

CREDIBILIDADE DO REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL*

Helder Ferreira de Mendonça**

Gustavo José de Guimarães e Souza***

Este artigo faz uma análise empírica da relação entre credibilidade e administração das taxas de juros para a política monetária no Brasil depois da introdução do regime de metas para inflação. A relação entre a credibilidade (medida por diversos índices) e a taxa de juros referencial para a política monetária é verificada sob duas perspectivas: a meta estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil (Bacen) e a taxa prevalecente no mercado financeiro. Os resultados obtidos confirmam a hipótese de que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação depois da adoção do regime de metas de inflação.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo da década de 1990 consolidou-se o argumento de que a política monetária deve ter como objetivo principal a busca da estabilidade de preços. Além disso, a necessidade de encontrar mecanismos que evitem a manifestação do problema de inconsistência temporal tornou fundamental a análise do papel da credibilidade na condução da política monetária. O cerne da argumentação é de que um aumento na credibilidade do Bacen contribui para um incremento na credibilidade da política monetária, isto é, a probabilidade de – na opinião do público – a política ser executada com êxito (DRAZEN, 2000).

Em conformidade com a idéia supracitada, desde a implementação das metas para inflação na Nova Zelândia em março de 1990, diversos países passaram a empregar esse regime monetário. Garcia (2004) identifica três grupos de países quanto aos motivos para a adoção do regime de metas para inflação. O primeiro grupo (representado por Austrália, Canadá, México e Nova Zelândia) adotou o regime visando à melhoria do desempenho econômico por meio de uma política monetária crível. O segundo grupo (constituído por Chile e Israel) optou pela adoção das metas para inflação como âncora nominal em alternativa à utilização de bandas cambiais. O terceiro grupo (formado por Brasil, Inglaterra e Suécia) teve por objetivo recuperar a credibilidade depois que a incidência de choques levou ao abandono da âncora cambial.

* Agradecemos os profícuos comentários de dois pareceristas anônimos. As possíveis omissões ou imprecisões são de inteira responsabilidade dos autores.

** Professor da Universidade Federal Fluminense e pesquisador do CNPq.

*** Assessor do Banco do Brasil.

A adoção das metas para inflação no Brasil se deveu, principalmente, à necessidade de uma âncora para as expectativas dos agentes econômicos depois da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. Os efeitos negativos provocados pela crise asiática (1997) e pela crise russa (1998) levaram a uma substancial redução da entrada do fluxo de capitais em razão da debilidade do quadro macroeconômico (maior parte da dívida pública concentrada no curto prazo, déficit em transações correntes, economia entrando em recessão etc.). Como consequência, o Brasil foi forçado a abandonar o sistema de *crawling peg*, e o risco de perda de controle sobre a inflação tornou-se considerável devido à forte desvalorização da moeda. Logo, diante da impossibilidade do uso da taxa de câmbio e de agregados monetários como âncoras devido às restrições impostas pelo ambiente macroeconômico, o Conselho Monetário Nacional (CMN) optou por instituir o regime de metas para inflação em junho de 1999.

Em geral, a adoção dessas metas tem como principal característica estabilizar os preços, fazendo com que as expectativas de inflação dos agentes econômicos converjam para a meta anunciada. Devido ao papel fundamental que as expectativas do público desempenham nesse sistema, a reputação e a credibilidade tornam-se fatores indispensáveis para o sucesso desse regime monetário. Assim, medir a credibilidade da política monetária se faz relevante na condução de um regime de metas para inflação.

Nos últimos anos, levando em consideração o argumento apresentado por Agénor e Taylor (1993) e Svensson (2000) de que séries de expectativas de inflação poderiam ser utilizadas na elaboração de índices de credibilidade, a literatura tem apresentado alguns avanços. Sob essa perspectiva, o presente artigo examina a credibilidade da política monetária no Brasil a partir do advento do sistema de metas para inflação em junho de 1999 (calculada por meio de sete índices) e a sua relação com a taxa de juros básica da economia.¹

Além desta introdução, o artigo é composto de mais quatro seções. A segunda seção descreve os índices de credibilidade utilizados neste estudo. A terceira realiza uma análise dos índices para o caso da economia brasileira. A quarta seção apresenta evidência empírica entre credibilidade e inflação levando em conta a taxa de juros. Por último, é apresentada a conclusão.

2 ÍNDICES DE CREDIBILIDADE

Esta seção tem por finalidade apresentar os sete índices de credibilidade utilizados neste estudo. Três desses índices estão presentes na literatura (CECCHETTI; KRAUSE,

1. A relação entre a credibilidade e a taxa de juro referencial para a política monetária é verificada sob duas perspectivas: a meta estabelecida pelo Copom e a taxa prevalecente no mercado financeiro.

2002; SICSÚ, 2002; MENDONÇA, 2002, 2004, 2006) e baseiam-se na idéia de que a credibilidade “is defined as negatively related to the distance between the private sector’s inflation expectations and the bank’s announced inflation target” (FAUST; SVENSSON, 1998, p. 26). Assim, qualquer desvio das expectativas em relação ao centro da meta é considerado perda de credibilidade. Além dessas medidas de credibilidade, é apresentado um índice que leva em conta os desvios em relação aos intervalos admitidos para a flutuação da inflação em relação à meta central, e ainda outros três índices derivados de uma nova proposta de mensuração da credibilidade via reputação.

Cecchetti e Krause (2002) formularam um índice para mensuração da credibilidade (IC_{CK}) que considera a diferença entre a inflação esperada e a meta. Esse índice varia de 0 (nenhuma credibilidade) a 1 (credibilidade total). Caso a inflação esperada $E(\pi)$ seja menor ou igual à meta (π_t), configura-se o extremo máximo de credibilidade.² À medida que a inflação esperada se distancia da meta, o índice decresce linearmente até atingir o valor 0, no qual a inflação esperada é igual ou maior a 20% ao ano (a.a.).³ Logo:

$$IC_{CK} = \begin{cases} 1 & \text{se } E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad (1)$$

Em paralelo ao índice proposto por Cecchetti e Krause (2002), Sicsú (2002) sugeriu um índice para medir a credibilidade das metas para inflação no Brasil (IC_S) que está em conformidade com a definição de credibilidade feita por Cukierman e Meltzer (1986, p. 1.108): “The absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans”. Originalmente, o IC_S apresenta variação entre] $-\infty$; 100], mas, para manter coerência com os

2. Inflação esperada é representada pela expectativa de inflação geralmente fornecida pelos bancos centrais que adotam o regime de meta para a inflação.

3. Os formuladores desse índice acreditam que uma inflação esperada superior a 20% inviabiliza o controle sobre a inflação por parte da autoridade monetária.

demais índices apresentados neste trabalho, os resultados do índice foram divididos por 100, isto é,

$$IC_s = \left\{ \frac{\left[100 - \left(\frac{100}{\pi_t^* Max - \pi_t} |E(\pi) - \pi_t| \right) \right]}{100} \right\} \quad (2)$$

A credibilidade é máxima caso a inflação esperada seja igual à meta central e reduz-se à medida que se desvia desta. Caso a inflação esperada seja maior que o limite superior da meta ($\pi_t^* Max$) ou menor que o limite inferior, a credibilidade será negativa (supõem-se limites simétricos). A credibilidade zero ocorrerá quando a expectativa coincidir com o valor de qualquer um dos limites.

Com o objetivo de eliminar os possíveis problemas na interpretação de um índice que pode tender a infinito, Mendonça (2002, 2004, 2006) elaborou uma nova versão do índice de credibilidade anterior (IC_M). As modificações realizadas fizeram com que o índice passasse a ter uma escala finita e variação entre 0 e 1. Assim,

$$IC_M = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_t^* Min < E(\pi) < \pi_t^* Max \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_t^* Max \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_t^* Min \end{array} \right\} \quad (3)$$

O IC_M revela credibilidade máxima quando a inflação esperada é igual à meta central, e diminui de forma linear ao aproximar-se do limite superior ou do inferior. Quando a inflação esperada ultrapassa (ou iguala) o limite (superior ou inferior), a credibilidade torna-se nula ($IC_M = 0$).

Uma conhecida causa para o possível insucesso na obtenção das metas de inflação refere-se ao controle imperfeito que a autoridade monetária tem sobre a taxa de inflação.⁴ Como forma de contornar esse problema, a adoção de bandas

4. Um exemplo de que o Bacen não possui controle perfeito sobre a inflação refere-se ao fato de que os preços livres são resultantes de decisões descentralizadas dos agentes privados, de modo algum controláveis pela autoridade monetária.

tem sido realizada, conferindo maior flexibilidade à condução da política monetária, elevando a transparência e eliminando a necessidade de justificar pequenos desvios da meta central (BRUNILLA; LAHDENPERÄ, 1995). Assim, pressupondo agentes dotados de expectativas racionais, acredita-se que é demasiadamente rigorosa a punição com perda de credibilidade pelo afastamento da inflação esperada em relação à meta central, porém entre os limites da banda. Logo, a perda da credibilidade ocorre quando os agentes esperam que o Bacen não seja capaz de conduzir a inflação para o intervalo combinado *a priori*.

Com base no mesmo arcabouço teórico para a mensuração de credibilidade via expectativas de inflação contido nos índices anteriores, propõe-se uma variação na estrutura do IC_{CK} . No caso de a expectativa de inflação situar-se entre o limite superior ($\pi_{t, Max}^*$) e o limite inferior ($\pi_{t, Min}^*$), a credibilidade medida pelo novo índice (IC_A) é total. A justificativa advém do fato de que o compromisso da autoridade monetária consiste em convergir a inflação para dentro do intervalo combinado e não para um valor pontual.⁵ Nessa estrutura, a ausência de credibilidade ocorre em dois momentos: *a*) quando a expectativa atinge/supera os 20% a.a.; ou *b*) quando a expectativa é nula/negativa. Ademais, quando a expectativa de inflação encontra-se entre o $\pi_{t, Max}^*$ e 20% a.a. ou entre o $\pi_{t, Min}^*$ e 0% a.a., a credibilidade varia entre]0, 1[. Portanto, a perda de credibilidade no IC_A ocorre para qualquer desvio da inflação em relação ao intervalo esperado, e não apenas para os desvios positivos. Assim,

$$IC_A = \left. \begin{cases} 1 & \text{se } \pi_{t, Min}^* \leq E(\pi) \leq \pi_{t, Max}^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_{t, Max}^*} [E(\pi) - \pi_{t, Max}^*] & \text{se } \pi_{t, Max}^* < E(\pi) < 20\% \\ 1 - \frac{1}{\pi_{t, Min}^*} [E(\pi) - \pi_{t, Min}^*] & \text{se } 0\% < E(\pi) < \pi_{t, Min}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \text{ ou } E(\pi) \leq 0\% \end{cases} \right\} (4)$$

O compromisso firmado pela autoridade monetária a cada contrato com a sociedade é utilizado pelos agentes econômicos para planejarem suas estratégias. Quanto mais crível for o anúncio da política adotada por essa autoridade, maior é a confiança dos agentes para planejarem o futuro. Desse modo, mesmo no caso

5. Com base no mesmo argumento, Nahon e Meurer (2005) propõem um índice semelhante; no entanto, a redução da credibilidade ocorre apenas quando se supera o intervalo máximo.

de a inflação convergir para valores abaixo do intervalo combinado, desvios significativos em relação ao acordado são prejudiciais à conquista/manutenção da credibilidade.⁶

O valor de 20% a.a. adotado para o IC_A como perda integral de credibilidade se justifica pelos mesmos motivos apresentados no IC_{CK} .⁷ O valor de 0% a.a., arbitrado como crítico para a perda da credibilidade, tem como argumento o fato de que uma inflação 0% ou negativa é prejudicial à economia (taxas de juros negativas, dificuldades para redução do salário real etc.), além de ser de difícil controle para o Bacen (armadilha de liquidez). De acordo com Svensson (2000, p. 9):

That the inflation target exceeds zero can be motivated by measurement bias, non-negative nominal interest rates and possible downward nominal price and wage rigidities. Two percent is the borderline in Akerlof, Dickens and Perry (1996), who study the effects of the downward rigidity of nominal wages. One percent is the borderline in Orphanides and Wieland (1998), who examine the consequences of non-negative nominal interest rates. These studies indicate that inflation targets below those borderlines risk reducing average output or increasing average unemployment.

A característica fixa dos valores críticos, aliada à flexibilidade na definição do intervalo pela autoridade monetária, gera um mecanismo assimétrico, útil na mensuração da credibilidade. Quanto mais próximo o limite do intervalo estiver do ponto crítico, mais sensível será a variação da credibilidade auferida para valores que superarem o limite, ou seja, caso o Bacen estabeleça um intervalo em que o limite superior esteja muito próximo de 20%, por exemplo, qualquer variação nas expectativas acima desse limite será fortemente punida com perda de credibilidade.

Devido à indisponibilidade das séries referentes às expectativas em determinados períodos e/ou para determinados países, há uma dificuldade para a mensuração da credibilidade a partir dos índices apresentados. Destarte, em vez de analisar a credibilidade via expectativas, propõe-se como alternativa a medição da credibilidade levando-se em conta o desempenho observado, isto é, a reputação adquirida ao longo do tempo. Dado que a reputação é uma variável *backward-looking* (depende do comportamento passado da autoridade monetária), enquanto a credibilidade é uma variável *forward-looking*, a reputação pode ser considerada

6. Uma inflação abaixo da estabelecida acarreta problemas para alguns agentes que fizeram suas escolhas baseadas nas metas acordadas como prognóstico da inflação futura. Um exemplo pode ser a elevação da taxa de desemprego acima da prevista. Vale salientar também que a credibilidade perdida em função da expectativa inferior ao limite mínimo é diferente da credibilidade perdida no caso contrário, porém tal diferenciação não se faz necessária para os objetivos deste trabalho.

7. A definição do limite de credibilidade em 20% da inflação se deve ao fato de que a adoção de um critério de, por exemplo, uma inflação de dois dígitos não se mostra suficiente para representar uma completa falta de credibilidade do Bacen. O ano de 2002 ilustra bem esse caso: apesar de a inflação ter correspondido a 12,53% (bem acima do limite superior da meta, que era de 5,5%) o Bacen foi capaz de reverter as expectativas dos agentes privados de aumento da inflação. Sendo assim, considerou-se razoável o limite arbitrado por Cecchetti e Krause (2002).

insumo da credibilidade. Dessa forma, bancos centrais com pouca ou nenhuma reputação enfrentariam limitações para a condução da política monetária porque suas políticas seriam não-críveis *ex ante*.

Os três próximos indicadores baseiam-se na premissa de que a credibilidade pode ser mensurada por meio do somatório das reputações obtidas ao longo do tempo. Para o cálculo da reputação (R), utiliza-se uma estrutura semelhante àquela empregada para o IC_A . A diferença fundamental é que os desvios são calculados em função da inflação observada e não mais das expectativas de inflação. É importante ressaltar que, com essa mudança, a relação existente é entre a inflação observada e a meta de inflação. Logo, a reputação é diferente da credibilidade. A credibilidade dos índices anteriores é formada pelo estado expectacional, enquanto a reputação é calculada pela observação dos desvios em relação à meta. A reputação é uma variável discreta obtida em cada instante t , podendo ser calculada até mesmo diariamente. Ou seja,

$$R = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } \pi_{t \text{ Min}}^* \leq \pi_{t \text{ OBS}} \leq \pi_{t \text{ Max}}^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_{t \text{ Max}}^*} [\pi_{\text{OBS}} - \pi_{t \text{ Max}}^*] & \text{se } \pi_{t \text{ Max}}^* < \pi_{\text{OBS}} < 20\% \\ 1 - \frac{1}{-\pi_{t \text{ Min}}^*} [\pi_{\text{OBS}} - \pi_{t \text{ Min}}^*] & \text{se } 0\% < \pi_{\text{OBS}} < \pi_{t \text{ Min}}^* \\ 0 & \text{se } \pi_{\text{OBS}} \geq 20\% \text{ ou } \pi_{\text{OBS}} \leq 0\% \end{array} \right\} \quad (5)$$

A partir dessa medida de reputação, apresentam-se três novas formas de avaliação da credibilidade: *a*) um índice de credibilidade baseado na reputação média (IC_{RM}); *b*) um índice de credibilidade baseado na reputação ponderada (IC_{RP}); e *c*) um índice de credibilidade baseado na reputação por média móvel (IC_{RMM}).

O IC_{RM} é simplesmente a média aritmética da reputação, ou seja, a soma das reputações ao longo do tempo sobre o número de reputações (n), isto é,

$$IC_{RM} = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{n} \right\} \quad (6)$$

O IC_{RP} , como o próprio nome sugere, calcula a credibilidade pela reputação ponderada. Na ponderação escolhida, procurou-se pesar de maneira decrescente a reputação à medida que esta se afasta de t (período atual). Especificamente, a ponderação (p_i) é dada pela razão entre k_i (posição decrescente em relação a t) e n (número de reputações disponíveis), fazendo, assim, o peso variar entre o intervalo de] 0, 1].⁸ Portanto,

$$IC_{RP} = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n (R_i \times p_i)}{\sum_{i=1}^n p_i} \right\}, \text{ onde } p_i = \frac{k_i}{n} \quad (7)$$

Por último, o IC_{RMM} calcula a credibilidade atual segundo a média aritmética móvel da reputação nos d (defasagem) últimos períodos:

$$IC_{RMM_t} = \left\{ \frac{R_t + R_{t-1} + \dots + R_{t-d+1}}{d} \right\}, \text{ da mesma forma,}$$

$$IC_{RMM_t} = \left\{ IC_{RMM_{t-1}} + \frac{R_t - R_{t-d}}{d} \right\} \quad (8)$$

A credibilidade pode ser entendida como o nível de confiança que os agentes econômicos depositam na exequibilidade de uma política ser implementada e cumprida até o fim. Ou seja, uma política inspirará maior credibilidade se ela sinalizar aos agentes uma chance reduzida da ocorrência de inconsistência temporal. Assim, se, por exemplo, a autoridade monetária obteve êxito no combate à inflação ao longo do tempo (o que implica conquista de reputação), o público acredita que o Bacen terá sucesso no controle da inflação futura, o que, por sua vez, denota alto grau de credibilidade. Em suma, a credibilidade é a função que transforma informações passadas (R_{t-d}) e presentes (R_t) da reputação para captar a expectativa da sociedade no alcance do que foi predeterminado.

8. A ponderação foi calculada estabelecendo-se uma relação entre os pesos no passar do tempo por equações em diferença.

3 ANÁLISE DOS ÍNDICES DE CREDIBILIDADE PARA O BRASIL

Com o objetivo de analisar o comportamento dos índices de credibilidade para a economia brasileira, foi utilizada como medida de inflação a variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), por ser o índice oficial adotado pelo Bacen como referência para o sistema de metas para inflação. Além disso, a partir das informações disponíveis no *site* do Bacen foram considerados na análise a meta de inflação anual e os respectivos intervalos de tolerância definidos pelo CMN.⁹

A estratégia delineada pelo CMN no lançamento do regime monetário previa um rápido processo desinflacionário. Porém, choques adversos levaram à revisão da estratégia original, culminando em mudanças nas metas de inflação para os anos de 2003, 2004 e 2005 (tabela 1).¹⁰ Um bom exemplo refere-se à meta de

TABELA 1
Metas de inflação, inflação observada e documentos^a

Ano	Meta IPCA (%)	Intervalo de tolerância ± (%)	Resolução	IPCA observado (%)
1999	8,00	2,00	2615 de 6/1999	8,94
2000	6,00	2,00	2615 de 6/1999	5,97
2001	4,00	2,00	2615 de 6/1999	7,67
2002	3,50	2,00	2744 de 6/2000	12,53
	3,25	2,00	2842 de 6/2001	
2003	4,00	2,50	2972 de 6/2002	9,3
	8,50	0,50	Carta aberta de 1/2003 ^b	
	3,75	2,50	2972 de 6/2002	
2004	5,50	0,00	Carta aberta de 1/2003 ^b	7,6
	5,50	2,50	3108 de 6/2003	
	4,50	2,50	3108 de 6/2003	
2005	5,10	+1,90/-3,10	Ata da 100 ^a reunião do Copom 9/2004 ^b	5,69
2006	4,50	2,00 ^c	3210 de 6/2004	4,64 ^c

Fonte: Bacen.

^a Os valores sombreados são aqueles utilizados neste estudo.

^b Documentos que ajustaram a meta central previamente determinada por resolução do CMN.

^c Expectativas do mês de fevereiro de 2006.

9. As metas são estabelecidas para o ano-calendário com intervalo de tolerância, mas sem cláusulas de escape.

10. O uso das metas ajustadas no lugar das metas previamente acordadas com o CMN se justifica pelo comportamento dos agentes, que se guiam pela meta a ser perseguida pelo Bacen, executor da política monetária, e não pelas metas preestabelecidas.

inflação para 2003, que, instituída por meio de resolução em 2001, foi alterada no ano seguinte por outra resolução (a meta central foi elevada em 0,75%; e o intervalo, em 1%). Todavia, tal modificação não foi suficiente e, em 21 de janeiro de 2003, o Bacen anunciou como nova meta (ajustada) uma inflação de 8,5% sem a aplicação de intervalos.¹¹

Devido ao fato de a meta ajustada para 2003 representar uma ruptura com a estrutura baseada em bandas (apenas naquele ano), o cálculo da credibilidade em 2003 levou em conta a meta de 4% e seu respectivo intervalo no mês de janeiro, e a meta de 8,5% com um intervalo de $\pm 0,5\%$ para os demais meses. A inclusão da banda de $\pm 0,5\%$ se justifica como margem de erro aceitável devido à magnitude da meta.¹²

Do *site* do Bacen também foram obtidas as expectativas de inflação diárias anualizadas e que se referem à inflação esperada (acumulada) na data de vencimento do contrato, isto é, a inflação anual definida como meta. Em razão da periodicidade mensal usada na análise, foi calculada a média mensal das expectativas diárias anualizadas (IPCAExp). Para fins do cálculo dos índices de credibilidade baseados na reputação, foram utilizados os valores relativos ao IPCA observado a partir da base de dados macroeconômicos do Ipea (Ipeadata). A inflação observada é anualizada para fins de comparação com as metas anuais.

É importante ressaltar que a anualização da inflação é feita levando-se em conta a inflação observada desde o início do ano até o mês em que é coletada a informação. Tal procedimento é adequado para o cálculo da reputação mensal porque considera todo o histórico da inflação realizada na vigência do contrato. Ou seja, o método adotado permite avaliar o desempenho no cumprimento do contrato para o período sob consideração. Assim, a cada mês a reputação é construída com base no desempenho do contrato vigente. Portanto, assume-se que a inflação observada para os meses que estão fora do ano corrente deva ser relacionada à meta de inflação que corresponda ao ano a que pertence. Assim, a utilização do IPCA acumulado em 12 meses não seria adequada, pois durante um processo de desinflação é normal que a cada ano (que representa um contrato da autoridade monetária com a sociedade) exista uma meta de inflação distinta. Logo, para o caso brasileiro, esperam-se a presença de quebra estrutural e a mudança na tendência da inflação observada a cada ano, o que, por conseguinte, torna desaconselhável o uso dessa metodologia.¹³

11. Adicionam-se à meta preestabelecida parcela da inércia herdada do ano anterior e o efeito primário do choque dos preços administrados por contrato e monitorados.

12. Na prática, a distinção entre a adoção de bandas e a de um único ponto tem importância secundária em casos de agentes racionais que conhecem a limitação do Bacen em determinar a inflação (BRUNILLA; LAHDENPERÄ, 1995).

13. O gráfico 1 permite observar que as principais oscilações nas variáveis sob consideração ocorrem nas mudanças de ano, isto é, nas transições dos contratos entre o Bacen e a sociedade.

O gráfico 1 mostra o comportamento dessas variáveis depois da adoção do regime de metas para inflação. Observa-se que tanto a expectativa de inflação como a inflação observada, no período que se estende do segundo semestre de 2001 até o começo de 2004, situam-se acima do limite superior para a flutuação da inflação durante quase todo o período.

A credibilidade mensurada é referente à política monetária baseada no sistema de metas para inflação instituído em junho de 1999. Portanto, os índices baseados na reputação foram calculados desde a introdução do regime monetário. Por outro lado, as expectativas de mercado para inflação divulgadas pelo Bacen estão disponíveis somente a partir de janeiro de 2000. Como consequência, os índices de credibilidade baseados nas expectativas foram calculados a partir do ano 2000.

O IC_{CK} aponta credibilidade elevada (acima de 0,80) para quase todo o período, estando abaixo desse patamar apenas entre 2002 e 2003 (gráfico 2). Deve-se

GRÁFICO 1
Trajetória da inflação, expectativas e metas

(IPCA anualizado, em %)

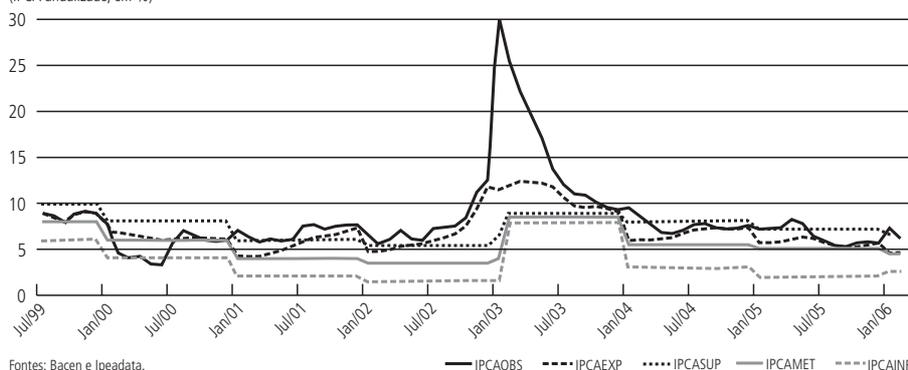
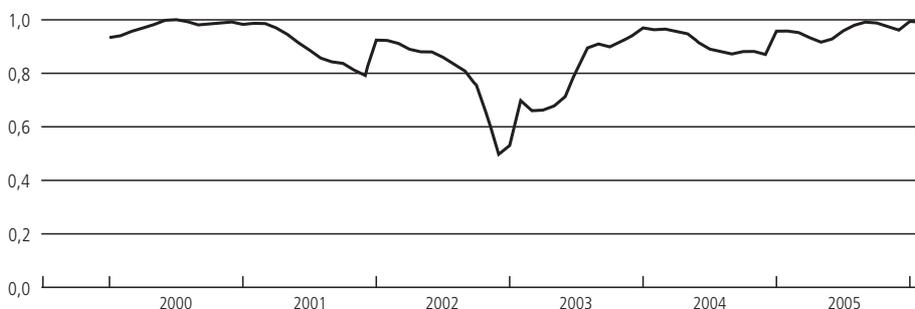


GRÁFICO 2
Trajetória IC_{CK}



ressaltar que esse índice não pune a credibilidade caso as expectativas sejam menores que a meta central, o que, por conseguinte, sugere não ser necessário o estabelecimento de limite inferior para as metas. Além disso, sua estrutura interna com grande intervalo entre a meta central e o ponto crítico de perda da credibilidade (20%) favorece o resultado de alta credibilidade média no período (0,89).

Em relação aos índices IC_S e o IC_M , a principal diferença entre eles é que a normalização feita pelo IC_M não admite valores negativos à credibilidade. Ao contrário do IC_{CK} , tanto o IC_S quanto o IC_M revelam um desempenho insatisfatório da credibilidade ao longo do período analisado. Valores negativos e nulos, respectivamente, estão presentes por um longo período (2º trimestre de 2001 até o final de 2003), e no restante da amostra apresentam credibilidade bastante volátil (gráficos 3 e 4). A punição com a perda total de credibilidade ($IC_S < 0$ e $IC_M = 0$) quando a meta extrapola um dos limites do intervalo é responsável pela baixa credibilidade média observada no período ($IC_S = 0,26$ e $IC_M = 0,43$).

Devido ao fato de o IC_A indicar credibilidade plena quando as expectativas de inflação encontram-se dentro do intervalo predeterminado para flutuação, os

GRÁFICO 3
Trajetória IC_S

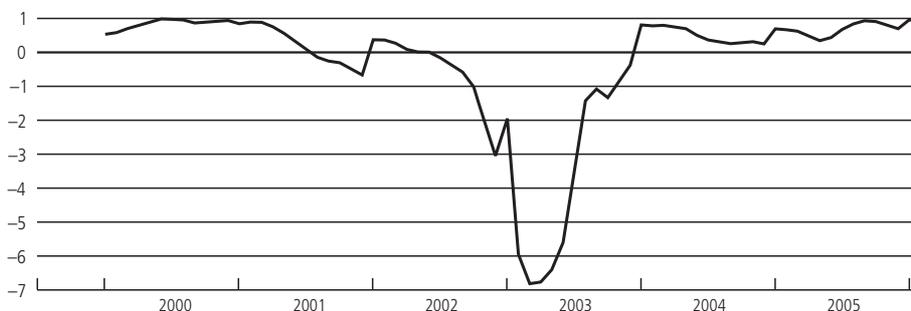
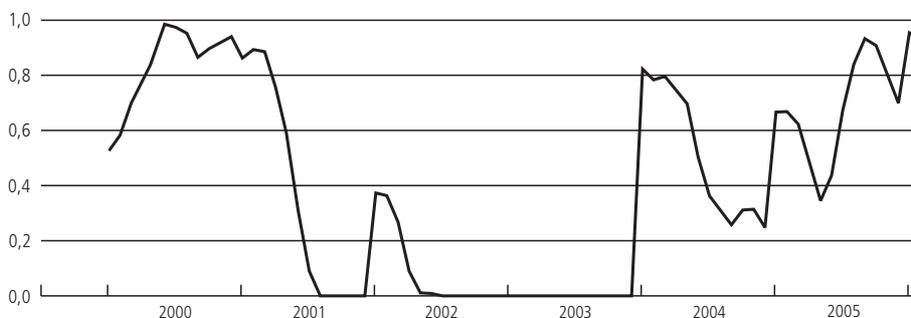


GRÁFICO 4
Trajetória IC_M



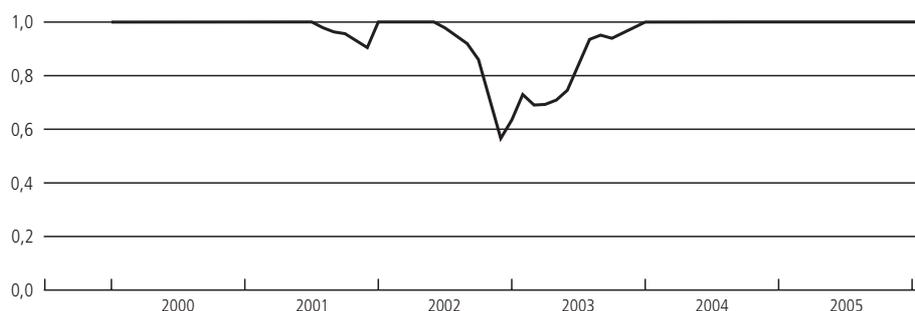
anos 2000, 2004 e 2005 são marcados por uma credibilidade estável ao nível máximo ($IC_A = 1$). Por outro lado, uma credibilidade inferior a 1 (inflação esperada fora do intervalo de tolerância) é detectada em boa parte dos anos 2001, 2002 e 2003 (gráfico 5). Pelo fato de a característica desse índice revelar perda de credibilidade apenas em situações extremas, a credibilidade média no período corresponde a 0,95.

A cada período novo de contrato para a meta de inflação (no caso brasileiro, um ano), as expectativas, e, conseqüentemente, os índices de credibilidade já mencionados, apresentam uma ruptura no padrão apresentado no ano anterior. Logo, a cada começo de ano, as expectativas se ajustam em relação à meta de inflação, considerando o desempenho da autoridade monetária no contrato passado, o que, por conseguinte, reforça a idéia de que o passado (mesmo que apenas o recente) é relevante.

Os índices IC_{RMP} , IC_{RP} e IC_{RMM} são variantes de uma mesma função, que procura, por meio da reputação, medir a credibilidade. A diferença básica entre os índices citados refere-se à sensibilidade em relação à informação passada e à presente. O IC_{RM} não considera a distância da reputação em relação ao período atual (t). O IC_{RP} é mais sensível às reputações recentes, enquanto o IC_{RMM} assume que os agentes têm memória curta e que, para a avaliação da credibilidade, consideram apenas o passado recente.¹⁴

Os índices de credibilidade calculados via reputação (gráficos 6, 7 e 8) apresentam comportamento menos instável do que os índices anteriores. Devido ao padrão que reconhece as reputações passada e presente no cômputo da credibilidade,

GRÁFICO 5
Trajetória IC_A



14. Procurou-se testar três níveis de ponderação do presente: fraca, média e forte. Todavia, muitas podem ser as metodologias para cálculo da credibilidade baseada na reputação. Uma alternativa seria o cálculo de uma média móvel ponderada, por exemplo. A proposição de se considerar o passado pode ser estendida aos indicadores com expectativas. Um exemplo seria o uso da credibilidade passada influenciando o cálculo da credibilidade presente concomitantemente às expectativas.

GRÁFICO 6
Trajetória IC_{RM}

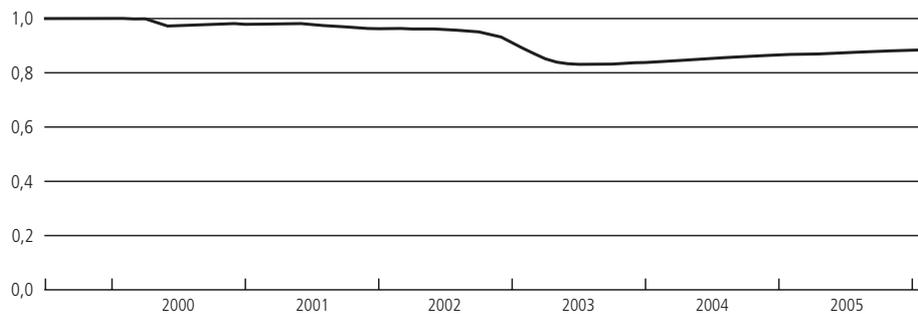


GRÁFICO 7
Trajetória IC_{RP}

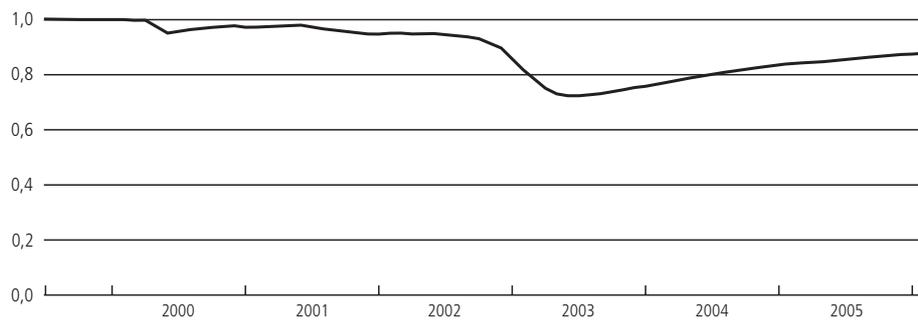
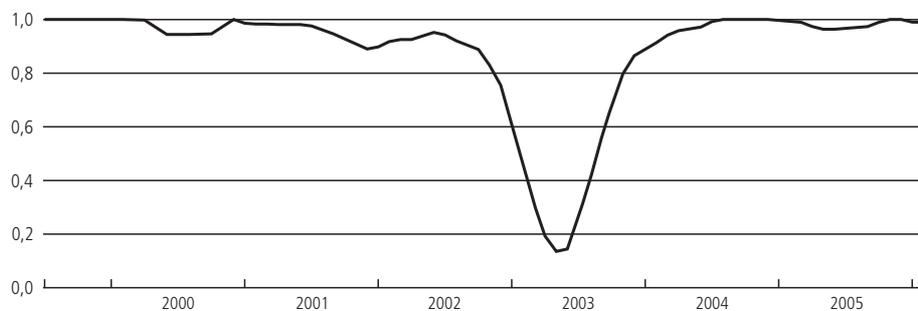


GRÁFICO 8
Trajetória IC_{RMM}



esses índices necessitam de um período maior para a perda e, conseqüentemente, também para o ganho de credibilidade. Observa-se que as curvas são amortecidas principalmente para o IC_{RM} e o IC_{RP} . Tal efeito é maior para o IC_{RM} pois este pondera todas as reputações com o mesmo peso, ou seja, reputações bastante defasadas influem na credibilidade da mesma forma que reputações mais recentes (gráfico 6). O IC_{RP} , por sua vez, pondera diferentemente cada reputação partindo do pressuposto de que informações passadas influem menos que as informações atuais (gráfico 7). As médias de credibilidade, calculadas pelos dois índices no período, correspondem a 0,92 para o IC_{RM} e 0,89 para o IC_{RP} .

Para o cálculo do IC_{RMM} , optou-se por seis períodos de defasagem, ou seja, apenas as seis últimas reputações (mensais) são consideradas para a mensuração da credibilidade no instante atual. O comportamento desse índice (presença de maior volatilidade) assemelha-se aos dos indicadores advindos de expectativas devido à estrutura de ponderação adotada. O IC_{RMM} apresentou credibilidade média correspondente a 0,88, sendo que, ao longo de quase todo o período, a credibilidade situou-se acima de 0,90. Todavia, o IC_{RMM} entre 2002 e 2003 apresentou queda brusca em razão do fraco desempenho da política monetária no controle da inflação (gráfico 8).

Em síntese, todos os índices diagnosticaram quedas relativas de credibilidade para os anos de 2001, 2002 e 2003, cada qual na sua proporção. O ano de 2001 foi marcado por racionamento de energia elétrica, crise argentina e queda no nível da atividade econômica mundial. Em 2002, o cenário adverso não foi diferente, pois a perda de US\$ 27,8 bilhões em linhas externas (cerca de 6% do PIB na época) ocorrida pelo forte aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais, as dificuldades na administração da dívida pública e a incerteza quanto à continuidade da política macroeconômica vigente dificultaram o desempenho econômico. Em relação ao ano de 2003, o mau desempenho concentrou-se no primeiro trimestre, refletindo as adversidades do ano anterior.¹⁵

As dificuldades enfrentadas pelo país, concomitante à queda da credibilidade no período compreendido entre 2001 e 2003, resultaram em um mau desempenho do regime de metas para inflação (gráfico 1). As credibilidades médias para cada um desses três anos são as menores quando comparadas às dos demais anos da amostra. Em suma, o triênio em consideração apresentou as menores médias de credibilidade, considerando-se todos os índices (tabela 2). Assim sendo, os anos que apresentaram as maiores reduções na credibilidade correspondem àqueles em que as metas de inflação não foram obtidas.

15. Para mais detalhes, ver as cartas abertas do presidente do Bacen para o ministro da Fazenda (BACEN, 2002, 2003, 2004).

TABELA 2
Índices de credibilidade – média anual^a

Índices	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
IC_{CK}	-	0,98	0,90	0,82	0,78	0,92	0,96	0,99
IC_S	-	0,83	0,21	-0,51	-3,49	0,51	0,67	0,94
IC_M	-	0,83	0,36	0,09	0,00	0,51	0,67	0,94
IC_A	-	1,00	0,98	0,92	0,82	1,00	1,00	1,00
IC_{RM}	1,00	0,99	0,97	0,96	0,85	0,85	0,87	0,88
IC_{RP}	1,00	0,98	0,97	0,94	0,76	0,80	0,85	0,88
IC_{RMM}	1,00	0,97	0,96	0,90	0,45	0,97	0,98	0,99
Média	1,00	0,94	0,76	0,59	0,02	0,79	0,86	0,95

^a Os valores sombreados indicam as três menores médias no período para cada índice.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

O principal instrumento à disposição do Bacen para fazer com que a inflação convirja para a meta preestabelecida é a taxa de juros básica da economia (Over/Selic).¹⁶ Quanto mais crível for a política monetária, menor será o esforço do Bacen para a obtenção da meta de inflação, devido à maior capacidade de influenciar as expectativas dos agentes econômicos. Logo, uma credibilidade maior pressupõe, *coeteris paribus*, uma menor volatilidade da taxa de juros para se conseguir uma meta de inflação específica. Destarte, esta seção apresenta evidência empírica entre credibilidade e inflação levando em conta a taxa de juros. Em outras palavras, são analisadas as relações existentes entre cada índice de credibilidade apresentado e a taxa Selic. Para a Selic, são utilizados dois conceitos: a meta anunciada pelo Copom (SELICBC) e a taxa Selic praticada no mercado (SELICM), ambas com periodicidade mensal e anualizadas.¹⁷

Os modelos de regressões múltiplas estimados via método de mínimos quadrados ordinários (OLS) apresentam as seguintes variações:

$$\Delta SELICBC_i = \alpha + \beta \Delta IPCADES_i - \Delta IC_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\Delta SELICM_i = \alpha + \beta \Delta SELICM_{(t-1)_i} - \Delta IC_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

16. É a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (*overnight*) lastreados por títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic).

17. A meta mensal anualizada anunciada em cada reunião mensal é a taxa Selic considerada para aquele mês. Para meses com mais de uma reunião utiliza-se a meta da primeira reunião. A Selic de mercado é acumulada no mês e anualizada.

Para combater os desvios da inflação em relação à meta, o Bacen usa como mecanismo principal a variação na taxa Selic.¹⁸ Dada a defasagem da política monetária para afetar a inflação, desvios nas expectativas de inflação dos agentes econômicos em relação à meta preestabelecida gerariam mudanças na Selic. Contudo, essa alteração ocorre de forma indireta. O Copom estabelece a meta para a taxa Selic e cabe à mesa de operações do mercado aberto do Bacen manter a Selic diária próxima à meta. Assim, a variável IPCADES do modelo (9) representa a série de desvios entre a expectativa e a meta de inflação ($E(\pi) - \pi$). Tal modelo busca avaliar a relação entre a credibilidade e a meta da taxa Selic controlando o efeito da variação média na meta da Selic pelos desvios das expectativas em função das metas de inflação.

Espera-se que uma autoridade monetária que possui reputação e conduz a política monetária de forma crível seja capaz de alcançar os seus objetivos implicando uma menor perda social em termos de desemprego e nível de produto. Logo, *a priori*, quanto maior for a credibilidade, menor será o custo no combate à inflação (representado pelo aumento na taxa Selic). Conseqüentemente, a credibilidade afeta tanto a definição da meta feita pelo Copom quanto a própria taxa vigente no mercado. O modelo (10), por sua vez, estima a variação média na Selic de mercado por meio de uma variação na credibilidade, mantido constante o efeito da própria Selic defasada em um período.¹⁹

Para a análise empírica, um primeiro procedimento a ser realizado é o exame de como o processo estocástico gerador das séries se comporta ao longo do tempo, ou seja, é preciso verificar a ordem de integração das séries. A justificativa é de que, dessa forma, problemas de espuriedade nos resultados a serem obtidos pelos modelos são evitados. Além da análise visual das séries por meio de correlogramas, são empregados os seguintes testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF, teste t), Phillips-Perron (PP, Z teste) e o DF-GLS proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996). O número de defasagens para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (ver resultados na tabela 3).²⁰

Os índices IC_{CK} , IC_M , IC_A , IC_{RP} e IC_{RMM} além da série IPCADES, foram classificados como processos integrados de ordem 1, ou I(1), pelos três testes aplicados (considerando-se 95% de confiança estatística). Embora o teste PP rejeite a hipótese de raiz unitária para o IC_s em nível, trabalha-se com essa variável

18. Há de se considerar que, caso as expectativas de inflação estejam abaixo das metas, o Bacen não reduziria os juros – como o faz para o combate à inflação – por vários motivos, entre eles a necessidade de financiamento do governo e a rolagem da dívida pública. Como essa situação ocorre apenas uma vez na amostra, a discussão sobre a rigidez descendente para a Selic não fará parte do escopo do trabalho.

19. A Selic de mercado (SELICM) apresenta uma estrutura AR(1).

20. Os resultados das estatísticas de teste de cada modelo são expostos no apêndice, tanto em nível quanto na primeira diferença (tabela A.1).

TABELA 3
Testes de raiz unitária^a

Séries	Nível			Séries	1ª diferença		
	ADF	PP	DF-GLS		ADF	PP	DF-GLS
ICck	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICck)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICs	Raiz unitária	Estacionária	Raiz unitária	D(ICs)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICm	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICm)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICa	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICa)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICrm	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICrm)	Estacionária	Estacionária	Raiz unitária
ICrp	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICrp)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
ICrmm	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(ICrmm)	Estacionária	Estacionária	Estacionária
SELICM	Estacionária	Raiz unitária	Estacionária	D(SELICM)	Estacionária	Estacionária	Raiz unitária
SELICBC	Estacionária	Raiz unitária	Estacionária	D(SELICBC)	Estacionária	Estacionária	Raiz unitária
IPCADES	Raiz unitária	Raiz unitária	Raiz unitária	D(IPCADES)	Estacionária	Estacionária	Estacionária

^a O grau de significância utilizado é de 5%.

diferença em função dos resultados dos testes ADF e DF-GLS (que apresentaram significância ao nível de 5%). Para as duas séries da Selic, os testes não são conclusivos, pois, apesar de ADF e DF-GLS rejeitarem a hipótese de raiz unitária, o teste PP não rejeita. Dado que séries temporais econômicas são em sua maioria não-estacionárias, foi feita a análise dos correlogramas das séries para identificar se são estacionárias. Os correlogramas das séries SELICBC e SELICM (gráfico A.1) indicam que os valores atuais dependem fortemente dos valores passados, o que sugere a existência de raiz unitária (queda lenta do coeficiente de autocorrelação amostral) para ambas as séries. Destarte, decidiu-se pela validade do resultado do teste PP de que as séries SELICBC e SELICM são também I(1).

As hipóteses assumidas pelos modelos sugerem que o IPCADES deve preceder a SELICBC, e que esta última preceda a SELICM. De outra forma, desvios nas expectativas em relação à meta de inflação devem causar variação na meta para a Selic e fazer com que esta provoque uma alteração na Selic vigente no mercado. Ademais, espera-se que os índices de credibilidade precedam a SELICBC e, por conseguinte, a SELICM. Para a verificação empírica dessas afirmativas, foram efetuados testes de precedência temporal de Granger.

A direção de causalidade apontada pelo teste de Granger é bastante sensível ao número de defasagens utilizadas na análise (GUJARATI, 2000). De acordo com Davidson e MacKinnon (1993), a escolha de um número elevado de defasagens representa o melhor procedimento. A justificativa é que a escolha de poucas defasagens pode causar um sério viés devido à omissão de variáveis relevantes, enquanto

o viés de inclusão de variáveis irrelevantes é menos problemático. Assim, optou-se por uma defasagem que corresponde a um ano (12 defasagens temporais), visto que, mesmo com essa defasagem temporal, ainda remanescem mais de 60 observações para cálculo da causalidade (tabela A.2 do apêndice).²¹

Apesar de as variáveis DSELICBC e DSELICM apresentarem uma causalidade bilateral estatisticamente significativa a 1%, a probabilidade de se rejeitar a hipótese de que DSELICBC não causa DSELICM, no sentido de Granger, é menor que o contrário. Logo, não existem razões estatísticas para rejeitar a hipótese de que DSELICBC cause (no sentido de Granger) DSELICM. Quanto às variáveis DIPCADES e DSELICBC, observa-se que somente a hipótese de que a série de desvios DSELICBC não causa DIPCADES (no sentido de Granger) não é rejeitada ao nível de 5% de significância. Portanto, esse resultado está em consonância com a premissa de que a série referente aos desvios entre a expectativa e a meta de inflação deve preceder a meta anunciada pelo Copom para a taxa Selic.

Em relação aos índices de credibilidade, é testado se alterações na credibilidade causam (no sentido de Granger) variação na Selic, isto é, verifica-se a existência de precedência temporal (unidirecional) destes em relação à DSELICBC e à DSELICM. Os resultados obtidos indicam que DIC_A precede DSELICBC e DSELICM (ambas a 99% de confiança estatística). Também se observa que DIC_S precede DSELICBC e DSELICM (ao nível de 5% e 1% de significância estatística, respectivamente). Em relação ao índice DIC_{CK} , detecta-se precedência à DSELICBC ao nível de 5% de significância, enquanto DIC_{RM} e DIC_{RP} precedem DSELICM ao nível de 10% de significância. Quanto aos demais índices, não existem evidências (ao nível mínimo de confiança de 90%) para acreditar que precedam temporalmente a DSELICBC ou a DSELICM. Portanto, os índices de maior aderência aos modelos propostos são o IC_A e o IC_S .

Dado o objetivo de verificar as relações existentes entre a credibilidade (mensurada pelos índices apresentados) e o esforço do Bacen (medido pela variação na taxa de juros) para atingir seu objetivo primordial (o controle da inflação), as relações empíricas entre a credibilidade e a definição da meta da Selic pelo Copom, e entre a credibilidade e a Selic vigente no mercado, são apresentadas nas tabelas 4 e 5 respectivamente. Os modelos contêm as seguintes estruturas:

$$SELICBC = f(IPCADES, IC) \quad (11)$$

$$SELICM = F(SELICM_{(-1)}, IC) \quad (12)$$

21. A precedência temporal foi testada para números menores de defasagens, mas que não alteram a análise.

sendo os sinais esperados expressos pelas derivadas parciais abaixo:

$$\partial f / \partial \text{IPCADES} > 0, \partial f / \partial \text{IC} < 0; \text{ e } \partial F / \partial \text{SELICM}_{(-1)} > 0, \partial F / \partial \text{IC} < 0$$

As variáveis de controle IPCADES e $\text{SELICM}_{(-1)}$ servem não para observar as relações existentes entre os índices e a Selic expressos pelos coeficientes de regressão parcial, mas sim para evidenciar a significância estatística e a relação expressa pelo sinal dos referidos coeficientes. Logo, controlando uma variável geradora de mudanças na taxa de juros (meta ou de mercado), testa-se a relação esperada entre a credibilidade e os juros (sinal negativo e significativo para o coeficiente da credibilidade). Variações positivas na credibilidade deveriam, *a priori*, reduzir as variações na taxa Selic necessárias ao controle da inflação e vice-versa.

O processo de escolha dos modelos foi fundamentado na análise das autocorrelações totais e parciais, nos correlogramas cruzados, na análise dos resíduos e no princípio da parcimônia, respeitando sempre os pressupostos básicos de um modelo de regressão linear múltiplo, além da coerência econômica.²² As defasagens foram definidas com base no critério de Schwarz. A tabela 4 mostra as regressões estimadas para cada índice de credibilidade pela especificação do modelo de defasagem distribuída (9), enquanto a tabela 5 estima para cada índice o modelo especificado por uma estrutura auto-regressiva (10).

Dado que todas as regressões acima são estimadas com a mesma especificação básica (DIPCADES defasada dois períodos como variável explicativa de controle), mas com quantidade diferente de parâmetros, pode-se comparar o grau de explicação da DSELICBC pelo modelo analisando-se o coeficiente do R^2 ajustado. Os índices que mais explicam a variação média na DSELICBC, controlado o efeito de DIPCADES, são o IC_A (56,58%) e o IC_{RMM} (53,46%). Em um segundo patamar têm-se o IC_S (49,13%) e o IC_{CK} (34,63%). Os que menos explicam são o IC_{RP} (26,69%), o IC_{RM} (23,19%) e o IC_M (13,62%). Além disso, observa-se que, com a inclusão de qualquer índice de credibilidade, o valor do coeficiente de determinação ajustado apresenta um incremento (no modelo sem credibilidade, o modelo apresentava um R^2 ajustado de apenas 8,99%). Os resultados supracitados são ratificados quando se considera o critério de informação de Schwarz na análise (tabela 4). Os modelos mais parcimoniosos também são obtidos pelos índices IC_{RMM} (-7,59) e IC_A (-7,53), seguidos do IC_S (-7,45), enquanto aquele que apresenta pior desempenho continua sendo o IC_M (-6,97).

22. As principais estatísticas de testes para a tomada de decisão estão apresentadas no apêndice, na tabela A.3.

TABELA 4
Modelo estimado para DSELICBC

Índice	Variável dependente Selic meta (diferença) – DSELICBC				
	Coefficientes estimados (Estatística-t – Newey-West) ^a	Observações	Estatística-F	R ² ajustado (%)	Critério de Schwarz
	-0,0002 + 0,3556 DIPCADES _{t-2} (-0,1639) (1,7536)*	71	7,92***	8,99	-6,77
I _{CK}	-0,0002 + 0,3318 DIPCADES _{t-2} - 0,0740 DICd _t - 0,051381 DICd _{t-1} (-0,1457) (2,2411)** (-2,8039)*** (-2,6588)***	71	13,54***	34,96	-7,01
I _{C5}	-0,0002 + 0,3994 DIPCADES _{t-2} - 0,0049 ICS _{t-1} - 0,0034 ICS _{t-2} (-0,1878) (4,2848)*** (-5,5994)*** (-5,1215)***	71	23,54***	49,13	-7,45
I _{C_M}	-0,0002 + 0,3774 DIPCADES _{t-2} - 0,0069 DICm _t (-0,1346) (1,6659)* (-1,9480)*	71	6,52***	13,62	-6,97
I _{CA}	-0,0002 + 0,4327 DIPCADES _{t-2} - 0,0476 ICA _t - 0,0735 ICA _{t-1} - 0,0809 ICA _{t-4} (-0,2128) (5,2709)*** (-6,4215)*** (-4,4912)*** (-4,0006)***	69	23,15***	56,58	-7,53
I _{C_{RM}}	-0,0009 + 0,3510 DIPCADES _{t-2} - 0,4300 DICr _m (-0,7022) (2,1445)** (-3,2530)***	71	11,57***	23,19	-7,09
I _{C_{RP}}	-0,0007 + 0,3352 DIPCADES _{t-2} - 0,2581 DICr _p (-0,5170) (2,2330)** (-3,5547)***	71	13,74***	26,69	-7,13
I _{C_{RMF}}	-0,0002 + 0,2491 DIPCADES _{t-2} - 0,0925 DICr _{mm} (-0,2605) (3,6530)*** (-6,0067)***	71	41,20***	53,46	-7,59

^a Os *truncation lags* utilizados para Newey-West foram três.

***, **, e * Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente.

TABELA 5
Modelo estimado para DSELICM

Índice	Variável dependente Seic mercado (1ª diferença) – DSELICM				
	Coefficientes estimados (Estatística-t)	Observações	Estatística-F	R ² ajustado (%)	Critério de Schwarz
	$0,0000 + 0,7903 \text{ DSELICM}_{t-1}$ (0,0561) (11,7667)***	78	138,45***	64,09	-7,99
$I_{C_{CK}}$	$-0,0000 + 0,7059 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,0496 \text{ DICCK}_t - 0,0299 \text{ DICCK}_{t-2}$ (-0,1434) (10,1377)*** (-4,5682)*** (-2,4459)**	71	69,39***	74,56	-8,15
I_{C_S}	$-0,0000 + 0,7329 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,0025 \text{ ICS}_{t-1}$ (-0,1592) (10,6360)*** (-3,4160)***	72	88,03***	71,03	-8,08
I_{C_A}	$-0,0000 + 0,698507 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,034234 \text{ ICA}_t - 0,043681 \text{ ICA}_{t-1}$ (-0,2201) (10,8101)*** (-2,6677)*** (-3,1884)***	72	72,77***	75,20	-8,19
$I_{C_{RM}}$	$0,0002 + 0,7833 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,3899 \text{ DICRM}_t + 0,5066 \text{ DICRM}_{t-1}$ (0,4276) (10,6795)*** (-2,3754)** (3,3018)***	78	55,48***	67,98	-8,02
$I_{C_{RP}}$	$0,0001 + 0,7793 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,2186 \text{ DICRP}_t + 0,2655 \text{ DICRP}_{t-1}$ (0,2278) (10,3191)*** (-2,5468)** (3,1737)***	78	55,44***	67,95	-8,01
$I_{C_{RMM}}$	$-0,0000 + 0,6188 \text{ DSELICM}_{t-1} - 0,0342 \text{ DICRMM}_t$ (-0,0962) (6,5408)*** (-2,4940)**	78	77,09***	66,40	-8,01

***, ** e * Rejeita-se ao grau de 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente.

Para todos os índices testados, as regressões apresentaram significância global ao nível de 1% (estatística-F). Da mesma forma, todos os coeficientes parciais dos índices de credibilidade apresentaram sinal coerente com a teoria e foram significativos com, no mínimo, 90% de confiança. As estatísticas-t foram calculadas com a correção de Newey-West devido à autocorrelação identificada nos resíduos, comportamento típico de séries temporais. Ademais, vale notar que a melhor especificação encontrada para os modelos com os índices baseados na reputação sugere a utilização do índice de credibilidade sem defasagens. Tal observação ratifica a idéia de que esses índices contêm informações passadas, não necessitando de termos defasados em sua especificação.

As regressões em função da Selic de mercado (tabela 5) também apresentam uma especificação básica em comum (DSELICM defasada em um período como variável explicativa de controle) e quantidade diferente de parâmetros, podendo, mais uma vez, serem comparadas pelo R^2 ajustado. As especificações que oferecem os melhores graus de ajuste são, novamente, as que incluem o IC_A (75,20%) e o IC_{CK} (74,56%) como medida da credibilidade. Com desempenho pouco inferior aos dois índices anteriores aparece o IC_S (71,03%). O IC_{MP} , que apresentou a menor performance no modelo anterior, não foi capaz de estabelecer qualquer relação significativa nesse último modelo.²³ Os índices fundamentados na reputação apresentaram desempenhos semelhantes: IC_{RM} (67,98%), IC_{RP} (67,95%) e IC_{RMM} (66,40%). Entretanto, o IC_{RM} e o IC_{RP} apresentam sinais não esperados para os termos defasados em um período, o que, por conseguinte, reforça a idéia de que esses índices contêm informações passadas. É interessante observar que o critério de informação de Schwarz segue exatamente a mesma direção do R^2 ajustado para este segundo modelo. Portanto, é confirmada a ordenação IC_A (-8,19), IC_{CK} (-8,15), IC_S (-8,08), IC_{RM} (-8,02), IC_{RP} (-8,01) e IC_{RMM} (-8,01).

O modelo sem credibilidade apresentou alto grau de ajuste (64,09) devido ao fato de a maior parte da explicação da variação média em DSELICM ser explicada por ela mesma (defasada). Não obstante, a inclusão da credibilidade demonstrou contribuição incremental à explicação da DSELICM para todos os índices. Tal como no caso anterior, foi detectada significância estatística global ao nível de 1% (estatística-F). Além disso, a inclusão da variável dependente defasada eliminou a autocorrelação nos resíduos e permitiu a estimação das estatísticas-t de forma tradicional.

Os índices que apresentam o melhor desempenho geral são o IC_A e o IC_{CK} . O IC_A apresenta melhor *performance* tanto nos testes de causalidade de Granger quanto na modelagem e na explicação das taxas Selic meta e Selic de mercado. Portanto,

23. O principal motivo para esse resultado é o fato de o IC_{MP} punir com perda total de credibilidade qualquer desvio das expectativas para fora do intervalo predeterminado.

verifica-se que a mudança proposta no IC_{CK} que gerou o IC_A , além de apresentar coerência teórica, permitiu a obtenção do melhor desempenho entre os índices considerados na análise.

5 CONCLUSÃO

A análise realizada mostrou que o índice de credibilidade IC_A é aquele que apresenta maior contribuição incremental à explicação de variações na meta da Selic e em seu valor de mercado. Os índices formados pela reputação apresentaram resultados inferiores ao IC_A , mas obtiveram desempenho próximo aos demais índices. Entre eles, o IC_{RMM} foi o de melhor *performance*. Esta é uma observação importante, pois é o índice (entre os que consideram a reputação) que apresenta a maior volatilidade e é o mais sensível aos eventos presentes. Logo, o resultado encontrado sugere uma memória curta no processo de construção de credibilidade pelos agentes econômicos no Brasil.

Especificações alternativas da punição em relação à defasagem da reputação ou mesmo medições diferentes da adotada neste artigo para a reputação podem aperfeiçoar esses índices. Os índices de credibilidade baseados na reputação representam alternativas no caso de não haver a disponibilidade de séries referentes às expectativas de inflação (como no caso do 2º semestre de 1999 no Brasil e para países que não disponibilizam tais informações). Por último, deve-se ressaltar que a análise conjunta dos índices de credibilidade ratificou a hipótese de que maiores níveis de credibilidade exigem menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação no Brasil.

ABSTRACT

This paper makes an empirical analysis of the relation between credibility and management of the interest rate for monetary policy in Brazil after the adoption of inflation targeting. The relation between the credibility (measured by several indices) and the basic interest rate for monetary policy is verified under two perspectives: the target defined by Central Bank of Brazil's Monetary Policy Committee, and the rate which is prevalent in the financial market. The results confirm the hypothesis that a high credibility requires minor variations in the interest rate for the control of inflation after the adoption of inflation targeting.

REFERÊNCIAS

- AGÉNOR, P.; TAYLOR, M. P. Testing for credibility effects. *IMF Staff Papers*, v. 39, n. 3, p. 545-571, Sep. 1993.
- AKERLOF, G. A.; DICKENS, W. T.; PERRY, G. L. The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-76, 1996.
- BACEN – Banco Central do Brasil. *Carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda*. 2002, 2003, 2004. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/?CARTAMETA>>. Acessado em: 20 de novembro de 2005.

_____. *Séries temporais*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acessado em: 1 de abril de 2007.

BRUNILLA, A.; LAHDENPERÄ, H. Inflation-targets: principal issues and practical implementation. In: HALDANE, A. G. (Ed.). *Targeting inflation*. Bank of England, 1995. p. 119-134.

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, v. 84, n. 4, p. 47-59, Jul.-Aug. 2002.

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, v. 54, n. 5, p. 1.099-1.128, Sep. 1986.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford Economic Press, 1993.

DRAZEN, A. *Political economy in macroeconomics*. New Jersey: Princeton University Press, 2000.

MENDONÇA, H. F. de. Metas para a taxa de câmbio, agregados monetários e inflação. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 1 (85), p. 34-52, jan.-mar. 2002.

_____. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 3 (95), p. 344-350, jul.-set. 2004.

_____. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 2006. Forthcoming.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-826, 1996.

FAUST, J.; SVENSSON, L. E. O. *Transparency and credibility*: monetary policy with unobservable goals. NBER, Mar. 1998 (Working paper, n. 6.452).

GARCIA, M. G. P. Meia década de metas para a inflação. *Valor Econômico*, 05/08/2004.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Base de dados macroeconômicos Ipeadata*. Brasília: Ipea. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acessado em: 1 de novembro de 2005.

NAHON, B. F.; MEURER, R. A relação entre a credibilidade do Banco Central e a inflação no Brasil do regime de metas inflacionárias. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL. 8., Porto Alegre, 22-23 de setembro de 2005. *Anais eletrônicos...* Porto Alegre, Anpec-Sul, 2005. Disponível em: <<http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area2-01.pdf>>.

ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. *Price stability and monetary policy effectiveness when nominal interest rates are bounded at zero*. Federal Reserve Board, 1998 (Working paper).

SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, p. 703-711, 2002.

SVENSSON, L. E. O. *How should monetary policy be conducted in an Era of Price Stability?* NBER, Feb. 2000 (Working paper, n. 7.516).

(Originais recebidos em março de 2007. Revistos em junho de 2007.)

APÊNDICE

GRÁFICO A.1

Correlogramas da Selic

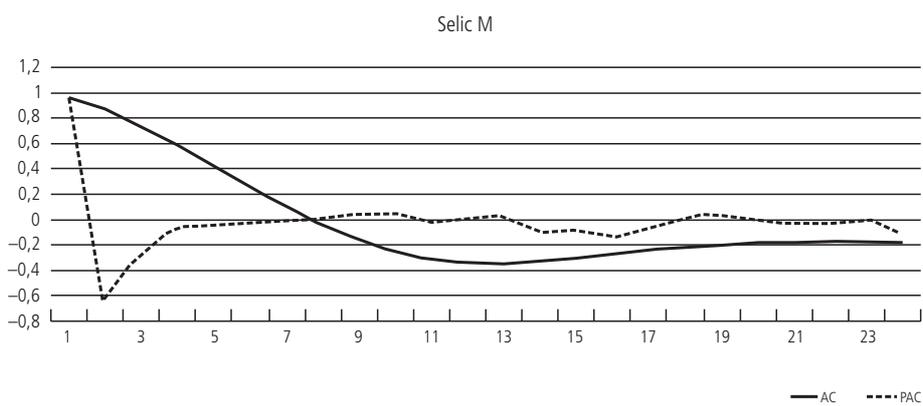
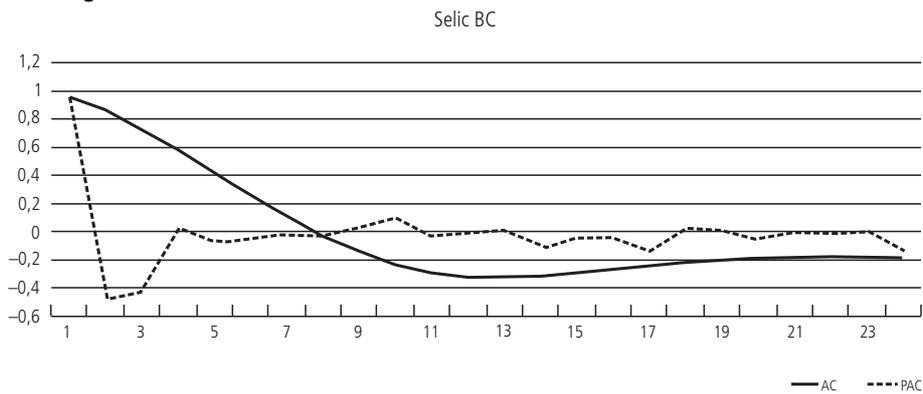


TABELA A.1

Resultado dos testes de raiz unitária

Séries	Def.	ADF		
		Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
ICck	1	-2,2141	-3,5242	-2,9024
DICck	0	-6,2337	-2,5975	-1,9454
ICs	0	-1,5340	-2,5970	-1,9453
DICs	0	-6,8361	-2,5975	-1,9454
ICm	0	-7,1196	-2,5970	-1,9453
DICm	0	-0,7072	-2,5975	-1,9454
ICa	3	-2,4240	-3,5270	-2,9036
DICa	1	-6,0628	-2,5979	-1,9455
ICrm	1	-0,7298	-2,5949	-1,9450
DICrm	1	-2,8098	-2,5953	-1,9451
ICrp	2	-0,5827	-2,5953	-1,9451
DICrp	0	-2,5699	-2,5949	-1,9450
ICrmm	2	-0,5023	-2,5953	-1,9451
DICrmm	2	-4,3467	-2,5957	-1,9451
SELICM	1	-3,5408	-3,5167	-2,8991
DSELICM	0	-3,1501	-2,5949	-1,9450
SELICBC	2	-3,8247	-3,5178	-2,8996
DSELICBC	2	-3,5408	-2,5957	-1,9451
IPCADES	1	-1,8078	-2,5975	-1,9454
DIPCADES	1	-6,7770	-2,5979	-1,9455

(continua)

Nota: Teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) – o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (SC). Para as séries ICck, ICa, SELIBC e SELICM foi utilizado constante. Para as demais não se utilizou nem constante, nem tendência.

(continuação)

Séries	Def.	PP		
		Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
ICck	0	-0,0231	-2,5970	-1,9453
DICck	5	-6,1040	-2,5975	-1,9454
ICs	4	-2,0103	-2,5970	-1,9453
DICs	3	-6,9341	-2,5975	-1,9454
ICm	0	-7,1196	-2,5970	-1,9453
DICm	3	-0,7072	-2,5975	-1,9454
ICa	2	-0,1967	-2,5970	-1,9453
DICa	5	-5,4566	-2,5975	-1,9454
ICrm	6	-1,2022	-2,5946	-1,9450
DICrm	3	-2,6750	-2,5949	-1,9450
ICrp	6	-0,7649	-2,5946	-1,9450
DICrp	3	-2,7858	-2,5949	-1,9450
ICrmm	6	-0,4901	-2,5946	-1,9450
DICrmm	4	-3,0094	-2,5949	-1,9450
SELICM	6	-0,6024	-2,5946	-1,9450
DSELICM	4	-3,4696	-2,5949	-1,9450
SELICBC	5	-0,6253	-2,5946	-1,9450
DSELICBC	2	-4,7482	-2,5949	-1,9450
IPCADES	3	-1,5336	-2,5970	-1,9453
DIPCADES	9	-6,4474	-2,5975	-1,9454

(continua)

Nota: Teste Phillips-Perron – defasagem aplicada para Bartlett Kernel. Não foi utilizado constante ou tendência para as séries.

(continuação)

Séries	Def.	DF-GLS		
		Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
ICck	1	-2,2102	-3,6864	-3,1196
DICck	0	-6,2281	-3,6864	-3,1196
ICs	0	-1,5027	-2,5970	-1,9453
DICs	0	-6,8463	-3,6864	-3,1196
ICm	0	-7,1196	-3,6826	-3,1164
DICm	0	-2,5970	-3,6864	-3,1196
ICa	1	-2,4066	-3,6864	-3,1196
DICa	1	-6,0812	-3,6902	-3,1228
ICrm	1	-2,4246	-3,6636	-3,1004
DICrm	1	-2,9390	-3,6674	-3,1036
ICrp	1	-2,4009	-3,6636	-3,1004
DICrp	0	-2,5823	-2,5949	-1,9450
ICrmm	2	-2,6525	-3,6674	-3,1036
DICrmm	2	-4,3747	-3,6712	-3,1068
SELICM	1	-3,5775	-3,6636	-3,1004
DSELICM	0	-2,5693	-3,6636	-3,1004
SELICBC	2	-3,7513	-3,6674	-3,1036
DSELICBC	2	-2,9618	-3,6712	-3,1068
IPCADES	1	-2,5099	-3,6864	-3,1196
DIPCADES	1	-6,7677	-3,6902	-3,1228

Nota: Teste Dickey-Fuller GLS – o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz. Para as séries ICs e D(ICrp) foi utilizado constante. Para as demais utilizaram-se constante e tendência.

TABELA A.2

Teste de precedência temporal de Granger^a

	Hipótese nula	Observações	Estatística-F	Probabilidade
Meta Selic (DSELICBC)	DSELICBC does not Granger Cause DSELICM	67	8,1530	0,0000
	DSELICM does not Granger Cause DSELICBC		2,9403	0,0048
	DIPCADES does not Granger Cause DSELICBC	61	2,4058	0,0209
	DSELICBC does not Granger Cause DIPCADES		1,8653	0,0738
	DICCK does not Granger Cause DSELICBC	61	2,28337	0,02781
	DSELICBC does not Granger Cause DICCK		1,31658	0,25194
	DICS does not Granger Cause DSELICBC	61	2,0477	0,0483
	DSELICBC does not Granger Cause DICS		6,6626	0,0000
	DICM does not Granger Cause DSELICBC	61	0,4061	0,9517
	DSELICBC does not Granger Cause DICM		1,5732	0,1440
	DICA does not Granger Cause DSELICBC	61	4,6264	0,0002
	DSELICBC does not Granger Cause DICA		1,3556	0,2320
	DICRM does not Granger Cause DSELICBC	67	1,4926	0,1654
	DSELICBC does not Granger Cause DICRM		5,4770	0,0000
Selic mercado (DSELICM)	DICRP does not Granger Cause DSELICBC	67	1,4511	0,1819
	DSELICBC does not Granger Cause DICRP		5,5703	0,0000
	DICRMM does not Granger Cause DSELICBC	67	1,0042	0,4621
	DSELICBC does not Granger Cause DICRMM		5,3619	0,0000
	DICCK does not Granger Cause DSELICM	61	1,5628	0,1474
	DSELICM does not Granger Cause DICCK		0,7448	0,6995
	DICS does not Granger Cause DSELICM	61	3,3340	0,0025
	DSELICM does not Granger Cause DICS		4,6224	0,0002
	DICM does not Granger Cause DSELICM	61	0,6249	0,8069
	DSELICM does not Granger Cause DICM		1,9582	0,0595
	DICA does not Granger Cause DSELICM	61	3,1505	0,0038
	DSELICM does not Granger Cause DICA		1,1459	0,3566
	DICRM does not Granger Cause DSELICM	67	1,8257	0,0750
	DSELICM does not Granger Cause DICRM		3,6156	0,0010
DICRP does not Granger Cause DSELICM	67	1,7814	0,0835	
DSELICM does not Granger Cause DICRP		3,6643	0,0009	
DICRMM does not Granger Cause DSELICM	67	1,6325	0,1192	
DSELICM does not Granger Cause DICRMM		3,0204	0,0039	

^a Para 12 lags temporais.

TABELA A.3

Modelos selecionados**Sample (adjusted): 2000:04 2006:02****Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0014	-0,1639	0,8703
DIPCADES(-2)	0,3556	0,2028	1,7536	0,0839
Adjusted R-squared	0,0900	Schwarz criterion		-6,7652
Durbin-Watson stat	0,9994	F-statistic***		7,9191
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,4834	F-statistic***		17,7963

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0011	-0,1457	0,8846
DIPCADES(-2)	0,3318	0,1481	2,2411	0,0283
DICCK	-0,0740	0,0264	-2,8040	0,0066
DICCK(-1)	-0,0514	0,0193	-2,6588	0,0098
Adjusted R-squared	0,3496	Schwarz criterion		-7,0105
Durbin-Watson stat	1,3111	F-statistic***		13,5426
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic**	2,5644	F-statistic***		8,2622

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02**Included observations: 71 after adjusting endpoints****Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0009	-0,1878	0,8516
DIPCADES(-2)	0,3994	0,0932	4,2848	0,0001
DICS(-1)	-0,0049	0,0009	-5,5994	0,0000
DICS(-2)	-0,0034	0,0007	-5,1215	0,0000
Adjusted R-squared	0,4913	Schwarz criterion		-7,4527
Durbin-Watson stat	0,8545	F-statistic***		23,5395
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,7222	F-statistic***		20,4822

Sample(adjusted): 2000:04 2006:02
Included observations: 71 after adjusting endpoints
Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0013	-0,1346	0,8933
DIPCADES(-2)	0,3774	0,2266	1,6659	0,1003
DICM	-0,0070	0,0036	-1,9480	0,0555
Adjusted R-squared	0,1362	Schwarz criterion		-6,9684
Durbin-Watson stat	0,6568	F-statistic***		6,5203
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,3402	F-statistic***		34,8658

Sample (adjusted): 2000:06 2006:02
Included observations: 69 after adjusting endpoints
Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0008	-0,2128	0,8322
DIPCADES(-2)	0,4327	0,0821	5,2709	0,0000
DICA	-0,0476	0,0074	-6,4215	0,0000
DICA(-1)	-0,0735	0,0164	-4,4911	0,0000
DICA(-4)	-0,0810	0,0202	-4,0006	0,0002
Adjusted R-squared	0,5658	Schwarz criterion		-7,5339
Durbin-Watson stat	1,0501	F-statistic***		23,1546
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		0,0000
F-statistic	1,2288	F-statistic***		9,5495

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02
Included observations: 71 after adjusting endpoints
Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0009	0,0013	-0,7022	0,4850
DIPCADES(-2)	0,3510	0,1637	2,1445	0,0356
DICRM	-0,4300	0,1322	-3,2530	0,0018
Adjusted R-squared	0,2320	Schwarz criterion		-7,0858
Durbin-Watson stat	0,6339	F-statistic***		11,5702
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,9128	F-statistic***		37,4549

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02
Included observations: 71 after adjusting endpoints
Newey-West HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0006	0,0012	-0,5171	0,6068
DIPCADES(-2)	0,3352	0,1501	2,2330	0,0288
DICRP	-0,2581	0,0726	-3,5547	0,0007
Adjusted R-squared	0,2669	Schwarz criterion		-7,1323
Durbin-Watson stat	0,6432	F-statistic***		13,7397
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,3392	F-statistic***		36,1860

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02
Included observations: 71 after adjusting endpoints
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0002	0,0008	-0,2605	0,7953
DIPCADES(-2)	0,2491	0,0682	3,6530	0,0005
DICRMM	-0,0925	0,0154	-6,0067	0,0000
Adjusted R-squared	0,5346	Schwarz criterion		-7,5867
Durbin-Watson stat	0,9422	F-statistic***		41,2002
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,0971	F-statistic***		15,7018

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02
Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0000	0,0005	0,0561	0,9554
DSELICM(-1)	0,7903	0,0672	11,7668	0,0000
Adjusted R-squared	0,6410	Schwarz criterion		-7,9871
Durbin-Watson stat	1,6612	F-statistic***		138,4569
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,7391	F-statistic		1,4303

Sample (adjusted): 2000:04 2006:02
Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0004	-0,1434	0,8864
DSELICM(-1)	0,7060	0,0696	10,1377	0,0000
DICCK	-0,0496	0,0109	-4,5682	0,0000
DICCK(-2)	-0,0299	0,0122	-2,4459	0,0171
Adjusted R-squared	0,7456	Schwarz criterion		-8,1456
Durbin-Watson stat	2,0062	F-statistic***		69,3891
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,6462	F-statistic		1,7423

Sample(adjusted): 2000:03 2006:02
Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0005	-0,1592	0,8740
DSELICM(-1)	0,7329	0,0689	10,6360	0,0000
DICS(-1)	-0,0025	0,0007	-3,4160	0,0011
Adjusted R-squared	0,7103	Schwarz criterion		-8,0763
Durbin-Watson stat	1,4950	F-statistic***		88,0342
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	1,2356	F-statistic**		3,8655

Newey-west HAC standard errors & covariance (lag truncation = 3)

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0005	-0,1368	0,8916
DSELICM(-1)	0,7329	0,0484	1.515.202,0000	0,0000
DICS(-1)	-0,0025	0,0013	-1.964.212,0000	0,0535

Sample (adjusted): 2000:03 2006:02
Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	-0,0001	0,0004	-0,2201	0,8265
DSELICM(-1)	0,6985	0,0646	10,8102	0,0000
DICA	-0,0342	0,0128	-2,6678	0,0095
DICA(-1)	-0,0437	0,0137	-3,1884	0,0022
Adjusted R-squared	0,7520	Schwarz criterion		-8,1870
Durbin-Watson stat	1,9488	F-statistic***		72,7718
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	0,9172	F-statistic		2,2182

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02
Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0002	0,0005	0,4276	0,6702
DSELICM(-1)	0,7833	0,0733	10,6796	0,0000
DICRM	-0,3900	0,1642	-2,3755	0,0201
DICRM(-1)	0,5066	0,1534	3,3018	0,0015
Adjusted R-squared	0,6798	Schwarz criterion		8,0165
Durbin-Watson stat	1,6785	F-statistic***		55,4841
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	1,6503	F-statistic		1,0123

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02
Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0001	0,0005	0,2279	0,8204
DSELICM(-1)	0,7793	0,0755	10,3191	0,0000
DICRP	-0,2186	0,0858	-2,5468	0,0129
DICRP(-1)	0,2655	0,0796	3,3352	0,0013
Adjusted R-squared	0,6796	Schwarz criterion		-8,0159
Durbin-Watson stat	1,6718	F-statistic***		55,4406
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic	1,4123	F-statistic		1,0839

Sample (adjusted): 1999:09 2006:02
Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Prob.
C	0,0000	0,0005	-0,0962	0,9236
DSELICM(-1)	0,6188	0,0946	6,5408	0,0000
DICRMM	-0,0342	0,0137	-2,4940	0,0148
Adjusted R-squared	0,6640	Schwarz criterion		8,0109
Durbin-Watson stat	1,5468	F-statistic***		77,0933
White heteroskedasticity test:		Breusch-godfrey serial correlation LM test:		
F-statistic*	2,3075	F-statistic**		3,6667

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,0000	0,0005	-0,0963	0,9235
DSELICM(-1)	0,6188	0,1092	5,6647	0,0000
DICRMM	-0,0342	0,0182	-1,8771	0,0644

Newey-west HAC standard errors & covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,0000	0,0006	-0,0799	0,9365
DSELICM(-1)	0,6188	0,0966	6,4087	0,0000
DICRMM	-0,0342	0,0219	-1,5595	0,1231

***, ** e * são rejeitados ao grau de 1%, 5% e 10% de significância estatística, respectivamente. Foram aceitos os testes ao nível mínimo de confiança de 90%.