

Credibilidade das metas de inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro*

Helder Ferreira de Mendonça[§]

RESUMO

O regime de metas de inflação introduzido no Brasil em junho de 1999 tem como principal característica o anúncio oficial dos limites de flutuação da taxa de inflação anual. Este artigo apresenta um índice de credibilidade para as metas inflacionárias e verifica em que medida a meta de inflação anunciada e a expectativa do mercado para a inflação determinam o nível de credibilidade.

Palavras-chave: metas inflacionárias, credibilidade, expectativas sobre inflação, economia brasileira.

ABSTRACT

The main characteristic of the inflation targeting regime introduced in Brazil in June of 1999 is the announcement of official target ranges for the annual inflation rate. This paper offers a credibility index for inflation targets and verifies how the announced inflation target and the market's expectation for inflation explain the level of credibility.

Key words: inflation targets, credibility, inflation expectation, Brazilian economy.

JEL classification: E31, E52.

* Agradeço aos profícuos comentários realizados por um parecerista anônimo desta Revista. Possíveis erros e omissões são de exclusiva responsabilidade do autor.

§ Professor do Departamento de Economia da UFF e Pesquisador do CNPq.

Recebido em novembro de 2002. Aceito em agosto de 2003.

1 Introdução

O estudo sobre a credibilidade da condução da política monetária tem recebido grande atenção dos economistas desde a contribuição de Kydland e Prescott (1977) para a literatura econômica. Na perspectiva destes autores, a utilização de regras para a condução da política monetária representa a melhor solução para que a política atual seja consistente com a política de equilíbrio futura. Em outras palavras, o uso de regras representa o melhor mecanismo para atenuar os problemas advindos de inconsistência temporal. Barro e Gordon (1983) deram continuidade à análise efetuada pelos autores supracitados salientando a importância da reputação como forma de disciplinar a condução da política monetária. Sob esta interpretação, a persistência da inflação é atribuída à perda de reputação do governo devido ao não cumprimento dos acordos previamente firmados com a sociedade.

O conceito **credibilidade** pode ser entendido como o nível de confiança que os agentes econômicos depositam na exequibilidade de uma política anunciada ser implementada e ser 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, o banco central ao longo de sua história obteve êxito no combate à inflação (o que implica conquista de reputação), os agentes acreditam que o banco central terá sucesso no controle da inflação futura, o que, por sua vez, denota alto grau de credibilidade.

De forma diferente de simples regras políticas, as metas para a inflação permitem flexibilidade suficiente ao banco central para tomar a decisão política mais adequada para o alcance da meta anunciada. Na prática, a regra política antiinflacionária mais utilizada tem sido o anúncio de bandas para a inflação. Uma banda mais larga implica maior flexibilidade e maior probabilidade da meta ser alcançada. Não obstante, há um enfraquecimento para a formação de expectativas. Se houver falta de credibilidade, o público incorpora às expectativas o limite superior da banda, o que implica mais tempo para o alcance da busca da estabilidade de preços. (Brunilla e Lahdenperä, 1995)

Na análise sobre metas inflacionárias uma alta credibilidade operacional do regime é conseqüência da demonstração de competência do banco central na condução da política monetária em busca da meta anunciada.¹ Recentemente, neste periódico, Sicsú (2002) desenvolveu um índice de credibilidade para o regime de metas de inflação introduzido

1 Para uma leitura sobre a “credibilidade operacional” e “credibilidade política” do regime de metas de inflação, ver Andersson e Berg (1995).

no Brasil. Nesse sentido, o objetivo deste artigo é apresentar uma versão revisada desse índice de credibilidade, e verificar em que medida a meta de inflação anunciada e as expectativas da inflação interferem na obtenção do índice. Além desta introdução, o artigo é constituído de mais três seções: na segunda seção é apresentada a metodologia utilizada na elaboração do índice de credibilidade para as metas de inflação no Brasil; na terceira seção são identificadas regularidades empíricas da relação índice de credibilidade X meta de inflação X inflação esperada; por último, são apresentadas as conclusões do artigo.

2 Um índice de credibilidade

Conforme apontado por Sicsú (2002, p. 3),

“Se um objetivo de política econômica é crível, isto significa que o mercado acredita que pode ser alcançado. Então, uma meta de inflação para um determinado período é plenamente crível se é igual à expectativa de inflação do mercado para o mesmo período, sendo o contrário verdadeiro: se a expectativa de inflação do mercado está bastante distante da meta de inflação do banco central, isto significa que tal objetivo de política econômica carece de credibilidade.”

O índice desenvolvido pelo autor sobredito apresenta variação entre $]-\infty, 100]$. Quando o índice tende a 100, isto significa que há total expectativa do mercado no alcance da meta central. Por outro lado, quando o índice torna-se negativo, o mercado espera que os limites para a flutuação da inflação não serão respeitados e, por conseguinte, o mercado está convencido de que a meta não será obtida.

Ainda que a idéia supradita esteja correta, o limite inferior para o índice mostra-se inadequado para sua aplicabilidade em análises futuras envolvendo variáveis macroeconômicas. Com o objetivo de eliminar a imprecisão mencionada e atender à definição de credibilidade da política monetária feita por Cukierman e Meltzer (1986, p. 1108) - *“the absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans”* - foi elaborado um índice de credibilidade (IC) da política monetária que leva em conta os desvios da inflação esperada em relação à meta central de inflação (π_t), mas que se encontra normalizado entre 0 e 1. Destarte,

$$IC = \left. \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{tMIN}^* < E(\pi) < \pi_{tMAX}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{tMAX}^* \quad \text{ou} \quad E(\pi) \leq \pi_{tMIN}^* \end{array} \right\}$$

O Brasil adotou o regime de metas de inflação em junho de 1999 tendo como principal característica a adoção de uma meta central para inflação (variação do IPCA) admitindo-se desvios de dois pontos percentuais para cima ou para baixo.² Com o objetivo de captar a essência da estratégia implementada, o índice de credibilidade possui valor igual a 1 quando a inflação anual esperada ($E(\pi)$) é igual à meta central e decresce de forma linear à medida que a expectativa inflacionária se desvia da meta anunciada. Assim, o índice de credibilidade apresenta valor entre 0 e 1 estritamente se a inflação esperada encontra-se dentro dos limites máximo e mínimo (π_t^*) estabelecidos para cada ano e assume valor zero quando a inflação esperada ultrapassa um desses limites.

Com base na metodologia acima foi mensurada a credibilidade para as metas inflacionárias levando em conta as informações disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil sobre as expectativas do mercado para a inflação (com início em janeiro de 2000) e as respectivas metas anuais.³ Essas informações têm frequência diária (semana de 5 dias) totalizando 740 observações até 1 de novembro de 2002. A evolução do índice pode ser visualizada por meio da Figura 1.

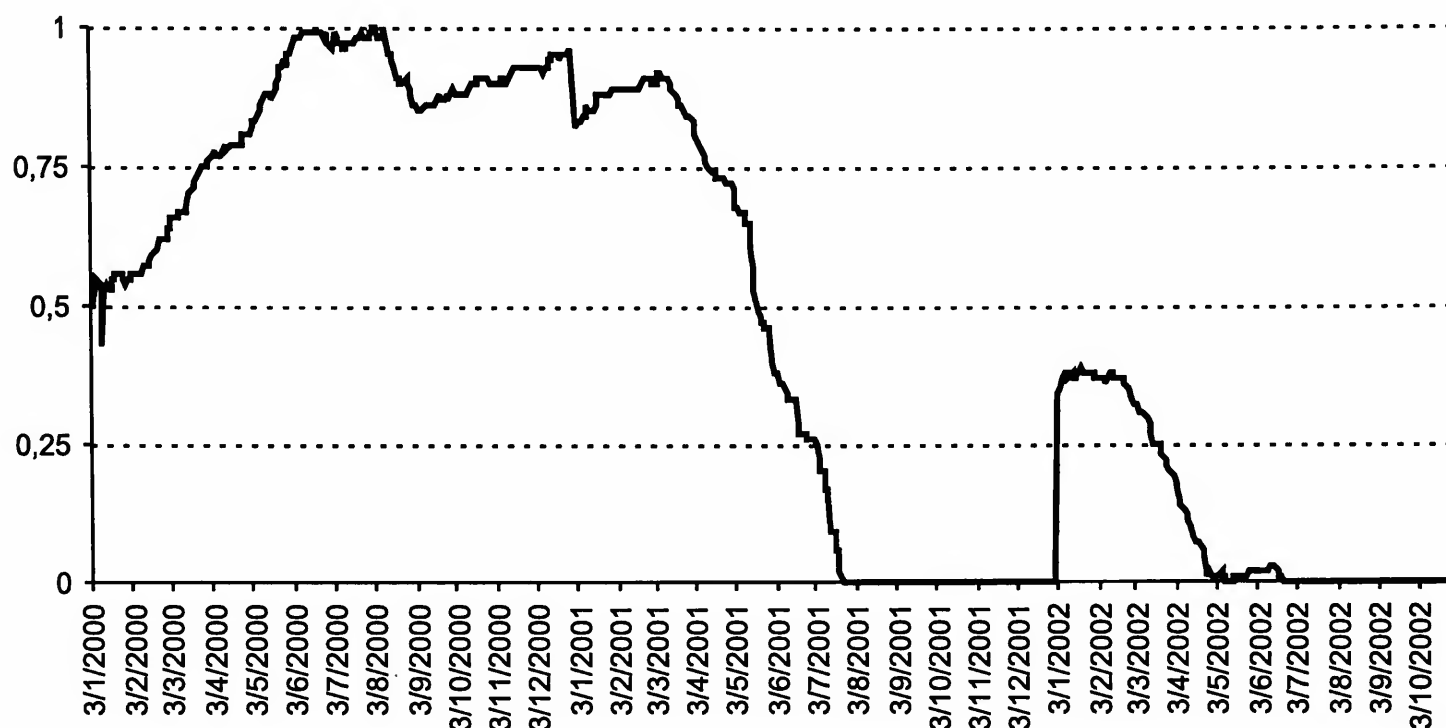
Em geral, observa-se que o índice de credibilidade apresentou um bom comportamento para o ano 2000. Ainda no mês de março o índice ultrapassou o nível de 0,75 e continuou se elevando até que a partir do início do mês de maio mostrou-se estável, variando entre 0,85 e 1. A mesma performance não é observada para os anos subsequentes. O sucesso alcançado no ano 2000 fez com que o início do ano 2001 fosse caracterizado por um alto nível de confiança do mercado na consecução da meta anunciada. Não obstante, o alto índice obtido dissipou-se rapidamente. A combinação de três elementos básicos - o anúncio do racionamento de energia elétrica, a crise que se anunciava na Argentina, e a queda na

2 Para uma análise sobre o regime de metas de inflação adotado no Brasil, ver de Mendonça (2001).

3 Para o ano 2000, a meta foi fixada em 6%, com intervalo de tolerância de $\pm 2\%$; para o ano 2001, a meta foi fixada em 4%, com intervalo de $\pm 2\%$; e em 2002, a meta corresponde a 3,5%, com intervalo de $\pm 2\%$.

atividade econômica mundial - fez com que o índice de credibilidade fosse nulo a partir de 23 de julho.

Figura 1
Evolução da Credibilidade



Conforme pode ser observado na Figura 1, o índice de credibilidade no ano 2002 em nenhum momento apresentou um nível satisfatório. Apesar do início de cada ano representar uma nova oportunidade para o alcance da meta anunciada, o insucesso observado no ano de 2001 fez com que o mercado trabalhasse com uma expectativa inferior a 39% das chances do Banco Central do Brasil auferir a meta de 3,5%. No meado de abril a credibilidade encontrava-se muito próxima de zero e tornou-se nula a partir de junho. A instabilidade na bolsa americana, os prejuízos em bônus corporativos de empresas dos EUA e o histórico recente da crise Argentina afugentaram os investidores dos títulos dos países emergentes, fazendo com que o risco do País aumentasse de forma significativa. Como consequência, houve uma grande demanda dos investidores por dólares para enviar recursos para fora do País. Um outro elemento não desprezível refere-se ao caráter especulativo que se manifestou durante o período das eleições presidenciais. O resultado da combinação desses efeitos adversos foi uma acentuada desvalorização cambial, que culminou com o niilismo do mercado para o cumprimento da meta de inflação.

3 Resultados empíricos

A análise efetuada na seção anterior mostra o comportamento do índice de credibilidade para as metas de inflação ao longo do tempo. Uma questão fundamental a ser analisada é qual a importância relativa dos dois principais componentes (expectativa da inflação e meta de inflação) para o índice de credibilidade. Em outras palavras, depois de transcorrido o período que o Banco Central do Brasil possui para o alcance da meta anunciada (um ano) é importante avaliar se sua variação é explicada, em grande medida, pela meta anunciada (o que revela alta credibilidade) ou se a expectativa da inflação é crucial na determinação do índice (situação de baixa credibilidade). Com esse objetivo é feito uma análise com base em um modelo de vetor auto-regressivo (VAR) a partir dos dados utilizados na elaboração do índice apresentado.

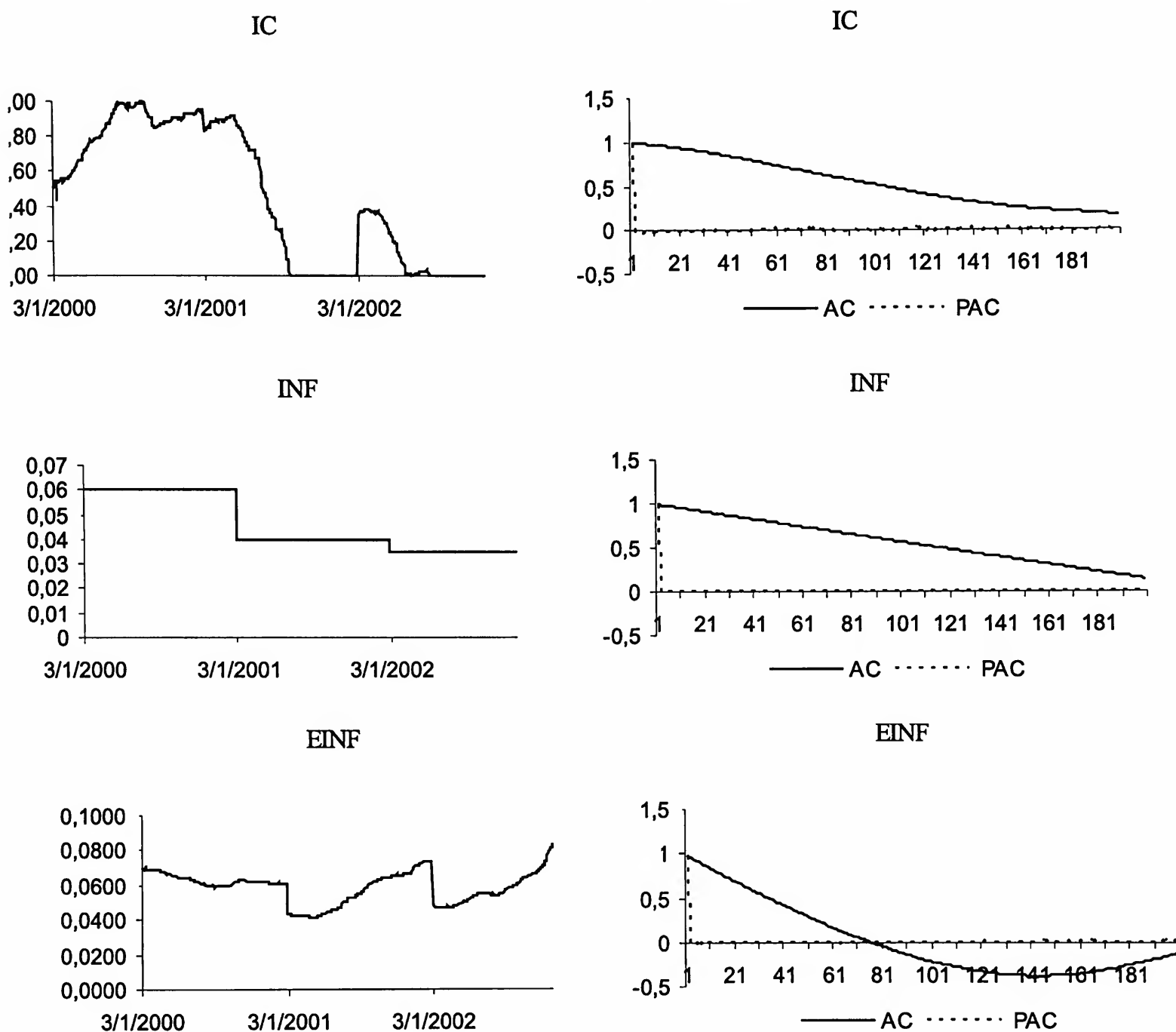
Para que se possa fazer uso de um VAR é necessário que as séries utilizadas sejam fracamente estacionárias.⁴ Assim, uma primeira condição a ser avaliada consiste em verificar se as séries índice de credibilidade (IC), meta de inflação (INF), e expectativa de inflação (EINF) possuem raiz unitária. Por meio de inspeção gráfica dos correlogramas dos valores originais das séries supracitadas (vide Figura 1) verifica-se que na maioria das séries os coeficientes de autocorrelação simples declinam de forma lenta e gradual à medida que o número de defasagens aumenta.⁵ Logo, observa-se que os valores atuais dependem fortemente dos valores passados, o que sugere a existência de raiz unitária.

Com o objetivo de testar a existência ou não de raiz unitária das séries supracitadas foi realizado o teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) e o teste Phillip-Perron (PP). O procedimento básico para a realização dos testes desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979, 1981) consiste em regredir uma série (H_t) contra seus valores defasados de um período (H_{t-1}). Em seguida, é testada a significância estatística do parâmetro associado a H_{t-1} . Dado que na maioria das vezes os resíduos são autocorrelacionados, o teste ampliado de Dickey-Fuller incorpora à equação especificada as primeiras diferenças (p) de ΔH_t de forma que os resíduos tornem-se um ruído branco (média zero, variância constante, e ausência de autocorrelação serial). Logo, a equação que possui constante e tendência tem a seguinte especificação: $\Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + \eta_1 \Delta H_{t-1} + \eta_2 \Delta H_{t-2} + \dots + \eta_{p-1} \Delta H_{t-p+1} + s_t$.

4 Em um modelo VAR o valor corrente de uma variável y_t é explicado por seus próprios valores defasados e por valores defasados da variável x , adicionados a um termo estocástico ϵ_t . De forma análoga, o valor de x_t é explicado por seus valores defasados, pelos valores defasados de y_t e por um termo μ_t . É admitido que o termo estocástico tem média zero, variância constante σ_μ^2 e que não apresenta correlação serial. Portanto, será considerado na análise apenas regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão.

5 Os coeficientes de autocorrelação simples seguem aproximadamente uma distribuição normal com média zero e variância $1/n$ e erro padrão $1/n^{1/2}$, onde n é o número de observações.

Figura 1
Evolução e Correlograma das Séries



Uma aplicação satisfatória do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller implica a necessidade de que a série testada não possua problema de autocorrelação serial, heteroscedasticidade, mudança estrutural ou sazonalidade. Com o objetivo de considerar os problemas de heteroscedasticidade e dependência serial, Phillips e Perron (1988) elaboraram um teste de raiz unitária que realiza ajustes não paramétricos nas estatísticas obtidas com o teste DF. Nesse sentido, a estatística do teste, $PP(t)$, para a estimativa do parâmetro ρ nas especificações:

$$\Delta H_t = \gamma H_{t-1} + u_t; \quad \Delta H_t = \alpha + \gamma H_{t-1} + v_t, \quad \Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + s_t;$$

sendo $\Delta H_t = H_t - H_{t-1}$ e $\gamma = \rho - 1$, é definida como:

$$PP(t) = \frac{\gamma_0^{1/2} t_\rho}{\lambda} - \frac{(\lambda^2 - \gamma_0) n s_\rho}{2\lambda S} \quad \text{onde,}$$

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j, \quad \gamma_j = n^{-1} \sum_{t=j+1}^n \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}, \quad S = \left(\frac{n}{n-k-1} \gamma_0\right)^{1/2}$$

t_ρ e s_ρ são, respectivamente, a estatística t e o erro padrão do ρ estimado associado a H_{t-1} . S é o erro padrão da estimativa da equação do teste, q o número de defasagens, k o número de variáveis incluídas na equação do teste, e n o tamanho da amostra.⁶

Conforme pode ser observado por meio dos resultados apresentados na Tabela 1, tanto o teste ADF quanto o teste PP indicam a aceitação da hipótese nula (séries não estacionárias) para os valores originais das séries. Por outro lado, em relação às primeiras diferenças a hipótese nula é rejeitada para todas as séries ao nível de significância de 1% (vide Tabela 1). Portanto, as três séries são integradas de primeira ordem, isto é, I(1).

Tabela 1
Testes de Raiz Unitária (ADF e PP)

Séries	Def.	Teste ADF	Teste PP
IC	7	-0,9235	-0,8338
Δ IC	6	-7,9306*	-27,0518*
INF	0	-1,4512	-1,4574
Δ INF	0	-27,1477*	-27,1477*
EINF	0	0,2861	0,2360
Δ EINF	0	-26,6619*	-26,7169*

Nota: O número de defasagens aplica-se apenas ao teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF). O critério para a seleção das defasagens segue o procedimento do geral para o específico.⁷ Teste Phillips-Perron (PP) - o "lag truncation" para Bartlett kernel foi 6. Os valores críticos são -2,5685 e -1,9398 ao nível de significância de 1% e 5%, respectivamente. Não foi utilizado constante ou tendência para as séries. (*) denota rejeição da hipótese nula.

6 Os valores críticos para a estatística são os mesmos dos testes de Dickey-Fuller.

7 Inicia-se com uma defasagem arbitrariamente elevada, que é reduzida de forma gradativa até alcançar a melhor estrutura (ruídos "branqueados"). (Dolado, Jenkinson, Sosvilla-Rovera, 1990).

Os resultados obtidos no teste de raiz unitária indicam que o uso do VAR é adequado e que é possível verificar se as séries são co-integradas. Antes de analisar a relação de longo prazo entre as variáveis é preciso definir a ordem do VAR. Para tanto, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC). Observa-se que ambos os critérios indicam que o modelo adequado corresponde àquele sem constante e com cinco defasagens (vide Tabela 2).

Tabela 2
Critério de AIC e SIC para Ordem do VAR

Def.	Com constante		Sem constante	
	AIC	SIC	AIC	SIC
1	11.096,04	11.096,11	11.060,53	11.060,59
2	11.082,71	11.082,84	11.053,34	11.053,45
3	11.072,54	11.072,72	11.050,86	11.051,03
4	11.062,66	11.062,90	11.043,13	11.043,36
5	11.053,06	11.053,36	11.036,81	11.037,09
6	11.050,86	11.051,23	11.039,72	11.040,05
7	11.112,43	11.112,84	11.101,46	11.101,85
8	11.170,67	11.171,14	11.162,44	11.162,90

Na Tabela 3 são apresentados os resultados do teste de co-integração proposto por Johansen (1991). Os resultados apresentados para o teste de razão de verossimilhança (teste LR) com base na significância dos autovalores estimados indicam que a estatística do traço⁸ rejeita a hipótese de não co-integração (ao nível de significância de 5%), mas não a hipótese de que há mais de uma relação de co-integração.

Tabela 3
Teste de Co-integração de Johansen

Hipótese nula	Autovalor	Traço	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
$R = 0^*$	0,035568	31,08270	29,68	35,65
$R \leq 1$	0,005558	4,50046	15,41	20,04
$R \leq 2$	0,000558	0,40935	3,76	6,65

OBS: * denota rejeição de H_0 ao nível de significância de 5%. Os valores críticos foram tabulados por Osterwald-Lenum (1992).

8 λ traço – a hipótese nula corresponde ao número de vetores co-integrantes ser igual a r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores co-integrantes é maior que r .

Como as séries são co-integradas e, portanto, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, isto não impede que no curto prazo possa haver desequilíbrio. Assim, para que a relação seja explicitada de forma mais adequada torna-se necessário incorporar ao modelo esse desequilíbrio. Uma maneira de ajustar o problema consiste em incluir os valores prévios dos resíduos (u_{t-1}) no modelo expresso em termos das primeiras diferenças das séries envolvidas. Tal especificação é conhecida como modelo de correção de erro (MCE). A estimativa para IC é dada por:

$$\Delta IC_t = 0,0005 + 23,1339\Delta INF_t - 18,7473\Delta EINF_t + 0,0088u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$(1,6710) \quad (43,9537) \quad (-55,0027) \quad (4,0288)$$

$$R^2 = 0,807, F = 1.022,057, DW = 1,7066.$$

Deve-se ressaltar que o termo de correção de erros (u_{t-1}) é estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 1%, indicando a existência de desequilíbrio de curto prazo. Dessa forma, observa-se que o uso das primeiras diferenças contribuiu para eliminar o efeito comum da tendência sobre as séries, e melhorou-se o problema da perda de informações relevantes ao incorporar-se o termo de correção de erros.

Assumindo-se que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky, isto implica que o ordenamento das variáveis é de crucial importância para a análise da decomposição da variância. Com o objetivo de verificar o possível efeito da meta de inflação e da expectativa de inflação sobre o índice de credibilidade, a ordenação adequada para análise é dada por: meta de inflação, expectativas de inflação, e índice de credibilidade. Ademais, conforme pode ser observado pelo teste de precedência temporal de Granger (1969)⁹ - Tabela 4 - a ordem das séries para descrever o comportamento dinâmico e os efeitos de um choque para uma das variáveis endógenas ao VEC mostra-se adequada.

9 O teste de Granger avalia se uma série de tempo X_t "causa" outra série Y_t , se esta for prevista de forma mais adequada pelos valores passados de X_t , e por outras variáveis relevantes, inclusive valores passados do próprio Y_t .

Tabela 4
Teste de Precedência Temporal de Granger

VAR(5)		
Hipótese Nula:	Estatística-F	Probabilidade
INF não Granger causa IC*	1,96117	0,08232
IC não Granger causa INF	0,00409	1,00000
EINF não Granger causa IC**	3,23163	0,00681
IC não Granger causa EINF	0,73390	0,59816
EINF não Granger causa INF	0,01357	0,99994
INF não Granger causa EINF	0,81203	0,54121

Obs: **, e * denotam rejeição de H_0 ao nível de significância de 1% e 10% respectivamente.

De acordo com o teste de Granger efetuado, observa-se que tanto o índice de credibilidade quanto a expectativa da inflação não implicam “causalidade” sobre a meta de inflação com um nível de confiança de 99%. Em relação ao fato de o índice de credibilidade e das metas de inflação apresentarem alguma “causalidade” sobre as expectativas de inflação, o teste não evidencia um resultado robusto que confirme essa possibilidade. Por outro lado, o resultado do teste sumariado na Tabela 4 mostra que há “causalidade” da meta de inflação (significância de 90%) e da inflação esperada (significância de 99%) para o índice de credibilidade.

A Tabela 5 mostra a explicação da variância da meta de inflação, expectativa de inflação, e índice de credibilidade com 1200 observações, isto é, é considerado na análise um período de 5 anos. Os resultados obtidos revelam que, com exceção do primeiro ano, a principal variável para a explicação da variância da série INF se refere à expectativa da inflação (média de 72% - considerando-se o intervalo entre o segundo e o quinto ano). Este resultado não é surpreendente, uma vez que, na maioria das vezes, as metas são definidas (ou alteradas) de forma que elas sejam compatíveis com o que os agentes consideram como capaz de ser alcançado. Também é observado que após o primeiro ano a importância relativa da própria série na explicação de sua variância se reduz de forma significativa, contudo, a meta de inflação é responsável por cerca de 19% da variância no quinto ano. Por outro lado, apesar do incremento na participação do índice de credibilidade depois do primeiro ano, sua importância é limitada ao máximo de 14% no terceiro ano.

Tabela 5
Decomposição da Variância

	Período	INF	EINF	IC
INF	1	59,40710	35,56014	5,03275
	2	11,31373	75,32751	13,35876
	3	11,57786	74,34673	14,07540
	4	15,87036	70,41782	13,71182
	5	18,72751	67,87077	13,40172
EINF	1	38,61944	48,61591	12,76465
	2	17,13163	64,83226	18,03611
	3	19,60743	65,15808	15,23449
	4	21,00002	64,91445	14,08553
	5	21,70760	64,74554	13,54686
IC	1	27,85162	48,05518	24,09320
	2	24,59737	58,85482	16,54781
	3	23,52277	61,89085	14,58638
	4	23,04889	63,16917	13,78194
	5	22,81140	63,79662	13,39198

Nota: Ordem das séries - INF, EINF, e IC. Periodicidade anual.

A análise da variância da expectativa da inflação revela que além da própria expectativa inflacionária ser muito expressiva (61%), a meta de inflação é relevante (24%) e o índice de credibilidade não é desprezível (15%).¹⁰ Este é um resultado importante, pois sugere que a meta de inflação e a credibilidade mostram-se expressivas na formação da expectativa do mercado. Por fim, considerando-se a média dos resultados, observa-se que a variância do índice de credibilidade tem como principal elemento para explicá-la a expectativa da inflação (59%), cabendo à meta de inflação aproximadamente 24% e ao próprio índice 16%. Esta observação implica que as metas de inflação e a credibilidade alcançada são importantes para explicar a variância do índice, mas não são suficientes para colocar as expectativas do mercado em relação à inflação em um segundo plano.

4 Considerações finais

Conforme pôde ser observado ao longo deste trabalho, a equivalência entre o que o banco central anuncia como meta e a expectativa dos agentes corresponde a uma elevada

¹⁰ Os valores em percentual entre parênteses se referem à média dos cinco anos.

credibilidade na condução da política monetária. As evidências empíricas encontradas para o caso brasileiro recente ratificam a importância das expectativas inflacionárias do mercado para o índice de credibilidade das metas. Essa não é uma informação desimportante, pois a divergência entre a meta anunciada e a inflação esperada pelo mercado em 2001 e 2002 pode eliminar a reputação obtida pelo Banco Central do Brasil oriunda da consecução das metas em 1999 e 2000.

É diante do risco de haver uma perda de credibilidade definitiva na estratégia de metas de inflação adotado no Brasil que o Banco Central decidiu fazer alterações na meta e na banda de flutuação da inflação para os anos de 2003 e 2004. A meta central de inflação de 2003 alterou-se de 3,25% para 4% (um exemplo prático de como as expectativas de inflação interferem na determinação das metas) e a de 2004 foi fixada em 3,75%. Além dessas mudanças, a margem de erro para o alcance das metas foi alterada de 2% (para cima ou para baixo) para 2,5%.

Os resultados encontrados indicam que a estratégia de metas de inflação, tal como foram introduzidas no Brasil (sem cláusulas de escape), não se mostraram capazes de se sustentar diante de choques de oferta e da volatilidade da taxa de câmbio. A média anual do índice de credibilidade reflete uma baixa credibilidade no período recente. No ano 2000 a credibilidade média correspondia a 0,83, em 2001 o valor médio do índice sofreu uma redução para 0,36, e finalmente em 2002 (dados até 1 de novembro) o índice médio foi de apenas 0,11. Nesse sentido, é importante que esta âncora nominal sofra as devidas alterações de forma que o Banco Central do Brasil recupere sua reputação no controle da inflação para que possa obter credibilidade.

Referências bibliográficas

- Andersson, K.; Berg, C. The inflation target in Sweden. *In: Haldane, A. G. (ed.), Targeting inflation.* Bank of England, 1995, p. 207-225.
- Barro, R. J.; Gordon, D. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland, 12, p. 101-121, 1983.
- 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.
- Cukierman, A.; Meltzer, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, v. 54, n. 5, p. 1099-1128, September 1986.

de Mendonça, H. F. Metas de inflação: uma análise preliminar para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 1, p. 129-158, janeiro-março, 2001.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, p. 1057-1072, 1981.

Dolado, J.; Jenkinson, T.; Sosvilla-Rovera, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, p. 249-273, 1990.

Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, p. 424-438, 1969.

Johansen, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, p. 1551-1580, 1991.

Kydland, F. E.; Prescott, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economic*, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

Phillips, P. C. B.; Perron, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346, 1988.

Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 461-472, 1992.

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, out./dez. 2002.