as mudanças na taxa de juros SELIC? O Hiato do Produto? Os desvios da inflação em relação às metas estabelecidas?

- O denominado “Princípio de Taylor” foi cumprido na condução da política monetária nestes 11 anos (ou seja, o coeficiente de resposta da política monetária aos desvios da meta de inflação foi maior do que 1)?

Comparações entre nossos resultados e o que a literatura vem apontando (consideradas as diferenças entre as amostras captadas por cada qual) serão feitas quando da apresentação dos resultados de cada uma das fases distintas, e também na conclusão geral do trabalho, a fim de evitar repetições de resultados desnecessárias e cansativas.

Assim é que, das tabelas e estimativas para o período em questão, tem-se os seguintes resultados:

- Os modelos estimados com uma defasagem na variável dependente apresentam correlação serial, o que nos conduziu à inclusão de mais uma defasagem na variável dependente (Selic).

- As estimativas com as primeiras diferenças das variáveis dependente e explicativas não apresentaram resultados significativos.

- Neste sentido, do exame das estimativas da equação estimada no modelo I\* (pág. 70) temos a comentar:

Constatação de forte grau de inércia na taxa de juros (soma dos coeficientes  $c(1) + c(2) = 0.95$ , dentro dos parâmetros da literatura resenhada. Esse mecanismo de transmissão da taxa de juros passada para a atual cria uma rigidez na operacionalização da Selic. A literatura aponta igualmente a existência de forte componente de inércia (consideradas as diferenças de períodos/amostras e formas funcionais estimadas). Tal aspecto será

apresentado com detalhes no Tópico V.5.2, onde fazemos uma comparação dos resultados com a literatura resenhada.

- Os resultados mostram que a autoridade monetária não tem atribuído importância ao comportamento do hiato do produto (salvo para os 4 primeiros anos – **2000/01 a 2003/12**, consoante apresentaremos em tópico próprio). As estimativas para o período como um todo indicam, **a exemplo de boa parte da literatura**, que o BCB não vem reagindo de forma contracíclica ao produto (o coeficiente do hiato = **0.13 e** não se mostra significativo).

- A elevação da inflação tem gerado uma resposta mais que proporcional da Selic. Um dos primeiros trabalhos estimando uma função de reação para o BCB, Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (**2002**) apontam para um coeficiente de resposta de 1.9 (nossa estimativa é de 4.0). Inobstante o descumprimento das metas nos exercícios de 2001 a 2003, os resultados apontam que o BCB foi bastante sensível aos desvios das expectativas de inflação em relação às metas no período 2000/01 a 2010/10.

- A estimativa levada a efeito tomando-se a primeira diferença da Selic e de seu componente auto-regressivo de primeira ordem confirmam que a autoridade monetária tem reagido fortemente aos desvios das expectativas, mas não ao hiato do produto. Ou seja, o resultado indica que, se tomarmos como variável dependente a variação da Selic, o resultado obtido demonstra pouca ou nenhuma sensibilidade em relação ao produto, confirmando a forte resposta aos desvios das expectativas em relação à meta.

- A inclusão da variação da taxa de câmbio nominal não se mostrou significativa na função de reação, a explicar o comportamento da Selic. A inclusão do nível da taxa de câmbio produz uma regressão espúria, vez que a série se mostrou estacionária nos testes de estacionariedade.

- A especificação estimada, objeto do modelo V, traz resultados que confirmam que a atuação da autoridade monetária se pautou contundentemente

aos desvios da inflação em relação às metas estabelecidas (coeficiente c(4)), especialmente após 2004, conforme será apresentado, mas não ao hiato do produto.

- O juro nominal de equilíbrio estimado, representado pelo coeficiente c(3), embora tenha diminuído no período pós-2004, ainda é elevado. Em se cumprindo a meta de inflação e se o produto estiver ao nível do produto potencial sistematicamente, a taxa Selic nominal converge para valores elevados (cerca de 12% a.a., consoante estimativa do Modelo I\*).

## V - Capítulo IV – Estimativas e Resultados comparados para os períodos 2000/01 a 2003/12 e 2004/01 a 2010/10

### V.1 – Introdução

Nosso objetivo neste capítulo é, conforme já exposto, verificar o que marcou cada uma das distintas fases analisadas: 2000/01 a 2003/12 e 2004/01 a 2010/10. Com as estimativas para cada período em separado, procuramos avaliar se a função de reação do Banco Central do Brasil mudou. Ou seja, as mudanças no ambiente macroeconômico ensejaram mudança(s) no comportamento do Banco Central? Nossa hipótese é de que não. A autoridade monetária, embora tenha praticado uma política monetária em que se verifica a redução da taxa SELIC, continuou reagindo preponderantemente aos desvios das expectativas da inflação em relação à meta. Essa parece ter sido a tônica da condução da política monetária nos períodos divididos.

Antes de apresentar as estimativas, importa apresentar breve panorama sobre os períodos pré-citados. Nesses quase **onze** anos objeto de nosso estudo, a economia Brasileira enfrentou diferentes eventos internos e externos que ensejaram respostas diversas, próprias de cada período.

O presente capítulo está dividido em 5 seções. Uma seção introdutória, seguida da apresentação do panorama para cada um dos períodos em que nossa amostra inicial (2000-2010) foi dividida, da exposição estatística

das variáveis, dos quadros contendo os testes de estacionariedade das mesmas, a apresentação das estimativas e respectivos resultados.

## V.2 – Panorama dos períodos analisados

Inicialmente cabe ressaltar que, a divisão proposta procura identificar os eventos marcantes enfrentados pela economia brasileira, com o interesse de avaliar o comportamento da autoridade monetária em face das mudanças ocorridas ao longo de todo esse período. Que eventos caracterizam estas duas fases por nós selecionadas? Não pretendemos apresentar **quadro exaustivo** dos acontecimentos econômicos ou políticos de cada um dos períodos, mas, simplesmente, traçar um panorama geral dos principais fatos/eventos de cada qual. É o que faremos a seguir.

**V.2.1 – A 1ª Fase: O período Janeiro de 2000 a Dezembro de 2003 – início de 2004.**

Não foram poucos os fatos e turbulências internas e externas pelos quais a economia brasileira passou nestes primeiros anos, importando mencionar:

- O processo de racionamento de Energia que enfrentamos em 2001 (governo impôs o Plano de Racionamento de energia buscando assegurar uma redução da ordem de 20% no consumo);
- O ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 contra os EUA com seus impactos nas Bolsas de Valores Mundiais e na redução do ritmo de crescimento das economias desenvolvidas;
- A questão dos preços dos bens e serviços administrados pelo governo impactando fortemente o IPCA. Desde 1999 a inflação medida pelo IPCA era fortemente explicada pelo impacto desses preços no índice. No período 1999 a 2002, cerca de **50%** da variação do IPCA pôde ser explicada pela variação dos preços administrados, segundo estudo de Amaral (2009). Não coincidentemente, (inobstante não se possa atribuir a este fator exclusivamente), é que as metas de inflação foram descumpridas nos anos de

2001, 2002 e 2003, colocando à prova a credibilidade da adoção do sistema de metas inflacionárias.

- A crise enfrentada pela Argentina com a decretação de Moratória em 2001 (somente neste ano, 81 bilhões de dólares deixaram de ser pagos) e o efeito sobre os investidores externos.

- Desvalorização cambial real da ordem (com relação ao dólar norte-americano) de 30% em 2002; A partir do 1º trimestre de 2002 o câmbio real inicia processo de desvalorização decorrente da crise de confiança da transição do governo Fernando Henrique Cardoso a Luiz Inácio Lula da Silva. Tomando como base março de 2002, o câmbio real, com relação à cesta de moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil depreciou-se quase 60% até o 3º trimestre daquele ano, iniciando-se a partir daí um período de apreciação. A partir de 2003 o processo de apreciação cambial se acentua. Conforme acentuam Pastore e Pinotti (2006, pág. 210) “ embora a valorização do real não tenha reduzido os superávits comerciais, afetou negativamente setores exportadores tradicionais...”. As exportações de commodities, não obstante, não foram prejudicadas em vista do crescimento dos preços internacionais a partir de 2002.

Vale dizer que a **meta** para a selic (e a taxa efetiva, com pequeno diferencial em relação à meta fixada) apresentaram movimento oscilante desde o princípio de 2000, em que se encontrava na faixa de 16,5% a.a., chegando a 19% ao final de 2001 (patamar que se mantinha desde o mês de julho de 2001). Ao final de 2002, havia alcançado a faixa de 25% ao ano. A taxa efetiva, ao final de 2002, foi de 24,9% a.a., ligeiramente inferior.

Por fim, já no mês de fevereiro de 2003 verificamos a primeira alta na **meta** para a SELIC, que passou de 25,5% a.a para 26,5% ao ano. Pressões inflacionárias forçaram o BCB a aumentar a taxa básica de juros (vale dizer que, em abril de 2003 a SELIC efetiva já estava no patamar de **26,32%**). As incertezas provocadas com a transição Presidencial de 2002/2003 (e a deterioração das expectativas) decerto se constitui em explicação para o



aumento da selic; somente a partir de 2004 é que a autoridade monetária inicia um movimento de redução da meta e da selic efetiva.

#### V.2.2 – A 2ª Fase: O período Janeiro de 2004 a Dezembro de 2010.

O período em questão envolve um cenário distinto dos anos 2000/2003, a começar por:

- Retomada do crescimento do PIB no Brasil – Já no 3º trimestre de 2004, a economia cresce **6,1%** (em relação ao mesmo período de 2003, segundo o IBGE); Se considerarmos o período **2005-2008**, tem-se um crescimento médio anual do PIB de **4,5%**, com **5.8%** apurado ao final de 2008.

- A Formação Bruta de Capital Fixo cresce, somente em 2004, **20,1%**, se constituindo na maior taxa desde 1995 (dados do IBGE). Ao longo deste período como um todo a Formação Bruta de Capital fixo cresce de forma continuada, ao menos até 2008, quando sofre um decréscimo da ordem de 9,8%, **embora** o PIB tenha crescido **5,1%** neste mesmo ano (o desempenho até o 3º trimestre explica este crescimento, segundo o IBGE).

A título de ilustração, vale destacar que a taxa de investimento no ano de 2008 (FBCF/PIB) foi de 19,0% do PIB, a maior desde o início da série iniciada em 2000.

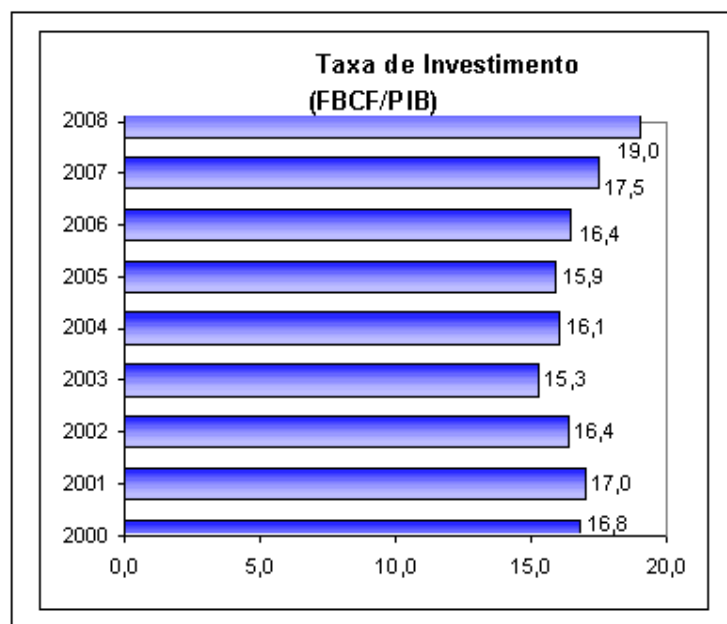


Figura 5 - Fonte IBGE ([WWW.ibge.gov.br/home/estatistica/economia](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia))

- Desemprego em queda devido ao ritmo de crescimento – taxa de desemprego nas 6 principais regiões metropolitanas ficou em 6,8% em dez./2008 (menor taxa apurada desde o início da série em março de 2002).

- Forte expansão do crédito (em dez./2004 representava **24,5%** do PIB, tendo passado para **41,1%** do PIB em dez./2008).

- Crescimento do PIB mundial e da liquidez internacional, prevaescentes na maior parte do período. Os primeiros problemas começaram a aparecer no **3º trimestre de 2008** (devidos à crise do “subprime” - crise financeira desencadeada em 2006, a partir da quebra de instituições de crédito dos Estados Unidos, que concediam empréstimos hipotecários de alto risco “*subprime loan* ou *subprime mortgage*”, em inglês, arrastando vários bancos para uma situação de insolvência e repercutindo fortemente sobre as bolsas de valores de todo o mundo), o que reverteu o ciclo de crescimento da economia brasileira.

- A economia Brasileira consegue aumentar substancialmente suas reservas internacionais e reduzir sua dívida externa líquida.

- Em 2008, o desempenho do comércio exterior mundial foi afetado pela crise financeira internacional. A menor demanda por bens e serviços brasileiros, por parte de alguns dos seus principais parceiros comerciais provocou efeitos na economia real, notadamente a partir do 3º trimestre do ano. Porém, os bons resultados das exportações verificados ao longo do ano foram suficientes para compensar essa desaceleração, garantindo crescimento nominal de 16,5% das exportações de bens e serviços em relação a 2007 (dados do IBGE). O crescimento deveu-se principalmente pela alta nos preços (15,9%); o volume manteve-se praticamente estável (0,5%). Analisando-se apenas os bens exportados, os preços avançaram 19,1%, enquanto o volume caiu 2,7% em comparação com o ano anterior. Destaque para os preços das commodities agrícolas e minerais que, no primeiro semestre de 2008, atingiu níveis recordes.

- O final de 2008 e o exercício de 2009 são marcados pelo impacto, ainda que não tão expressivo quando comparado ao resto do mundo, da crise internacional.

- Apesar de vir recuperando o ritmo de crescimento ao final do ano de 2009 (a economia cresceu, segundo dados do IBGE, 2% no último trimestre ante o 3º trimestre do mesmo ano), o ano registra uma queda do crescimento do Produto da ordem de **0,6%**, primeiro resultado negativo desde 1992, ano do “impeachment” do Presidente Fernando Collor de Melo.

Em termos do comportamento da SELIC, do final de 2003 até o término de 2004, verifica-se uma ligeira redução da meta, que passa de 17,5% a.a. em dezembro (90ª reunião ordinária) para 17,25% ao final de 2004 (102ª reunião ordinária). A taxa efetiva foi de 17,23% a.a., pouco inferior em relação à meta.

Do final de **2004** até dezembro de **2005**, a meta aumenta para **18,0%** a.a.. A partir daí, a trajetória é de decréscimo, chegando ao patamar de **10,25%** em **julho de 2010**. Importa dizer que as taxas efetivas tendem a

acompanhar, com pequenos diferenciais, as metas fixadas. De julho de 2010 até dezembro do mesmo ano, a selic se mantém nesse patamar.

Com cenários e ambientes diversos, sucintamente caracterizados, apresentamos a seguir as estimativas do comportamento do Banco Central em cada período, com base nas estimativas levadas a efeito.

### V.3 – Descrição Estatística das Variáveis e Testes de Estacionariedade das Séries

#### ➤ 1ª Fase: Período Janeiro de 2000 a Dezembro de 2003

Faremos, primeiramente, uma análise do comportamento das séries, com o resumo das estatísticas referentes às variáveis utilizadas no modelo. Em seguida, realizamos testes para identificar a ordem de integração das variáveis utilizadas nas estimações. O quadro a seguir considera as diversas estatísticas das variáveis compreendendo o período da amostra (01/2000 a 12/2003).

TABELA 21 – DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS (01/2000 a 12/2003)

	MÉDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO PADRÃO
Selic	13,6	13,1	19,75	8,7	3,38
Hiato	-0,09	0,61	13,15	-11,44	6,3
Desvio	1,59	1,31	7,0	-0,1	1,44
Tx. Câmbio Nominal	2,56	2,47	3,89	1,74	0,61
Δ Tx. Câmbio Nominal	0,023	0,018	0,87	-0,46	0,20

– Testes de Estacionariedade das Séries

Conforme já exposto, é preciso verificar se o comportamento das variáveis utilizadas é ou não estacionário ao longo do período selecionado. Isto porque a utilização de modelos de regressão envolvendo séries de tempo **não estacionárias** pode conduzir ao problema de regressão espúria.

Realizamos os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, conhecido como teste KPPS e também o teste de Teste DF-GLS (Elliott-Rothemberg-Stock). Os resultados foram os seguintes:

Tabela 22 - Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - (01/2000 a 12/2003)

variável	Estatística t	p-valor	valor crítico	valor crítico	valor crítico
			1%	5%	10%
Selic	-2.85	0.059	-3.58	-2.92	-2.60
Desvio (D)	-1.45	0.13	-2,61	-1.94	-1.61
Hiato (H)	-3.87	0.0044	-3.58	-2.92	-2.60
$\Delta e_t$	-8.77	0	-3.58	-2.92	-2.60
Tx. Câmbio Nom.	-1.43	0.55	-3.58	-2.92	-2.60

Nota: Equação de teste: (i) desvio sem intercepto e tendência; (ii) demais variáveis com intercepto

H<sub>0</sub>: variável tem raiz unitária

Tabela 23 - Teste KPPS - (01/2000 a 12/2003)

variável	Estatística	valor crítico	valor crítico	valor crítico
	LM	1%	5%	10%
Selic	0.47	0.739	0.463	0.347
Desvio	0.28	0.739	0.463	0.347
Hiato (H)	0.059	0.739	0.463	0.347
$\Delta e_t$	0.11	0.739	0.463	0.347
Tx. Câmbio nominal	0.71	0.739	0.463	0.347

Equação de teste: todas as variáveis com constante; H<sub>0</sub>: variável é estacionária

Tabela 24 - Teste DF-GLS (Elliott-Rothemberg-Stock) - (01/2000 a 12/2003)

variável	Estatística t	valor crítico	valor crítico	valor crítico
		1%	5%	10%
Selic	-2.92	-2.61	-1.94	-1.61
Desvio	-2.10	-2.61	-1.94	-1.61
Hiato (H)	-2.67	-2.61	-1.94	-1.61
$\Delta e_t$	-8.83	-2.61	-1.94	-1.61
Tx.Câmbio nominal	-0.94	-2.61	-1.94	-1.61

Equação de teste: todas as variáveis com constante;  $H_0$ : var. tem raiz unitária

Pelo teste ADF, a Selic, o hiato do produto (H) e a variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) são estacionários. A taxa de câmbio nominal (nível) e o desvio não são estacionários.

Pelo teste KPPS, a Selic é estacionária, assim como o hiato, o desvio e a variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ). A taxa de câmbio nominal (nível) não é estacionária.

Pelo 3º teste realizado (DF-GLS), as variáveis Selic, desvio, hiato e variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) são estacionárias. A taxa de câmbio (nível) é não estacionária.

Portanto, pela combinação dos resultados dos testes, considera-se todas as variáveis (à exceção da taxa de câmbio que é não estacionária - I(1)) estacionárias, já que esse resultado foi validado por pelo menos 2 (dois) dos 3 (três) testes realizados.

➤ 2ª Fase: Período Janeiro de **2004** a Outubro de **2010**

Verificaremos inicialmente, na esteira da sequência de nossa apresentação, o comportamento das séries, com o resumo das estatísticas referentes às variáveis utilizadas no modelo. Em seguida, realizamos testes para identificar a ordem de integração das variáveis utilizadas nas estimações.

O quadro a seguir considera as diversas estatísticas das variáveis compreendendo o período da amostra (01/2004 a 10/2010).

**TABELA 25 – DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS – (01/2004 a 10/2010)**

	MÉDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO PADRÃO
Selic	13,62	13,16	19,75	8,65	3,38
Hiato	0,055	1,82	16,46	-27,2	9,07
Desvio	0,27	0,13	1,45	-0,79	0,62
Tx. Câmbio Nominal	2,15	2,13	3,13	1,56	0,41
$\Delta$ Tx. Câmbio Nominal	-0,014	-0,03	0,28	-0,20	1,0

– Testes de Estacionariedade das Séries

Verificamos agora se o comportamento das variáveis utilizadas é ou não estacionário ao longo do período selecionado.

Realizamos os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, conhecido como teste KPSS e também o teste de Teste DF-GLS (Elliott-Rothemberg-Stock). Os resultados foram os seguintes:

**Tabela 27 - Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) - (01/2004 a 10/2010)**

variável	Estatística t	p-valor	valor crítico	valor crítico	valor crítico
			1%	5%	10%
Selic	-4.34	0.0045	-4.07	-3.46	-3.16
Desvio (D)	-1.84	0.0624	-2,59	-1.94	-1.61
Hiato (H)	-4.71	0.0002	-3.51	-2.89	-2.58
$\Delta e_t$	-7.57	0.00	-2,59	-1.94	-1.61
Tx. Câmbio Nom.	-1.84	0.062	-2,59	-1.94	-1.61

Nota: Equação de teste: (i) Selic: com constante e tendência; (ii) demais variáveis com constante  
 $H_0$ : variável tem raiz unitária

**Tabela 28 - Teste KPPS - (01/2004 a 10/2010)**

variável	Estatística	valor crítico	valor crítico	valor crítico
	LM	1%	5%	10%
Selic	0.087	0.739	0.463	0.347
Desvio	0.29	0.739	0.463	0.347
Hiato (H)	0.04	0.739	0.463	0.347
$\Delta e_t$	0.088	0.739	0.463	0.347
Tx.Câmbio nominal	0.94	0.739	0.463	0.347

Equação de teste: todas as variáveis com constante; Selic: com constante e tendência  
 $H_0$ : variável é estacionária

**Tabela 29 - Teste DF-GLS (Elliott-Rothemberg-Stock) - (01/2004 a 10/2010)**

variável	Estatística t	valor crítico	valor crítico	valor crítico
		1%	5%	10%
Selic	-3.38	-3.65	-3.094	-2.80
Desvio	-1.98	-2.58	-1.94	-1.61
Hiato (H)	-3.63	-2.59	-1.94	-1.61
$\Delta e_t$	-3.97	-2.59	-1.94	-1.61
Tx.Câmbio nominal	0.019	-2.58	-1.94	-1.61

Equação de teste: todas as variáveis com constante;  $H_0$ : var. tem raiz unitária

Pelo teste ADF, a Selic, o desvio (D), o hiato do produto (H) e a variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) são estacionários. A taxa de câmbio nominal (nível) é não estacionária.

Pelo teste KPPS, a Selic é não estacionária, sendo o hiato, o desvio e a variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) todos estacionários.

Pelo 3º teste realizado (DF-GLS), as variáveis Selic, desvio, Hiato e variação do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) são estacionárias. A taxa de câmbio (nível) é não estacionária.



Portanto, pela combinação dos resultados dos testes, considera-se todas as variáveis (à exceção da taxa de câmbio que é não estacionária - I(1) ) estacionárias, já que esse resultado foi validado por pelo menos 2 (dois) dos 3 (três) testes realizados.

#### V.4 – Dos resultados das Estimativas

Apresentamos a seguir os resultados das estimativas efetuadas. Estimamos para cada período, igualmente, as duas formas funcionais já apresentadas anteriormente, a saber:

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + e$$

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t]$$

Por último, ressaltando um dos nossos propósitos, o de avaliar possíveis influências do setor externo sobre a política monetária, incluímos nas estimativas a variação da taxa de câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ) e também o nível da taxa de câmbio (E), para os dois períodos em que dividimos a amostra.

Neste particular, as equações estimadas serão:

$$i_t = c_1 i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 D_t + c_4 h_t] + E$$

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_{t-1} + (1 - c_1) [c_2 + c_3 \Delta D_t + c_4 \Delta h_t] + \Delta e_t$$

Nesta seção, apresentamos as estimativas e respectivos resultados **seqüencialmente**. Esta forma permite, sem prejuízo da perfeita identificação de cada período, pronta comparação dos resultados, facilitando a apresentação das conclusões. É o que faremos a seguir.

➤ 1ª Fase: Período Janeiro de 2000 a Dezembro de 2003

TABELA 30 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

Equação estimada:  $i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$

Variável dependente: SELIC  
amostra (ajustada): 2000M01 2003M12  
Observações incluídas: 48

$SELIC = C(1)*SELIC(-1) + C(2)*SELIC(-2) + (1-C(1) - C(2))*(C(3) + C(4)*DESVIO + C(5)*H)$

	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.602269	0.111121	14.41917	0.0000
C(2)	-0.695134	0.101395	-6.855693	0.0000
C(3)	15.66523	1.223413	12.80453	0.0000
C(4)	2.146223	0.624939	3.434293	0.0013
C(5)	0.088408	0.128174	0.689750	0.4941
R <sup>2</sup> -	0.983810			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.982303			
S.E. da regressão	0.424247			
Soma quad. dos Resid.	7.739395			
Estat. Durbin-Watson	2.323402			

A equação estimada é:

$i_t = 1.6 i_{t-1} - 0.69 i_{t-2} + (0.0928)[ 15.6652 + 2.15 D_t + 0.088 H_t ]$

TABELA 31 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t] + c_6 \Delta e_t$  (inclusão da variação do câmbio nominal)

**Equação estimada:**  $i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t] + c_6 \Delta e_t$

Variável dependente: SELIC

amostra (ajustada): 2000M01 2003M12

Observações incluídas: 48

SELIC = C(1)\*SELIC(-1) + C(2)\*SELIC(-2) + (1-C(1) - C(2))\*(C(3) + C(4)\*DESVIO + C(5)\*H) + c(6)\*  $\Delta e_t$

	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.606214	0.115739	13.87791	0.0000
C(2)	-0.697989	0.105549	-6.612938	0.0000
C(3)	15.58246	1.366666	12.80453	0.0000
C(4)	2.167023	0.680797	3.183067	0.0028
C(5)	0.105456	0.147048	0.717156	0.4774
C(6)	-0.002083	0.330281	-0.006306	0.9950
R <sup>2</sup> -	0.983810			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.982303			
S.E. da regressão	0.424247			
Soma quad. dos Resid.	7.739395			
Estat. Durbin-Watson	2.323402			

A equação estimada é:

$$i_t = 1.61 i_{t-1} - 0.70 i_{t-2} + (0.092)[ 15.6 + 2.16D_t + 0.10H_t ] - 0.002 \Delta e_t$$

A estimativa a seguir testa a resposta da Selic ao desvio das expectativas em relação à meta e à variação do hiato do produto (1ª diferença da variável h).

TABELA 32 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 dh_t]$$

**Equação estimada:**  $i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 dh_t]$

Variável dependente: SELIC  
 amostra (ajustada): 2000M02 2003M12  
 Observações incluídas: 46 após ajustes

$$\text{SELIC} = C(1)*\text{SELIC}(-1) + C(2)*\text{SELIC}(-2) (1-C(1) - c(2))*(C(3) + C(4)*\text{DESVIO} + C(5)*dH)$$

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.573375	0.102205	15.39433	0.0000
C(2)	-0.677987	0.095284	-7.115465	0.0000
C(3)	15.62424	1.097578	14.23519	0.0000
C(4)	2.179662	0.555269	3.925415	0.0003
C(5)	0.179716	0.105757	1.699332	0.0968
R <sup>2</sup> -	0.984702			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.983210			
S.E. da regressão	0.422115			
Soma quad. dos Resid.	7.305420			
Estat. Durbin-Watson	2.284534			

Embora de pequena magnitude, o coeficiente da variação do hiato do produto mostra-se significativo, demonstrando que há evidência de que a política monetária respondeu às variações do hiato do produto no período considerado.

➤ 2ª Fase: Período Janeiro de 2004 a Outubro de 2010

TABELA 33 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO

$$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$$

Equação estimada:  $i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 h_t]$

Variável dependente: SELIC  
 amostra (ajustada): 2004M01 2010M10  
 Observações incluídas: 82

$$\text{SELIC} = C(1) \cdot \text{SELIC}(-1) + C(2) \cdot \text{SELIC}(-2) + (1 - C(1) - C(2)) \cdot C(3) + C(4) \cdot \text{DESVIO} + C(5) \cdot H$$

	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.548784	0.067897	22.81095	0.0000
C(2)	-0.566879	0.066208	-8.562096	0.0000
C(3)	9.470398	1.761907	5.375083	0.0000
C(4)	10.66871	3.487066	3.059509	0.0031
C(5)	0.239970	0.156674	1.531645	0.1197
R <sup>2</sup> -	0.997464			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.997333			
S.E. da regressão	0.175073			
Soma quad. dos Resid.	2.360097			
Estat. Durbin-Watson	1.743844			

A equação estimada é:

$$i_t = 1.55 i_{t-1} - 0.57 i_{t-2} + (0.018) [9.47 + 10.67 D_t + 0.24 H_t]$$

As estimativas tomando-se as 1<sup>as</sup> defasagens das variáveis não apresentaram resultados significativos, motivo pelo qual não apresentamos os quadros respectivos.

A estimativa a seguir, testa a resposta da Selic ao desvio das expectativas em relação à meta e à variação do hiato do produto (1<sup>a</sup> diferença da variável h), procedendo-se analogamente ao período 2000/01 a 2003/12.

**TABELA 34 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA EQUAÇÃO**

$$i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 dh_t]$$

Equação estimada:  $i_t = c_1 i_{t-1} + c_2 i_{t-2} + (1 - c_1 - c_2) [c_3 + c_4 D_t + c_5 dh_t]$

Variável dependente: SELIC

amostra (ajustada): 2004M01 2010M10  
 Observações incluídas: 82

$$\text{SELIC} = C(1)*\text{SELIC}(-1) + C(2)*\text{SELIC}(-2) + (1-C(1) - C(2))*(C(3) + C(4)*\text{DESVIO} + C(5)*dH)$$

	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C(1)	1.583754	0.066758	23.72384	0.0000
C(2)	-0.602705	0.064814	-9.298969	0.0000
C(3)	9.867575	1.625717	6.069674	0.0000
C(4)	10.14562	3.487066	3.059509	0.0031
C(5)	-0.031106	0.133048	-0.233795	0.8158
R <sup>2</sup> -	0.997349			
R <sup>2</sup> - ajustado	0.997211			
S.E. da regressão	0.179014			
Soma quad. dos Resid.	2.467536			
Estat. Durbin-Watson	1.647482			

Contrariamente ao período 2000/01 a 2003/12, neste último não apresenta evidência de que a Selic foi sensível às variações do hiato do produto. O coeficiente c(5) não é significativo.

As variações do câmbio nominal ( $\Delta e_t$ ), da mesma forma, não se mostraram significativas para explicar variações da Selic no período 2004/01 a 2010/10, o que tem sido constatado nas estimativas já apresentadas.

## V.5 – Sumário e Conclusões do capítulo IV

Esta subseção reúne, com base nas estimativas já apresentadas, as principais conclusões deste capítulo. Discorreremos sobre as conclusões de cada sub-período em separado.

Assim, este sumário divide-se em duas subseções distintas, a saber: A primeira traz as conclusões para o período 01/2000 a 12/2003 e a segunda para o período final - 01/2004 a 10/2010. A apresentação das conclusões será feita, respeitados e considerados os períodos/amostras de cada trabalho, comparando com os resultados obtidos nas estimativas resenhadas da literatura nacional, a fim de verificar se nossas estimativas estão próximas daquelas apresentadas pela literatura.

### V.5.1 – Resultados/Conclusões referentes ao período 2000/01 a 2003/12

Os resultados obtidos com as estimativas levadas a efeito para este período apontam o seguinte:

- Alto grau de inércia da taxa de juros (soma dos componentes  $c(1) + c(2) = a$  0,90.

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002) encontram, para as duas formas funcionais estimadas, coeficientes entre 0,72 a 0,84 (tabelas 4 e 5). Figueiredo e Ferreira (2002) encontram 0,75 (em seu modelo, a Selic conta com só uma defasagem). Mendonça (2007) estima um coeficiente de inércia de 0,859. Modenesi, em trabalho de 2008, apresenta uma soma dos componentes auto-regressivos da ordem de 0,92. Holland (2005) obtém estimativas de que o coeficiente da variável de pendente (a Selic) varia de 0.71 até 2.46 (consideradas apenas as estimativas

mostradas no capítulo II que tomam como variável dependente a taxa Selic).

- A elevação da inflação tem gerado uma resposta mais que proporcional da Selic (nossa estimativa é de 2.0):

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002) encontram 1.85. Trabalhos cujas amostras contemplam períodos ainda mais curtos, a exemplo de Figueiredo e Ferreira (2002) também apontam para um componente forte da sensibilidade do BCB em relação à inflação (embora estes separem o IPCA em preços livres e administrados); analogamente, a estimativa de Mendonça (2007) aponta para forte reação do BCB aos preços (preços livres, consoante o trabalho do autor – Tabela 6). Embora contemplem período pouco mais longo, Barbosa e Soares (2006) obtêm, nas várias estimativas efetuadas (vide quadros 1 e 2 do Anexo) coeficientes do desvio das expectativas de inflação em relação à meta compreendidos entre 1,57 e 3,54 o que, segundo os autores “evidencia que o BACEN vem reagindo agressivamente ao desvio entre as expectativas de inflação e suas metas” (pág. 51). Bueno e Policano (2008), tomando um período mais longo (1995 a 2005), se comparado a esta nossa amostra, apuram um coeficiente de resposta da política monetária aos desvios da inflação **maior do que um** (o que atende ao princípio de Taylor).

- Tal qual apontam Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002), não encontramos evidência de que a autoridade monetária tenha reagido de forma contracíclica ao produto (o hiato do produto não se mostra significativo – o coeficiente do hiato do produto é de **0,88** – Tabela 30 e de **0.10** – Tabela 31, com p-valores não significativos). Coeficientes/estimativas pouco significativas podem indicar baixa sensibilidade da autoridade monetária/política monetária ao hiato do produto. Modenesi (2008), por exemplo, embora encontre coeficiente estimado para o hiato do produto de 0.33 e significativo, aponta que “a baixa magnitude desse coeficiente indica que o BCB é pouco sensível ao lado real da economia” (2008, pág. 23).



- A taxa de juros de equilíbrio estimada, consoante o modelo adotado, foi de 15,66%.

- Contrariamente ao trabalho de Holland (2005), segundo o qual as funções de reação estimadas respondem às variações do câmbio nominal, os resultados de nossas estimativas apontam para que variações na taxa de câmbio nominal não se constituem em variável explicativa da função de reação do BCB. Os coeficientes para  $\Delta e$  (a variação da taxa nominal de câmbio) não se mostram significativos nas estimativas, não contribuindo para explicar variações na Selic. O trabalho de Bueno e Policano (2008) conclui da mesma forma, no sentido de que suas estimativas demonstram reduzido impacto da variação cambial sobre a taxa de juros.
- A evidência por nós obtida não rejeita a inclusão do valor defasado do hiato do produto na função de reação do BCB, para este período considerado, embora a sensibilidade da taxa de juros a variações no hiato do produto ( $\Delta h$ ) seja baixa (coeficiente da ordem de 0.18 e p-valor significativo). Este resultado indicaria que a autoridade monetária respondeu a variações no hiato do produto (não obstante a baixa sensibilidade da resposta).

#### V.5.2 – Resultados/Conclusões referentes ao período 2004/01 a 2010/10

Tal qual apontado para a primeira fase, passemos neste período a examinar os resultados obtidos com as estimativas. Cabem inicialmente alguns esclarecimentos. Os trabalhos apresentados no capítulo II contemplam, de fato, períodos diversos que, em alguns casos, coincidem com o período por nós definidos. As primeiras estimativas feitas pela literatura (já apresentadas no capítulo II) abrangem período que alcançam meados de 2003. Outras delas, tais quais Modenesi (2008), Mendonça (2007), Barbosa e Soares (2006), contemplam amostras que tomam o período compreendido entre 2000 e 2006

ou 2000 e 2007. As comparações aqui feitas procura mostrar estes resultados, devendo ser enfatizado, porém, que as diferentes estimativas devem levar em conta os diferentes períodos amostrais. Neste sentido, a comparação se dá muito mais entre as duas fases pré-estabelecidas (com cenários/ambientes macroeconômicos distintos). Evitamos aqui uma vez mais apontar os resultados da literatura nacional, já comentados na subseção anterior. Deste modo, os resultados assim se apresentam:

- Elevado grau de inércia da taxa de juros (soma dos componentes  $c(1) + c(2) = 0,98$ ). A forte inércia da taxa de juros é ainda maior, ao compararmos com o período anterior (2000/01 a 2003/12 – 0.90).

- A taxa de juros de equilíbrio cai em relação ao primeiro período, passando de 15.6 para 9.4 (a Selic média para o período ora em exame é de 13.62%, contra ).

- Aumentos da inflação no período gerou resposta ainda mais que proporcional da Selic. Os resultados obtidos mostram apontam que o BCB perseguiu tenazmente a meta de inflação no período em questão, tendo sido bastante sensível aos desvios das expectativas em relação às metas estabelecidas. Além de significativos, o coeficiente  $c(4)$  é elevado (em torno de 10). A resposta da autoridade monetária manteve-se a mesma que a que vinha sendo praticada, qual seja, responder forte e agressivamente ao sinal de desvios das expectativas em relação às metas estabelecidas.

- As estimativas para este período também não trazem evidências, a exemplo de boa parte da literatura, de que o BCB tenha reagido de forma contracíclica ao hiato do produto (o coeficiente do hiato = a **0.23** não se mostra significativo).

- A evidência por nós obtida rejeita a inclusão da primeira diferença do hiato do produto na função de reação do BCB, para este período considerado, contrariamente ao período anterior. Este resultado aponta que a

política monetária não se mostrou nada sensível às variações no hiato do produto a partir de 2004.

- As variações da taxa de câmbio nominal também não se incluem como variável a explicar variações da Selic neste período, na esteira das estimativas levadas a efeito seja para o período 2000/01 a 2003/12, seja para o período 2000/01 a 2010/10.

## VI – Conclusões Finais.

Nesta seção, procuramos sintetizar os principais resultados e conclusões apresentadas ao longo do trabalho. Comentário inicial se faz necessário neste ponto. O propósito de estimarmos funções de reação do BCB “quebrando” esses **quase** 11 anos entre janeiro de 2000 e outubro de 2010 permitiu contemplar a ação da autoridade monetária, ante cenários deveras diferentes. Como reagiu o BCB em face de circunstâncias tão distintas?

A forma de condução da política monetária nestes dois períodos, **em que pese ter havido redução da taxa de juros de equilíbrio** (o que em si já significa uma mudança) **não parece ter mudado em sua essência**, haja vista que as estimativas efetuadas apontam que o BCB reagiu agressivamente, em especial no período compreendido entre 2004/01 e 2010/12, aos desvios das expectativas em relação às metas inflacionárias ( $D_t$ ), sendo muito pouco (ou nada) sensível ao lado real da economia. A redução do juro real de equilíbrio, conseguida no período de 2004/01 a 2010/10, período este marcado por forte reação aos desvios das expectativas em relação às metas de inflação, em que as metas de inflação fixadas foram cumpridas, pode ser indicativo de que a política monetária nesta última fase foi mais eficaz.

A evidência por nós obtida não rejeita a inclusão do valor defasado do hiato do produto na função de reação do BCB, para a 1ª fase (2000/01 a 2003/12), embora a sensibilidade da taxa de juros a variações no hiato do produto ( $\Delta h$ ) seja baixa (coeficiente da ordem de 0.18 e p-valor significativo).

Resultado interessante, na medida em que aponta para um comportamento inicial do BCB também pautado pelas variações do hiato do produto, não obstante a baixa sensibilidade da resposta da Selic encontrada. Para o 2º período, tal não se mostrou significativo.

A questão do elevado grau de inércia da taxa de juros Selic, observada em todos os períodos considerados neste trabalho, consoante as estimativas feitas, reserva alguns comentários.

Fato estilizado no comportamento dos Bancos Centrais na condução da política monetária consiste no ajuste gradual da taxa de juros, evitando movimentos súbitos e, conseqüentemente, tornando a taxa de juros menos volátil. Este fenômeno é conhecido na literatura como suavização da taxa de juros (*interest rate smoothing*) e traduz-se na dependência da taxa de juros de sua própria história recente. Fato empírico apresentado neste trabalho, a existência de alto grau de correlação na taxa de juros dificulta o processo de ajuste da taxa de juros nominal (e real) a patamares mais baixos. Fica entretanto a seguinte questão: Pode o Banco Central escolher a velocidade de ajuste da taxa de juros? Certamente não se pretende discutir esse ponto nesta dissertação. Certo porém que as estimativas confirmam a hipótese inicial da existência de correlação na taxa de juros, criando uma rigidez na operacionalização da Selic.

Os resultados apontam para a confirmação de nossas hipóteses iniciais, no sentido de que o Banco Central do Brasil tem se orientado, no manejo de sua variável operacional, pelas expectativas inflacionárias em detrimento do hiato do produto, que não se mostrou significativo (salvo no período inicial compreendido entre 2000/01 e 2003/12).

O denominado “Princípio de Taylor” foi cumprido na condução da política monetária nestes 11 anos, ou seja, o coeficiente de resposta da política monetária aos desvios da meta de inflação foi significativamente maior do que 1.

Os resultados nos apontaram, também, que a variação da taxa nominal de câmbio não se mostrou significativa na função de reação, não se constituindo em variável explicativa dos movimentos da Selic.

Pode-se afirmar, com base nas evidências captadas, que o BCB logrou êxito, ao menos a partir de 2004, em garantir que a inflação efetiva se alinhasse com as metas pré-estabelecidas, cumprindo o propósito do sistema de metas de inflação.

Os coeficientes estimados para o período 2004/01 a 2010/10 seguiram uma trajetória semelhante àquela encontrada para o período 2000/01 a 2003/12, com a diferença que nesta 1ª fase a política monetária foi sensível às variações do hiato do produto.

Em síntese, o regime ou sistema de metas, examinado segundo nossas estimativas, caracterizou-se pela resposta da taxa Selic aos desvios das expectativas em relação às metas de inflação, em que o produto e a variação da taxa de câmbio nominal não explicam as mudanças na taxa básica de juros.

## VII – Referências Bibliográficas

Arestis, Philip, de Paula, Luiz Fernando e Ferrari Filho, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, nº 1, 2009.

Arestis, Philip e Sawyer, Malcolm. **New Consensus Monetary Policy: an appraisal**. In Arestis, Philip, Baddeley, Michelle e McCombie, John. *The New Monetary Policy: Implications and Relevance*, Edward Elgar, 2005.

Arida, Pécio. Entrevista, in *A História do Plano Real: Uma Radiografia da Moeda que mudou o Brasil*, págs. 506 a 509.

Barbosa Filho, Nelson (2009) - **Inflation targeting in Brazil: 1999-2006**, In *Beyond Inflation Targeting: Assessing the impacts and Policy Alternatives*”, Edward Elgar, 2009.

Barbosa, Fernando H. Copom: a sintonia fina dos juros. *Conjuntura econômica*, Agosto de 2010, vol. 64, nº 8.

Barbosa, F.H. e Soares, João J.S. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. Disponível em [www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf)

Banco Central do Brasil. Regime de Metas para a Inflação no Brasil. Documento da Diretoria de Política Econômica (DIPEC), Agosto de 2010. Disponível em [www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus.../FAC10](http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus.../FAC10).

Blinder, Alan. Monetarism is obsolete. *Challenge*, Setembro-Outubro 1981.

Blinder, Alan. A Core of Macroeconomic beliefs. *Challenge*, Julho-Agosto 1997.

Bofinger, Peter. *Goals, Institutions, Strategies and Instruments*. Oxford University Press, 2001, pág. 268.

Bueno, Rodrigo D. L. S. e Policano, Rodrigo M. A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005. Disponível na Internet.

Clarida, R., Galí, J.; Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review* nº 42, p. 1033-1067.

Carlin, Wendy, Soskice, David. *Macroeconomics: Imperfections, Institutions Et Policies*. Oxford University Press, 2006, págs. 83/85.

Departamento de Pesquisas Econômicas do Banco Central do Brasil (DF). *Inflation Targeting in Brazil: lessons and challenges* (2000), disponível em <[www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps59.pdf](http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps59.pdf)>

Figueiredo, Francisco Marcos, Ferreira, Thaís Porto. Working Paper Series n. 59, Banco Central do Brasil. Disponível em [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

Judd, John P., Rudebusch, Glenn D. Taylor Rule and the FED: 1970-1997. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, nº 3, 1998.

Holland, Márcio e Silva, Cleomar Gomes (2005). Regra de Taylor e Política Monetária em condições de Endividamento Público no Brasil. Disponível em [www.anpec.org.br/encontro\\_2003/artigos/B44.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro_2003/artigos/B44.pdf)

Holland, Márcio (2005). Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after inflation Targeting. Disponível em [www.anpec.org.br/encontro\\_2005/artigos/A05A032.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro_2005/artigos/A05A032.pdf)

Mendonça, Helder Ferreira, Dezordi, Lucas Lautert e Curado, Marcelo Luiz (2009) - **A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas de inflação: o caso brasileiro**, In *Política Monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*, Orgs. José Luiz Oreiro, Luiz Fernando de Paula e Rogério Sobreira, FGV Editora.

Mendonça, H. F. Metas de Inflação e taxa de Juros no Brasil: Uma análise do efeito dos preços livres e administrados. *Revista de Economia Política* v.27, p.431-451, 2007.

Minella, A., Freitas, P.S., Goldfajn, Ilan e Muinhos, M.K. *Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges*. Working Paper Series n. 53, Banco Central do Brasil. Disponível em [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)



Modenesi, André de Melo. **Convenção e Rigidez na Política Monetária: Uma Estimativa da Função de Reação do BCB-2000-2007**. IPEA, Texto para Discussão nº 1351, Agosto de 2008.

Romer, David. Keynesian Macroeconomics without the LM curve. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, nº 2, 2000.

Salgado, Maria José S., Garcia, Márcio G. P. e Medeiros, Marcelo C. – **Monetary Policy during Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank Reaction Function**. Texto para Discussão nº 444, Deptº de Economia da PUC-RIO, Setembro de 2001.

Sicsú, J. **Teoria e Evidências do Regime de Metas Inflacionárias**. In: *Revista de Economia Política*, v. 22, nº 1 (85), Janeiro-março de 2002.

Suma, R. F. Um Modelo Alternativo ao “Novo Consenso” para Economia Aberta. Tese de Doutorado, IE-UFRJ, Março de 2010, pág. 14.

Taylor, J. B. (1993). **Discretion versus Police Rules in Practice**. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39:195-214. Disponível em <<http://www.stanford.edu/~johntayl/papers/Discretion.pdf>>

Taylor, J.B. **A Historical Analysis of Monetary Police Rules**. In: *Monetary Police Rules*, NBER, Vol. 31, 1999