

ESTIMANDO UMA REGRA DE TAYLOR PARA O SISTEMA DE
METAS DE INFLAÇÃO BRASILEIRO

Setembro de 2003

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	5
2. A REGRA DE TAYLOR	7
3. METAS DE INFLAÇÃO: A RECENTE EXPERIÊNCIA BRASILEIRA	12
4. ESTIMANDO UMA FUNÇÃO DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL.....	23
6. CONCLUSÃO.....	31
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	33
ANEXOS	35

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Principais mecanismos de transmissão da política monetária. _____ 13

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: A Regra de Taylor dos EUA. _____ 09

Gráfico 2: O comportamento do IPCA anual e as metas de inflação (jun/1999-dez/2002) 14

Gráfico 3: O grau de ajuste da função de reação 4. _____ 29

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Média, Desvio Padrão e Coeficiente de Variação da Taxa de Juros, PIB e Inflação trimestral no Brasil – 1994/2002. _____ 16

Tabela 2: Estimativas de uma função de reação para o Brasil (01/2000 - 12/2002). ____ 26

Tabela 3: Estimativas de uma função de reação para o Brasil (01/2000 - 12/2002) ____ 30

Resumo

O objetivo do presente artigo será estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil no período que sucedeu à adoção do sistema de metas de inflação, partindo de uma função de reação sugerida por Taylor (1993). Inicialmente, são apresentados alguns resultados empíricos do sistema de metas no Brasil, desde sua implementação até o final de 2002, juntamente com uma avaliação qualitativa das reuniões do Comitê de Política Monetária do Banco Central, realizada por meio das atas dos encontros. Num segundo momento, são feitas as estimações, cujos resultados sugerem que o Banco Central brasileiro leva em consideração nas suas decisões de política monetária o comportamento dos desvios ponderados das expectativas de inflação em relação à meta do presente ano e do ano seguinte, o comportamento do hiato do produto e o comportamento do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), diferenciado entre preços livres e administrados.

Palavras-Chave: Regra de Taylor; Função de Reação; Sistema de Metas de Inflação

1. Introdução

Em face de sua importância, a determinação de uma função capaz de representar o comportamento das autoridades monetárias na determinação de uma taxa de juros que garanta a estabilidade dos preços, sem prejudicar o comportamento da atividade econômica, desperta o interesse dos economistas a algum tempo. O artigo de Taylor (1993) caracteriza-se como referência na literatura; nele o autor propõe que o comportamento da taxa de juros que remuneram os títulos do tesouro norte-americano poderia ser muito bem representado por uma função linear simples, o que ficou conhecido como Regra de Taylor. Desde então, estudos¹ passaram a ser realizados usando o mesmo princípio, buscando estimar o que ficou conhecido como função de reação, uma estrutura de informações capaz de representar adequadamente a evolução das taxas de juros ao longo do tempo.

Junto com a implantação do Plano Real, em julho de 1994, a taxa de juros foi utilizada como importante instrumento de controle da evolução dos preços por parte do Banco Central brasileiro, a despeito da implementação de diferentes políticas monetárias e cambiais no período. Mais recentemente, o País passou a utilizar uma política monetária disseminada em vários países, como Inglaterra e Canadá, conhecida como sistema de metas de inflação, adotada desde 1999, quando a economia brasileira enfrentou uma forte crise de confiança que culminou na mudança na condução da política monetária.

¹ Para uma revisão dos trabalhos que estimaram funções de reação, ver por exemplo McCallum (1999) e Taylor (1999).

O sistema de metas de inflação faz com que o Banco Central brasileiro possua um instrumento, a política monetária, e tenha como meta um objetivo, fazer com que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) atinja a meta estabelecida. A instituição brasileira vem utilizando da taxa referencial de juros (Selic) como principal instrumento para fazer com que os preços convirjam para a meta. Todavia, oscilações na taxa de juros acabam por gerar impactos importantes nas demais variáveis econômicas, como as decisões de consumo, o nível de atividade e fluxo de capitais para o país. Desse forma, procurar saber como o Banco Central toma suas decisões em relação a esse importante instrumento torna-se relevante.

Diante deste contexto, o objetivo do presente artigo será estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil no período que sucedeu à adoção do sistema de metas de inflação, partindo de uma regra de Taylor. Além dessa seção, este artigo está dividido em mais quatro partes. O item dois analisará o embasamento teórico utilizado, enfatizando a equação sugerida por Taylor (1993) e a sua ampla utilização na literatura econômica. O item seguinte apresenta uma análise qualitativa das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) a partir da adoção do sistema de metas de inflação até o final de 2002, com o propósito de mapear o comportamento da autoridade monetária brasileira. Na parte quatro serão estimadas as funções de reação para o Brasil, deixando para a última parte as considerações finais desse trabalho.

2. A Regra de Taylor

Em seu artigo de 1993, Taylor procura mostrar que a política monetária deve ser guiada por regras transparentes e críveis, argumentando que esta é a forma mais eficaz de atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho - medido pelas taxa de inflação e variação do crescimento econômico. Embora este argumento seja utilizado de alicerce para a adoção de regimes como o sistema de metas de inflação, seu artigo é mais citado na literatura pela utilização de uma função de reação para o comportamento das taxas internas de juros nos EUA no período entre 1987 e 1992.

De acordo com o autor, o comportamento das taxas de juros nos EUA poderia ser muito bem representado por uma relação linear com a taxa de inflação (π), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*) mais uma soma ponderada entre dois desvios: a diferença entre taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB) e a meta de inflação e o desvio percentual do PIB do PIB potencial. Dessa forma, a Regra de Taylor depende de duas variáveis exógenas ao modelo: a meta de inflação e o PIB potencial. A relação destas variáveis pode ser melhor visualizada da seguinte forma:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (1)$$

Em que,

i = taxa de juros dos *Federal Funds* americanos;

r^* = taxa de juros de equilíbrio;

π = taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB)

π^* = meta de inflação

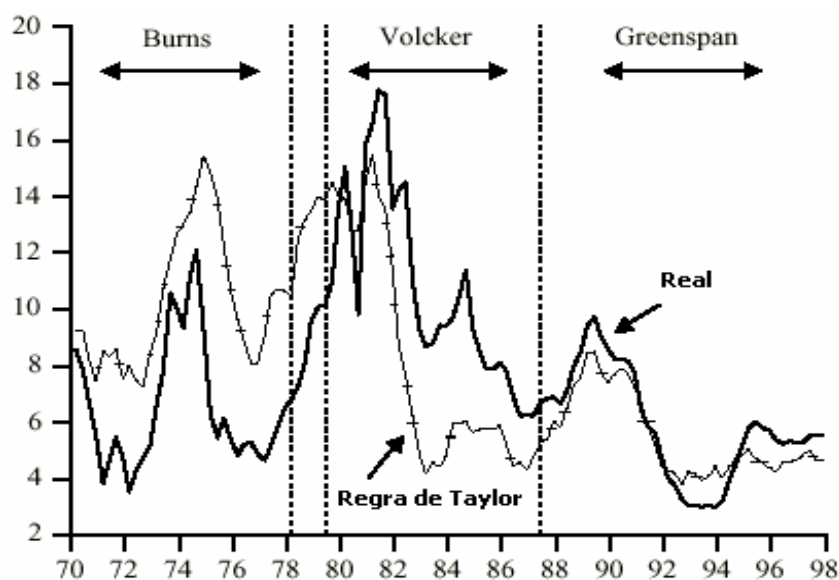
y = desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial².

Taylor não estimou esta equação econometricamente, assumindo que os pesos utilizados pelo FED em relação aos desvios da inflação e o PIB seriam de 0,5. Assim, se, por exemplo, a inflação fosse 1 ponto percentual acima da meta, o FED deveria elevar em 0,5% as taxas de juros. Como não realizou nenhuma estimação dos coeficientes, o autor assume uma taxa de juros e uma meta de inflação de equilíbrio de 2%. Esta representação apresentou desempenho muito interessante, tendo um grau de ajuste muito bom em relação ao período analisado. O gráfico 1 ilustra a diferença entre o comportamento das taxas de juros real e as estimadas pela regra de Taylor para um período compreendido entre 1970 e 1998, quando o FED teve três presidentes.

A partir do trabalho de Taylor, foram realizadas muitas tentativas de obtenção de funções de reação. Clarida, Galí e Gertler (1998) estimaram uma função de reação para França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e EUA. Usando uma versão mais sofisticada, os autores chegaram a conclusão de que existem metas de inflação implícitas nos EUA, Alemanha e Japão. Além disso, a utilização desta metodologia levou os autores a defenderem explicitamente que um sistema de metas de inflação é provavelmente superior a um sistema de câmbio fixo, em termos de desempenho conjunto das taxas de inflação e do crescimento econômico, levando-se em consideração os dados da amostra.

² Taylor (1993) utilizou uma tendência loglinear para o produto potencial entre o primeiro trimestre de 1984 e o terceiro trimestre de 1992. Como será discutido posteriormente, neste trabalho utilizaremos os resíduos do filtro de Hodrick-Prescott como *proxy* do *gap* entre o PIB e o PIB potencial.

Gráfico 1.
A Regra de Taylor dos EUA



Fonte: Adaptado de Judd e Rudebusch (1998)

Judd e Rudebusch (1998) analisa uma função de reação para a política monetária americana durante o período que vai de 1970 até 1997. Os autores encontraram bons indícios de que os movimentos nas taxas de juros são consistentes com uma política monetária que almeja inflação baixa no longo prazo e crescimento econômico próximo de seu potencial de curto prazo. Entretanto, os resultados diferem da especificação original de Taylor em dois importantes aspectos. As taxas de juros parecem reagir mais fortemente aos desvios do PIB do que o artigo original supunha, ao passo que a velocidade do ajuste parece ser mais suave do que Taylor supôs. Ademais, os autores encontraram indícios de que a regra se adapta melhor ao período em que as decisões do *Federal Reserve Board* (FED) estiveram nas mãos de Alan Greenspan.

Embora a regra de Taylor seja a abordagem mais utilizada na realização de análises empíricas de uma função de reação, outras formas já aparecem na literatura econômica. MacCallum e Nelson (1999) apresentam os resultados de um trabalho que supõe a renda nominal como regra de política monetária. Os autores comparam os seus resultados com os encontrados no trabalho de Clarida, Galí e Gertler (2000), que utilizaram uma regra de Taylor na forma original. Os autores consideram que as taxas de juros americanas responderiam às expectativas na taxa de crescimento na renda, ao invés da expectativa de inflação. Os resultados mostram que desde 1979 os movimentos da taxa de câmbio nos EUA podem ser relacionados aos movimentos nas expectativas de crescimento da renda, e que a política monetária pode ser entendida como uma maneira de estabilizar a taxa de crescimento da renda.

Em relação ao Brasil, apesar do pouco tempo transcorrido a partir da implantação do sistema de metas, há trabalhos que procuram estimar uma função de reação. Garcia, Medeiros e Salgado (2002) utilizam, além das variáveis habituais, a variação percentual nas reservas internacionais como um componente explicativo do comportamento da Selic. A inserção desta variável está relacionada ao período analisado, anterior ao sistema de metas de inflação, em que o País utilizava do sistema de bandas para controlar a taxa de câmbio. Os autores encontraram bons indícios de relação entre as variáveis explicativas - desvio do PIB, variação das reservas internacionais, e taxa de juros defasada - e o comportamento das taxas de juros. Contudo, um modelo não linear foi o que se ajustou aos interesses, resultado que está, segundo os autores, relacionado ao período analisado (de agosto 1994 a dezembro de 2000), em que o Brasil enfrentou fortes crises financeiras.

Muinhos e Alves (2002) apresentam uma estrutura interessante para a função de reação do Banco Central brasileiro ao procurar captar o comportamento das decisões da instituição levando-se em consideração os impactos nos preços livres e nos preços administrados³, cuja capacidade de interferência da política monetária é menor. Os resultados encontrados sugerem que a política monetária brasileira reage mais fortemente às variações dos preços livres do que às variações dos preços administrados, embora não seja possível rejeitar a hipótese dos coeficientes encontrados para os preços livres e administrados serem iguais.

³ Segundo o Banco Central, o termo “preços administrados” refere-se aos preços que são insensíveis às condições de oferta e demanda porque são determinados por contratos pré-estabelecidos ou por um órgão do

3. Metas de inflação: a recente experiência brasileira

A implantação do sistema de metas de inflação no Brasil - na segunda metade de 1999 – implicou em importantes mudanças em termos de condução de política monetária no País. A crise de confiança que culminou na desvalorização cambial de janeiro do mesmo ano gerou dúvidas no que tange à capacidade do governo de manter a inflação controlada depois do êxito plano de estabilização de 1994, e a opção pelo sistema de metas teve o compromisso e o desafio de atingir esse objetivo.

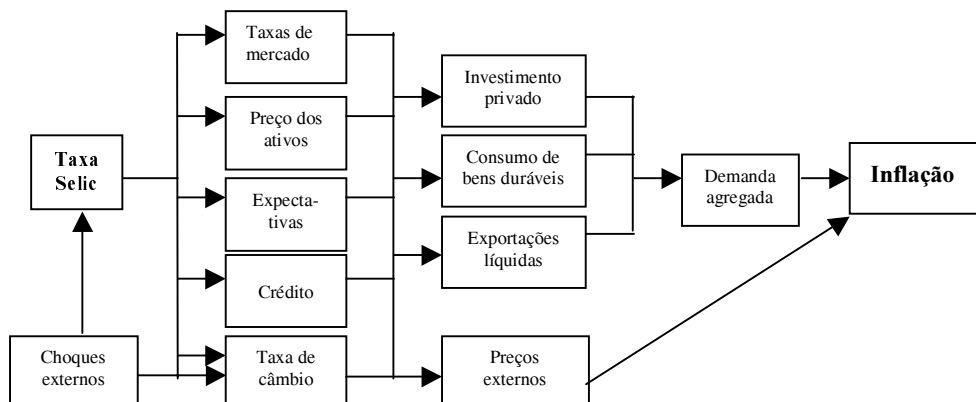
A partir de então, o Banco Central passou a ter como foco fazer com que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) atingisse o centro da meta estabelecida anos antes, embora contasse com intervalos de tolerância. Para tal, a instituição começou a monitorar e interferir nas expectativas dos agentes econômicos, por meio de ações como a divulgação de relatórios trimestrais de inflação e das atas dos encontros mensais do Comitê de Política Monetária (Copom), além de realizar uma pesquisa de expectativas de inflação do mercado com instituições financeiras e empresas de consultoria credenciadas, buscando a transparência no sistema e um contínuo processo de coleta de informação.

Conforme apresentado por Fraga e Goldfajn (2002), o Banco Central brasileiro passou a ter apenas a política monetária como instrumento e, como meta, apenas um objetivo, manter a inflação dentro do intervalo estabelecido. Esta imposição de objetivo está em linha com a pesquisa internacional na área que sugere que a autoridade monetária

setor público. Para maiores informações, consultar o site www.bcb.gov.br.

de uma nação deve buscar a estabilidade de preços, na medida em que a política monetária é incapaz de gerar resultados na atividade econômica acima de sua produtividade, tornando qualquer medida nesse sentido insustentável ao longo do tempo.

Figura 1.
Principais mecanismos de transmissão da política monetária

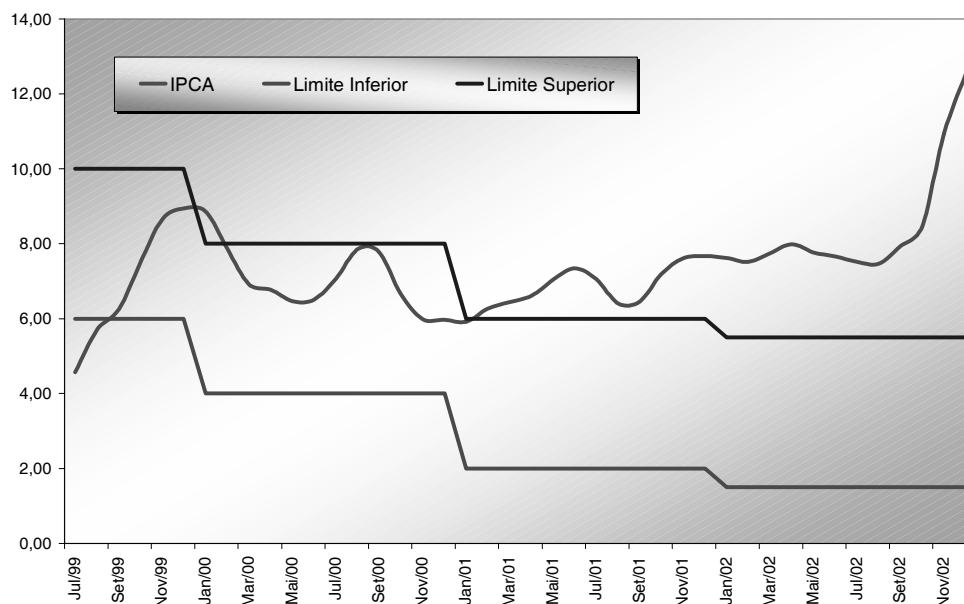


Fonte: Banco Central (1999)

A escolha do Banco Central pela taxa Selic como principal ferramenta para garantir a convergência da inflação para as metas baseia-se no diagnóstico que os mecanismos de transmissão de choques que afetam a evolução dos preços internos devem ser divididos em dois grandes componentes: a taxa de juros e os choques externos. Conforme apresentado na figura 1, a transmissão dos juros para os preços segue caminhos distintos, embora muitas vezes complementares, afetando o crédito, o preço dos ativos, as decisões de investimento, de consumo, etc. até, por fim, afetar a demanda agregada e esta os preços. Os choques externos, por definição, são fenômenos que fogem ao alcance de controle direto da autoridade brasileira, de tal sorte que seus impactos sobre os preços devem ser combatidos, embora de forma indireta.

A análise da experiência brasileira com o sistema de metas de inflação pode seguir diversas metodologias. Uma forma simples pode ser realizada tendo como critério apenas a capacidade do Banco Central de atingir o centro da meta, ou o seu intervalo de tolerância. Seguindo este procedimento conclui-se que este arranjo de política monetária no Brasil apresentou desempenho satisfatório apenas nos dois primeiros anos, tendo em vista que em 2001 e 2002 a inflação medida pelo IPCA ultrapassou o limite superior da meta, conforme mostra o gráfico 2.

Gráfico 2.
O comportamento do IPCA anual e as metas de inflação (jun/1999- dez/2002)



Fonte: IBGE e Banco Central

Uma avaliação mais cuidadosa do sistema, contudo, mostra que a política monetária apresentou bons resultados macroeconômicos quando comparada ao período que antecedeu à sua implantação. Conforme os dados apresentados na tabela 1, a média da inflação medida pelo IPCA trimestral que foi de 2,4% no período entre o quarto trimestre de 1994 e

o segundo de 1999, com coeficiente de variação⁴ de 0,89, ao passo que para o período de vigência do sistema de metas de inflação – 1999:4 até 2002:4 – a média caiu para 2,1%, seguida do coeficiente de variação, que ficou em 0,67. De modo geral, o desempenho das demais variáveis analisadas seguem esse comportamento, sendo que a taxa de juros trimestral média do período com o sistema de metas de 4,2% (como coeficiente de variação de 0,09) foi inferior à praticada nos outros dois períodos avaliados. O desempenho médio da atividade econômica de 2,3% parece como o único indicador cujo desempenho não é melhor em relação a todos os outros períodos, ficando abaixo do resultado encontrado no período entre 1994:4 e 1999:2, de 2,8%.

O fato de ter uma taxa de juros média inferior aos períodos que antecederam à implantação do regime não significou uma menor utilização deste instrumento para atingir o objetivo seguido. Ao longo do conturbado período analisado, o Banco Central utilizou constantemente de seu instrumento de política monetária, visando garantir que a taxa de inflação convergisse para o centro da meta. Neste contexto, a recente experiência brasileira com o sistema de metas de inflação alimenta argumentos de que este arranjo de política monetária vem apresentando resultados no mínimo tão bons quanto os experimentados no Brasil a partir da estabilidade de preços de 1994.

Contudo, a motivação deste artigo não é avaliar o sistema de metas, mais sim entender como são tomadas as decisões de determinação da taxa básica de juros, por meio da estimação de uma função de reação. Dessa forma, o foco principal desta seção estará na avaliação qualitativa das atas das reuniões do Copom durante o período compreendido entre junho de 1999 e dezembro de 2002 que, além de possibilitar o entendimento de como o

⁴ O coeficiente de variação é uma medida de dispersão relativa, definida pela razão entre o desvio padrão e a

Banco Central reagiu às mudanças conjunturais na economia, permite identificar as variáveis que são relevantes para a autoridade monetária brasileira na determinação da taxa de juros, que serão posteriormente utilizadas no modelo estimado.

Tabela 1.
Média, Desvio Padrão e Coeficiente de Variação da Taxa de Juros, PIB e Inflação trimestral no Brasil – 1994/2002.

Período	Taxa de Inflação (IPCA)			Crescimento do PIB (IBGE)			Taxa de Juros (Selic)		
	Média (trim.)	Desvio Padrão	Coef. De Variação	Média (trim.)	Desvio Padrão	Coef. de Variação	Média (trim.)	Desvio Padrão	Coef. de Variação
Antes das Metas de Inflação									
1994:04 – 1999:02	2,4%	2,2	0,89	2,8%	3,8	1,4	7,4%	2,5	0,33
1996:01 – 1999:02	1,4%	1,2	0,84	1,8%	2,6	1,5	6,2%	1,2	0,19
Metas de Inflação									
1999:04 – 2002:04	2,1%	1,4	0,67	2,3%	2,1	0,89	4,2%	0,4	0,09

Fonte: Dados primários obtidos no IBGE e Banco Central.

A ata da primeira reunião do Copom sob novo regime monetário (junho de 1999) denota a preocupação com a conjuntura externa, devido, fundamentalmente, a prática contracionista da política monetária norte-americana, evidenciando pressões que colocavam em risco a autonomia de países emergentes como o Brasil. Mesmo com a decisão de reduzir a Selic de 22% para 21%, mantendo a tendência de baixa iniciada no início de 1999, as expectativas de inflação de mercado deterioraram-se significativamente durante o mês de julho, em resposta ao choque de inflação causado pelo ajustamento dos preços administrados pelo governo. Este aumento foi percebido pelo mercado como permanente, guiando as expectativas do IPCA para 1999 e 2000, de 7,2% e 4,5% no final de junho, para 8% e 6% no início de agosto, o aparece com destaque nas manifestações da autoridade monetária. Este tipo de resposta de expectativas de inflação de longo prazo para o

média.

comportamento da inflação corrente - mesmo quando motivadas por fatores externos - passa a ser, assim, uma constante em todas as publicações do Banco Central.

O mercado de câmbio já aparecia como foco de atenção do Copom, caracterizando-se como outra variável comumente citada nas atas. Dado às incertezas sobre a inflação e o panorama externo, o mercado exigia contratos de *hedge*, especialmente após a decisão de queda da taxa Selic no final de julho. As dificuldades oriundas das pressões sobre o câmbio foram atenuadas na metade de agosto do mesmo ano, quando o Banco Central introduziu uma oferta significativa de títulos indexados ao dólar (NBC-E). A confiança do mercado foi reforçada na reunião de setembro com a manutenção da Selic em 19,5%, interrompendo a seqüência de cortes nos juros iniciadas em abril.

Em outubro, um novo foco temporário dividiu as atenções do Copom naquele ano, mostrando a amplitude das variáveis analisadas. O STF julgou inconstitucional a Lei que aumentava a contribuição dos funcionários públicos para a Previdência Social, o que foi diagnosticado na reunião do Copom como um choque inesperado de confiança que poderia colocar em risco o comportamento futuro da inflação, justificando a manutenção da Selic em 19% ao ano.

As reuniões do Copom de dezembro de 1999 a fevereiro de 2000 mantiveram inalterada a taxa Selic em 19% ao ano. Como em momentos anteriores, esta decisão pretendeu confirmar que o aumento da inflação em outubro e novembro de 1999 foi devido a fatores específicos e transitórios (com muito peso para os preços administrados), sem denotar um processo generalizado de aumento de preços. Ao mesmo tempo, o Comitê identificou as principais fontes de risco para a taxa de inflação para 2000: o ajustamento dos preços administrados pelo governo; e a evolução dos preços internacionais do petróleo.

Quando optou por não alterar a taxa básica no período, o Copom esforçou-se para reagir de maneira preemptiva aos riscos previstos de inflação para o segundo e terceiro trimestres de 2000, especialmente os riscos associados aos preços administrados e do ajuste no preço internacional do petróleo, considerando a defasagem de seis a nove meses de uma redução dos juros de curto prazo sobre os preços.

Nos primeiros vinte meses de adoção do novo regime monetário podemos perceber que as questões fiscais raramente foram fontes de preocupação imediata do Copom, embora não negligenciada em ocasiões específicas, na medida que incertezas fiscais já mencionadas pudessem se transformar em riscos sobre a trajetória futura da inflação. Não obstante, o cenário externo foi uma restrição para a autoridade monetária, particularmente durante o ano de 2000. O choque do preço do petróleo, altas das taxas de juros externas e crises de confiança em importantes mercados emergentes foram fatores que contribuíram decisivamente para retardar o curso para uma baixa na taxa de juros real neste ano, identificada pelo Copom: " a taxa de juros real corrente é neutra, ou em outras palavras, está acima da taxa de equilíbrio de longo prazo para a economia brasileira⁵".

Os anos seguintes, em que a inflação brasileira ultrapassou as metas de inflação, foram caracterizados por sucessivos choques externos. Em 2001, poucos analistas previam que seria um ano com tantas turbulências na economia brasileira e mundial. Tamanho era o otimismo no início do ano, que logo na primeira reunião de 2001, o Copom decidiu reduzir a taxa Selic de 15,75% para 15,25% ao ano, mantendo trajetória de queda dos juros. Fatos inesperados, como a crise de energia e os atentados terroristas aos Estados Unidos impediram o cumprimento da meta de inflação de 4%, com teto de 6% .O Índice de Preços

⁵ Ata, 46ª reunião do Comitê de Política Monetária (Copom), em 18/19 de Abril de 2000.

ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulou variação de 7,67% no ano. Não obstante, nas atas do Copom, já se poderia depreender algumas sinalizações, principalmente quanto ao futuro da política monetária, com mostras de que o aumento dos preços administrados por contrato deveria ser considerado um novo choque para a inflação em 2002. O Comitê afirmava ainda que a política monetária deveria ser orientada no sentido de eliminar o efeito secundário dos choques sobre a inflação⁶.

A série de choques que a economia brasileira sofreu em 2001 acabou gerando trajetórias de câmbio e preços administrados diferentes das previstas pelo Copom ao término do ano de 2000⁷. A piora da situação argentina e a perspectiva substancial de desaceleração da economia mundial impuseram pressão sobre a taxa de câmbio, dada a necessidade de ajuste maior nas contas externas. Soma-se a isto, novas pressões sobre o câmbio advindas da crise de energia que aprofundou as incertezas quanto ao comportamento futuro da economia brasileira. Em março, o Copom efetuou a primeira elevação de 50 pontos base na taxa de juros. Posteriormente, promoveu novas elevações nos juros nas quatro reuniões, passando de 15,75% em março para 19% em julho, mantendo inalterada até o término daquele ano.

Em meados de 2001, o Copom diagnosticava que era necessário evitar a propagação secundária dos choques de oferta (inércia), procurando administrar a política monetária buscando o cumprimento das metas de inflação num horizonte de 12 a 18 meses. Para

⁶ Ao longo do regime de metas de inflação o Copom agiu em resposta a eventuais diferenças entre a projeção e a meta, discernindo entre o tipo de choque (de custo e/ou demanda) e a natureza destes (permanente e/ou temporário). Em relação aos choques de oferta, o impacto direto sobre o nível de preços não gera resposta da política monetária, ao passo que se utiliza a política monetária para se combater os efeitos inerciais do choque.

⁷ Previsão do Copom de 6,2% de reajuste nos preços administrados em 2001, com base na taxa de câmbio de R\$2,02/US\$ (Relatório de Inflação-Dezembro/2000).

tanto, manteve inalterada a taxa Selic em 19% ao ano. Esta manifestação de convergência da inflação para as metas neste contexto de choques passou a ser menos precisa, aumentando o horizonte de convergência para, no máximo, 18 meses, e não mais necessariamente no ano presente. A posição do Comitê era de orientar a política monetária tendo em vista suprimir o efeito secundário dos choques sobre os preços, agindo contra movimentos de propagação de aumentos iniciais, preservando o realinhamento inicial dos preços relativos. Com argumentos de buscar uma menor volatilidade em termos de produto, o Copom salientava a necessidade da política monetária buscar um prazo de convergência da inflação para as metas que dependesse da intensidade e do grau de constância dos choques, que poderia ir além do ano calendário.

Em 2002, a crise de confiança interna provocada pelo quadro eleitoral e à crescente aversão global ao risco, geraram impactos significativos sobre a economia brasileira. As dificuldades enfrentadas se refletiram principalmente sobre as expectativas de inflação e taxa de câmbio. O novo descumprimento da meta em 2002 estava intimamente relacionado à depreciação acentuada da taxa cambial e à deterioração das expectativas inflacionárias.

Diferentemente do comportamento estável demonstrado pelos índices de inflação nos primeiros meses do ano, o segundo semestre foi marcado pela maior intensidade dos fatores supracitados. Destaca-se o aumento de 10,0% dos preços administrados por contrato, mais que o dobro verificado no primeiro semestre do ano (4,9%), além da deterioração da mediana das expectativas do mercado para a inflação nos 12 meses seguintes. Durante o ano, as avaliações do Copom eram baseadas na comparação entre as projeções de inflação e a meta. No primeiro semestre, diante de um quadro menos instável e menor pressão sobre o câmbio, o Comitê reduziu 0,25% em três ocasiões a taxa básica,

situando em 18% em julho. A decisão de optar por nova redução em julho estava intimamente relacionada à revisão pelo Conselho Monetário Nacional de 3,25% para 4,0% da meta para 2003, embora o mercado já sinalizasse que o ambiente pioraria muito ao longo do ano.

O Copom decidiu manter inalterada a taxa de juros em 18% nas reuniões de agosto e setembro, tendo em vista que as projeções para a inflação em 2003 estavam de acordo com a meta. Entretanto, o cenário doméstico sofreu rápida deterioração durante o mês de setembro, tendo a taxa de câmbio atingido R\$3,90/US\$. A continuidade da pressão sobre o mercado de câmbio e a divulgação de alguns índices preliminares de inflação minaram as expectativas inflacionárias para 2003, fato que aumentou também a projeção de inflação do Copom, motivando uma reunião extraordinária que aumentaria a taxa Selic para 21% ao ano. Como reflexo do acentuado aumento das projeções de inflação e a conseqüente piora das expectativas dos agentes para a inflação, o Copom produziu novo aumento nos juros, primeiramente em 1% e depois em mais 3%, fechando o ano com a meta Selic em 25% ao ano.

Ao reforçar o entendimento a respeito de alguns princípios básicos que têm norteado as decisões do Copom desde a adoção do sistema de metas para a inflação por meio das atas dos encontros, torna-se relevante tecer alguns comentários conclusivos. O Comitê atua a partir de uma avaliação da tendência futura da inflação, embora o horizonte de tempo que serve como alvo de convergência da inflação para as metas tenha variado ao longo dos anos. Estas projeções são obtidas utilizando-se informações tanto quantitativas - processadas através de modelos estruturais, simulações - que são estão contidas nas publicações oficiais, quanto qualitativas e até certo grau desagregadas, buscando a maior

abrangência possível das variáveis que afetam às decisões. Por fim, fica claro que o Copom procura analisar as causas de eventuais diferenças entre a projeção e a meta, de forma a reagir aos choques sofridos e fazer com que a inflação mantenha-se sob controle.

4. Estimando uma função de reação para o Banco Central do Brasil

A estimação de uma função de reação foi feita tendo como embasamento a estrutura proposta por Taylor (1993), com suas devidas modificações. Todavia, diversas especificações e modelos foram testados ao longo do processo de elaboração do presente artigo, na busca de ampliar o conjunto de variáveis que pudessem influenciar as decisões do Copom na determinação da taxa Selic, com base nos indicadores contidos nas atas.

Os choques sofridos pelo Brasil nos anos de 2001 e 2002 fizeram com que a previsibilidade das decisões do Comitê ficasse mais complexa, com as metas sendo alteradas num espaço mais curto de tempo que o habitual (dois anos de antecedência), a existência de incerteza sobre as conseqüências de uma elevada desvalorização cambial sobre os preços, entre outros, geraram dúvidas em relação ao sistema. Dessa forma, as estimações da regra foram feitas tentando captar as possíveis mudanças de comportamento, mesmo que fossem inconsistentes com o regime, por meio da tentativa de inserção de outras variáveis, além das tradicionais, que poderiam afetar as decisões do Banco Central, bem como por meio da realização de modificações nas mesmas.

Dentre as variáveis que foram utilizadas como explicativas do comportamento da Selic no Brasil pós-sistema de metas, duas merecem alguns comentários. A primeira foi a definição da forma de inserção do desvio das expectativas de inflação em relação à meta no modelo. Em face da existência de um comportamento intertemporal nas decisões do Banco Central, a meta a ser atingida pode ser a do presente ano, a do ano seguinte, ou uma

combinação delas, gerando diferentes interpretações em relação a longevidade da meta a ser buscada. Por exemplo, é muito provável que em janeiro de um ano x a autoridade monetária tome suas decisões buscando atingir a meta do presente ano. Contudo, essa questão deixa de se trivial quando pensamos de que forma estará agindo o Banco Central em novembro de um ano y , pois a capacidade de afetar as expectativas de mercado, evitar propagações de choques, e fazer com que as decisões afetem a evolução dos preços no presente ano ficam mais limitadas, abrindo espaço para interpretações de que a meta a ser seguida possa ser a do ano $y+t$, por exemplo.

A segunda foi a utilização do IPCA diferenciando entre preços administrados e preços livres⁸. A realização desse procedimento baseia-se no fato de que as decisões do Copom parece considerar que a composição dos preços administrados limita a eficácia da política monetária no curto prazo, por conter itens cujos preços são reajustados por contratos ou por decisões que fogem ao escopo de alcance da autoridade monetária no curto prazo. Espera-se assim que a reação do Banco Central em relação ao comportamento dessa parcela do índice deva ser diferenciada em relação aos preços livres, o que será comprovado pela função de reação estimada.

A primeira estruturação estimada da função de reação do Banco Central seguiu a seguinte especificação:

$$i_t = \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 De_t + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 IPCA_{t-1} + \beta_5 IPCAa_{t-1} + \beta_6 C_{t-1} \quad (2)$$

Em que,

$i_t =$ Taxa Selic mensal (média do período);

⁸ As séries da evolução do IPCA aberto em preços livres e administrados foi cedida pelo próprio Banco Central.

i_{t-j} = Taxa Selic mensal (média do período) defasada $t-j$, para $j=1$ e 2 ;

De_t = Diferença móvel da expectativa do IPCA do mercado em relação à meta de inflação para o ano t . Sendo que a diferença é feita em relação ao período t até o mês 6. A partir de então, o valor considerado passa a ser a diferença entre a expectativa do IPCA para $t+1$ e a meta para $t+1$.

y_{t-1} = Gap do produto em relação ao produto potencial⁹ defasado um período;

$IPCAI_{t-1}$ = Soma móvel 12 meses do índice de preços ao consumidor amplo para os preços livres;

$IPCAa_{t-1}$ = Soma móvel 12 meses do índice de preços ao consumidor amplo para os preços administrados;

C_{t-1} = Taxa de câmbio (R\$/US\$) defasada um período.

Conforme os dados apresentados na tabela 2, apesar de indicar um bom grau de ajuste, o modelo não parece captar bem o comportamento da Selic, na medida em que muitas das variáveis utilizadas não apresentam significância estatística, embora os sinais obtidos pelos coeficientes estimados respeitem os resultados obtidos na literatura¹⁰.

Os testes sobre o comportamento dos resíduos do modelo 1 indicam a existência de violação dos pressupostos clássicos de uma regressão. Dessa forma, assim como utilizado em Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002), o problema pode ser consequência de uma má especificação dinâmica do modelo e o acréscimo de mais uma variável defasada para a Selic foi realizado. Este procedimento, cujos resultados encontram-se no modelo 2 da

⁹ Utilizamos como *proxy* do produto a série de produção industrial mensal do IBGE com ajuste sazonal, e como produto potencial, a série obtida com a utilização do filtro de Hodrick-Prescott.

¹⁰ Os teste de raiz unitária e cointegração das séries encontram-se em anexo. Dentre as séries, o comportamento da Selic foi o mais surpreendente, com estacionariedade obtida apenas na segundo diferença,

mesma tabela, parece ter solucionado os problemas nos resíduos, embora não tenha resolvido o fato de muitas séries não apresentarem coeficientes estimados significativos, sugerindo um problema de especificação do modelo.

Tabela 2.

Estimativas de uma função de reação para o Brasil (01/2000 - 12/2002)

	Modelo 1	Modelo 2
Selic _{t-1}	0,81*** (0,066)	1,33 *** (0,177)
Selic _{t-2}		-0,47 *** (0,086)
Desvio de Expectativa _t	0,21*** (0,074)	0,08 (0,076)
Gap do Produto _{t-1}	-0,25 (0,286)	-0,27 (0,252)
Preços Livres _{t-1}	0,07 (0,104)	0,08 (0,091)
Preços Administrados _{t-1}	0,018 (0,043)	0,03 (0,04)
Câmbio _{t-1}	0,77*** (0,256)	0,61*** (0,231)
R ²	0,955	0,966
R ² Ajustado	0,948	0,959
Akaike	1,409	1,17
Teste LM (p)	0,082*	0,377***
Teste de White (p)	0,088*	0,422***
Teste ARCH (p)	0,083*	0,496*
Jarque-Bera (p)	0,543	0,004***

*** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância

o que não é intuitivo economicamente. Contudo, esse resultado pode estar relacionado ao período amostral utilizado, embora os testes de cointegração tenham amenizado esse problema.

A estrutura 1 estimada, cujos resultados estão contidos na tabela 2, parte do princípio que o Copom busca atingir a meta de inflação do presente ano, por meio de seu instrumento, apenas até a metade do ano, quando a partir de então passaria a se preocupar com o desvio da meta do ano seguinte - algo que parece não confirmado pelos resultados estimados. Dentre os resultados, por exemplo, a elevada significância do comportamento da taxa de câmbio como variável explicativa mais importante na determinação das taxas de juros pode ser questionada, por contrariar o próprio regime de câmbio flutuante adotado no Brasil desde 1999, pois no limite, o modelo sugere que o Banco Central deva controlar o câmbio para atingir a meta de inflação. Ou seja, o modelo parece refutar dois argumentos interessantes: (i) o Banco Central muda seu foco (meta) com muita antecedência; e (ii) a taxa de câmbio é determinante nas decisões dos patamares de juros internos.

Uma nova estrutura para a função de reação do Banco Central foi tomada, alterando basicamente a forma de inserção dos desvios das expectativas no modelo. Modificando marginalmente a sugestão de Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002), a nova variável utilizada foi uma média ponderada dos desvios das expectativas em relação à inflação presente e futura, ou seja:

$$D_j = \left(\frac{12-j}{12} \right) (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12} \right) (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (3)$$

Em que,

D_j = Desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação;

$E_j \pi_t$ = Expectativa do mês j para o IPCA do ano t ;

π_t^* = Meta de inflação para o ano t ;

$E_j \pi_{t+1}$ = Expectativa do mês j para o IPCA do ano $t+1$;

$\pi_{t+1}^* = \text{Meta de inflação para o ano } t+1;$

Esta estrutura supõe que as decisões do Copom são feitas a partir de uma ponderação dos desvios das expectativas em relação às metas do presente ano e do ano seguinte, de forma que os pesos são alterados com a evolução do calendário. Sendo assim, a equação estimada foi,

$$i_t = c + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 D_j + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 IPCA_{t-1} + \beta_5 IPCA_{t-1} \quad (4)$$

Os resultados contidos na tabela 3 sugerem um excelente grau de explicação dessas variáveis às decisões do Banco Central, contendo importantes alterações em relação à primeira estruturação. A introdução da variável D_j (desvio das expectativas da meta) fez com que a taxa de câmbio defasada perdesse sua significância estatística, além de ser entendida como uma variável redundante. A redundância da taxa de câmbio pode ser compreendida aceitando-se a idéia de que os agentes econômicos consideram suas expectativas da taxa futura de câmbio quando projetam a inflação futura, de tal forma que a inclusão da variável câmbio pode gerar erro na especificação. Outra importante alteração foi a significância estatística de todas as variáveis tradicionais nos modelos que estimam funções de reação.

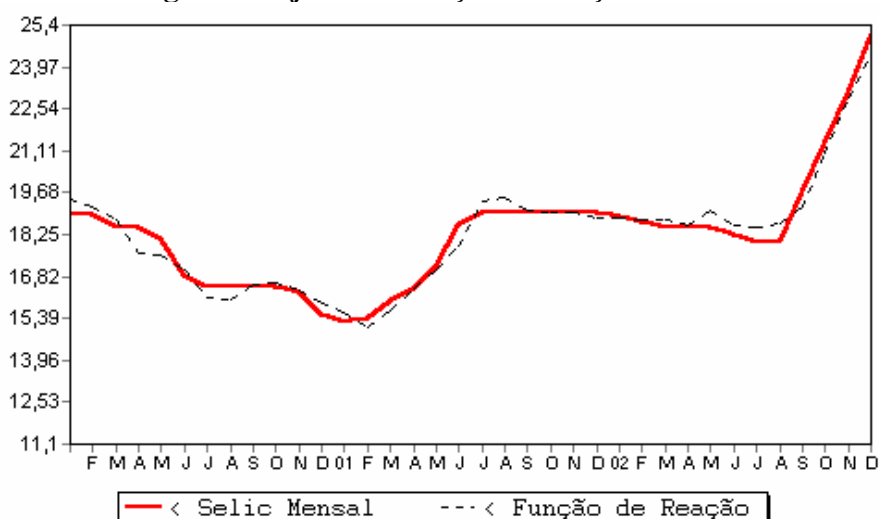
O modelo 3, com apenas uma defasagem para a Selic, apresentou novamente problemas de autocorrelação, fazendo com que acrescentássemos mais uma defasagem da variável dependente. A equação apresentada no modelo 4 aparece, dessa forma, como a função de reação estimada para o Banco Central brasileiro. Nela, o desvio das expectativas aparece como a variável exógena de maior peso para as tomadas de decisões do Copom, com um valor de 0,70 e aceito a 1% de significância, indo ao encontro do trabalho de

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002), com valor maior que o coeficiente utilizado originalmente por Taylor (1993) na sua função de reação para o FED (0,5).

O *gap* do produto apresenta sinal esperado, com um coeficiente de -0,42. Entretanto, a inclusão da segunda defasagem para a taxa Selic fez com que a significância do coeficiente estimado tenha reduzido-se a 15%, indo novamente ao encontro dos resultados de outros trabalhos que realizaram os mesmo procedimentos¹¹. Outro aspecto interessante foi a constatação de que os impactos da soma móvel de 12 meses do IPCA dos preços livres (0,14) afetam as decisões do Copom no modelo 4 mais significativamente que a evolução dessa variável para os preços administrados (0,05), mostrando que o Banco Central utiliza sua variável-instrumento levando em consideração, de forma correta, a peculiaridade da composição do índice de preços. O gráfico 3 ilustra o excelente grau de ajuste do modelo 4, refletindo o elevado coeficiente de determinação.

Gráfico 3.

O grau de ajuste da função de reação 4



¹¹ Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002).

Tabela 3.**Estimativas de uma função de reação para o Brasil (01/2000 - 12/2002)**

	Modelo 3	Modelo 4
Constante		3,03*** (1,147)
Selic _{t-1}	0,88*** (0,045)	1,27*** (0,152)
Selic _{t-2}		-0,56*** (0,134)
Desvio Exp _j Ponderada	0,85*** (0,157)	0,71*** (0,194)
<i>Gap</i> do Produto _{t-1}	-1,05 ** (0,299)	-0,42 [•] (0,281)
Preços Livres _{t-1}	0,11 (0,093)	0,14* (0,079)
Preços Administrados _{t-1}	0,05 [•] (0,038)	0,05* (0,031)
R ²	0,954	0,973
R ² Ajustado	0,948	0,967
Akaike	1,37	0,961
Teste LM (p)	0,03	0,74***
Teste de White (p)	0,399***	0,683***
Teste ARCH (p)	0,831***	0,802***
Jarque-Bera (p)	0,56	0,165

*** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância e [•] 15% de significância

6. Conclusão

A partir do trabalho original de Taylor (1993), o presente artigo teve como preocupação estimar uma função de reação para o Banco Central brasileiro sobre o regime de metas de inflação. Ao longo do texto foi possível constatar que a avaliação do sistema adotado no Brasil - em termos de benefícios à economia local - transcende ao fato da autoridade monetária ter atingido ou não a meta nos respectivos anos. A partir do momento em que outras variáveis são agregadas na avaliação, os resultados indicam que o sistema possui resultados no mínimo tão bons - em termos de crescimento médio do produto, taxa de inflação e taxa de juros - do que o período que antecedeu a implantação do sistema, a despeito das sucessivas influências negativas que afetaram a economia brasileira nos anos recentes.

Em relação à tomada de decisão do Banco Central, a leitura e a avaliação das atas das reuniões do Copom a partir da adoção do sistema de metas possibilitaram identificar as variáveis relevantes comumente analisadas para a tomada de decisão do patamar da taxa básica de juros (Selic), que serviram como subsídio para a estrutura da função de reação estimada na seção seguinte. Em particular, destaca-se a dificuldade de determinar qual o horizonte de inflação exato com que trabalha o BC para “convergir” para as metas em momentos de choques econômicos como os sofridos nos anos de 2001 e 2002.

No que tange à função de reação, foram realizadas algumas estimações tentando entender de que forma o Banco Central brasileiro vem agindo na determinação da taxa

básica de juros do país, a Selic, cujos resultados trouxeram importantes informações. Na hipótese de assumir que o Copom procura atingir a meta do presente ano apenas até o mês 6, e a partir de então a meta passa a ser o ano seguinte, encontramos indícios de que a taxa de câmbio afetaria as decisões de determinação dos juros, o que contraria a idéia de um regime de câmbio flutuante, pois geraria, em última instância, um incentivo para o Banco Central controlar o câmbio para afetar a inflação. Além disso, esta especificação apresentou muitos problemas em sua estimação, permitindo-nos refutá-la como sendo uma boa representação do comportamento da autoridade monetária brasileira.

O modelo 4, por outro lado, apresenta-se em sintonia com as diretrizes do regime de metas de inflação com câmbio flutuante, cuja diferença básica encontra-se na inclusão de uma média ponderada dos desvios da inflação esperada em relação à meta como variável explicativa. Este modelo, além de ser mais parcimonioso - por dispensar ajustes na estrutura dos resíduos - vai ao encontro, em termos de sinal e valor dos coeficientes, de trabalhos que realizaram estimações para a função de reação brasileira. De acordo com esta estrutura, os desvios da inflação esperada em relação à meta apresentam-se como o principal componente exógeno para a determinação da Selic, com um coeficiente estimado de 0,70. Além disso, o *gap* do produto em relação ao produto potencial também mostra sinais de importância, seguido da soma móvel dos preços livres, indicando que a autoridade monetária vem agindo de forma consistente com o próprio sistema implementado no Brasil a partir da segunda metade de 1999.

Referências Bibliográficas

Althus, F. (2002). Sistema de Metas de Inflação: Um Novo Arranjo de Política Monetária.

Universidade Federal do Rio Grande do Sul. *Mimeo*.

Banco Central do Brasil. (1999). *Relatórios de Inflação* (vários números).

Banco Central do Brasil. (2003). Perguntas mais freqüentes sobre preços administrados no

Brasil. *Relatório Focus do Banco Central*.

Clarida, R.; Galí, J.; Gertler (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*.42: 1033-1067.

Clarida, R.; Galí, J.; Gertler (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory, forthcoming. *Quarterly Journal of Economics*.

Davidson, R; MacKinnon, J. (1993). Estimation and Inference in Econometrics, *Oxford University Press*.

Engle, R.; Granger (1995). ARCH: Selected Readings. *Oxford University Press. Oxford*.

Fraga, A; Goldfajn, I. (2002). Política Monetária no Brasil. *Banco Central*.

Garcia, M.; Medeiros, M.; Salgado, M. (2002). Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. *Texto para discussão, seminário nº18/2002, Universidade de São Paulo*.

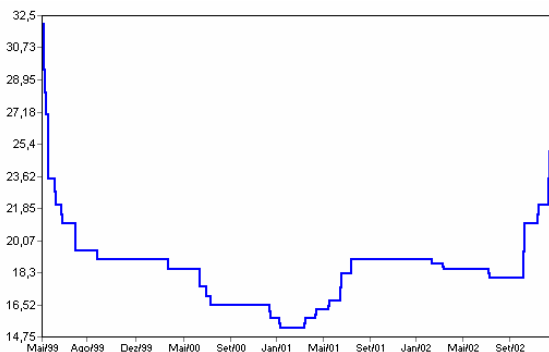
Hamilton, J. (1994). Time series analysis. *Princeton University Press. Princeton*.

Judd, J.; Rudebusch, G. (1998). Taylor's rule and the FED: 1970 – 1997. *Federal Reserve Bank of San Francisco. Economic Review*.3: 3-16.

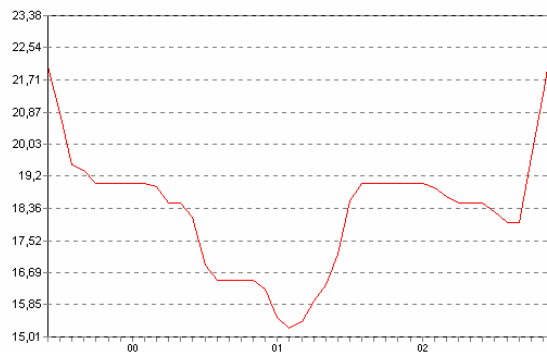
- MacCallum, B. (1999). Recent developments in the analysis of monetary policy rules. *Federal Reserve Bank of St. Louis. Review*. 81(6): 3-11.
- MacCallum, B; Nelson, E. (1999). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of Monetary Economics*. 43: 553-578.
- Meirelles, H. (2003). The challenge of economic growth with social justice. *Banco Central do Brasil*.
- Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002). Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *Banco Central do Brasil, Working Paper Series*. nº 53.
- Muinhos, M.; Alves, S. (2002). Modelo macroeconômico de médio porte para a economia brasileira. *Banco Central do Brasil*.
- Silva, M.; Portugal, M. (2002). Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation. *Mimeo*.
- Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*. 39: 195-214.
- Taylor, J. (1999). Monetary policy rules. *University of Chicago Press*. Chicago.

ANEXOS

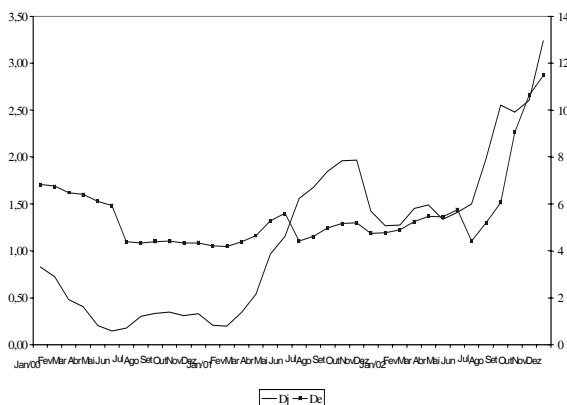
O Comportamento da Selic no sistema de metas de inflação



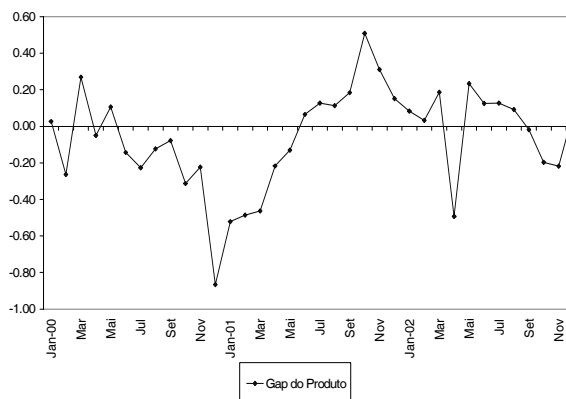
O Comportamento da Selic – média mensal



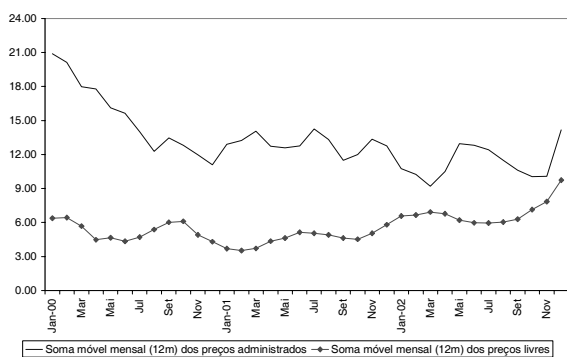
O Comportamento dos desvios das expectativas em relação às metas de inflação. (jan/00 – dez/02)



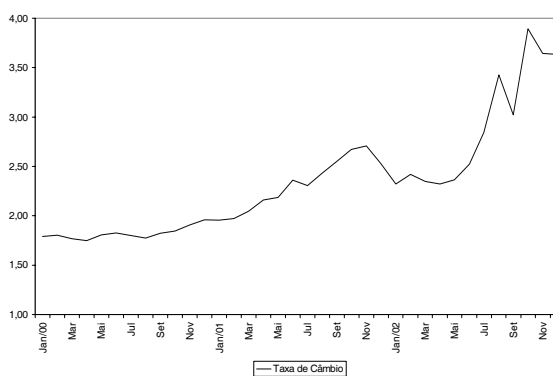
O gap do Produto medido pela produção Industrial



Preços Administrados e Preços Livres



Taxa de Câmbio (R\$/US\$) final de período



Teste ADF de Raíz Unitária nas séries

Série	Nível			1º Diferença			2º Diferença		
	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	τ_{μ}	τ_{τ}
Selic	0,85	-0,38	-1,87	-1,89*	-1,83	-2,18	-3,18**	-3,44**	-3,37*
Gap do Produto	-1,78*	-1,82	-1,74	-3,30***	-3,24**	-3,18			
Desvio Exp, Ponderada	-1,22	0,18	-2,13	-1,18*	-1,68	-1,90	-3,69***	-3,78***	-3,75**
Desvio de Expectativa _t	0,63	-0,88	-0,63	-2,99***	-2,98**	-4,17**			
Preços Livres	0,99	-0,32	-1,60	-2,98***	-3,15**	-3,52*			
Preços Administrados	-1,27	-3,75***	-2,95	-2,91***	-2,79*	-3,32*			
Câmbio	-2,25**	0,86	-1,17	-3,25***	-3,67***	-3,83**			

Sendo, τ , τ_{μ} , τ_{τ} para os valores críticos para o teste ADF sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. *** 1% de significância, ** 5% de significância e * 10% de significância

Teste de Cointegração AEG Modelos 1 e 2

Nº variáveis endógenas I(1)	τ'	τ'_{μ}	τ'_{τ}
5	-2,64	-2,58	-2,98

Sendo, τ' , τ'_{μ} , τ'_{τ} para os valores críticos para o teste AEG de MacKinnon (1991), sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. *** 2,5%, ** 5% e * 15% de significância

Teste de Cointegração AEG Modelos 3 e 4

Nº de variáveis endógenas I(1)	τ'	τ'_{μ}	τ'_{τ}
3	-2,66*	-2,62	-3,76*

Nº de variáveis endógenas I(2)	τ'	τ'_{μ}	τ'_{τ}
2	-3,86***	-3,79**	-4,29**

Sendo, τ' , τ'_{μ} , τ'_{τ} para os valores críticos para o teste AEG de MacKinnon (1991), sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. *** 2,5%, ** 5% e * 15% de significância