

MODELO PARA PREVISÃO DE INFLAÇÃO*

Leonardo Mello de Carvalho**

José Ronaldo de Castro Souza

Júnior**

Esta nota técnica reporta os resultados da estimação de um modelo para previsão de inflação do Brasil. O modelo é de pequena escala, e sua especificação tem como base Svensson (2000). Devido às várias quebras estruturais ocorridas na economia brasileira, tornando o período amostral restrito, decidiu-se pela elaboração de um modelo com periodicidade mensal.

Primeiramente são estimadas equações para as expectativas de inflação, que apresentam um papel fundamental na dinâmica da inflação. Depois, estima-se uma equação para a estrutura a termo da taxa de juros. Com base nesses resultados, estima-se a curva IS, isto é, a relação entre hiato do produto e taxa de juros e, em seguida, as equações que representam a curva de Phillips — a relação entre hiato do produto e inflação. Por último, a estatística Theil-u será utilizada para analisar a capacidade de previsão do modelo. Além desse critério, serão realizados testes de ajuste com base em simulações dinâmicas dentro da amostra.

EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO¹

a) Doze meses à frente

A expectativa de inflação 12 meses à frente foi modelada como função da política monetária, da meta de inflação definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) para os próximos 12 meses,² de uma variável que representa o “risco país”, da própria expectativa de inflação do período anterior, da dinâmica da taxa de câmbio e da inflação corrente. A equação abaixo apresenta os resultados da estimação e os valores calculados da estatística t para cada coeficiente entre parênteses:

$$\hat{\pi}_t^{\text{exp12}} = 1,354 - 0,103 I_{t-2} + 0,336 M_t + 0,002 sp_{t-2} + 0,600 \pi_{t-1}^{\text{exp12}} + 1,578 (e_t - e_{t-3}) + 0,040 \pi_t$$

(2,45)
(-2,84)
(4,58)
(4,66)
(9,09)
(1,77)

(6,50)

$$\bar{R}^2 = 0,97$$

onde:

I = taxa nominal de juros Selic – efetiva (% a.a.);

M = meta de inflação para os próximos 12 meses;

* Os autores agradecem a Fabio Giambiagi, Paulo Levy e Roberto Messenberg pelas diversas sugestões de aperfeiçoamentos feitas. Naturalmente, a responsabilidade pelo conteúdo do texto é exclusivamente dos autores.

** Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea.

1. Cerisola e Gelos (2005) fazem uma discussão detalhada sobre expectativas de inflação no Brasil.

2. Essas metas do CMN foram ajustadas nos períodos em que o Bacen alterou formalmente, por meio de carta aberta, a meta a ser perseguida devido a ocorrências de choques adversos.

sp = ln do “risco país” medido pelo EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*);

π = taxa de inflação (IPCA) mensal anualizada;

e = ln da taxa de câmbio nominal.

Com base nos resultados da estimação, pode-se verificar alguns pontos importantes com relação à formação das expectativas de inflação. Em primeiro lugar, o coeficiente significativo da variável defasada indica que o ajustamento das expectativas em função de choques nas variáveis explicativas ocorrerá de forma gradual. Por outro lado, a presença da taxa corrente de inflação como variável explicativa é um fator que contribui para o aumento da volatilidade das expectativas.

Cumpra também destacar o papel de “âncora” exercido pela política de metas de inflação. De certa forma, pode-se interpretar esta variável (M) como uma medida da credibilidade do Bacen junto aos agentes. Em um caso extremo, onde a credibilidade fosse máxima, as expectativas seriam exatamente iguais às metas de inflação.

Outro instrumento relevante na formação das expectativas é a taxa de juros Selic. Apesar de a relação entre essas variáveis muitas vezes parecer ambígua, está clara a importância da política monetária como um sinalizador do comprometimento da autoridade monetária com a política de metas de inflação.

Por fim, outro aspecto a ser mencionado é a influência da taxa de câmbio como formadora de expectativas. De acordo com os resultados, a desvalorização acumulada em três períodos da taxa de câmbio influencia de maneira a aumentar a expectativa de inflação 12 meses à frente.

b) Seis meses à frente

A equação para a expectativa de inflação seis meses é similar à de 12 meses, porém, algumas variáveis foram retiradas por não se mostrarem significativas:

$$\hat{\pi}_t^{\text{exp6}} = 0,875 - 0,097 I_{t-2} + 0,396 M_t + 0,002 sp_{t-2} + 0,647 \pi_{t-1}^{\text{exp6}}$$

(1,69) (2,28) (4,46) (6,18) (9,93)

$$\bar{R}^2 = 0,92$$

onde:

I = taxa nominal de juros Selic (% a.a.);

M = meta de inflação para os próximos 12 meses;

sp = ln do “risco país” medido pelo EMBI+.

ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

Devido à simultaneidade existente entre as taxas de juros de curto e longo prazos, a equação da estrutura a termo foi estimada utilizando-se variáveis instrumentais — basicamente, as defasagens das variáveis explicativas e a taxa de câmbio real.

$$\hat{swap}_t^{180} = 0,768 I_t + 0,006 sp_t + 0,742 \pi_t - 4,915 D$$

(13,95) (5,02) (2,06) (-5,37)

$$\bar{R}^2 = 0,93$$

onde:

I = taxa nominal de juros Selic (% a.a.);

sp = ln do “risco país” medido pelo EMBI+;

π = taxa de inflação (IPCA);

D = *dummy* de impulso.

Com relação aos resultados pode-se verificar a forte correlação entre a taxa de juros Selic e o *swap*. Além disso, a variável “risco país” dá uma medida de incerteza que se reflete na estrutura a termo da taxa de juros.

CURVA IS

Um ponto fundamental na estimação da curva IS é a definição da variável “hiato do produto”, que irá medir os desvios da produção em relação a um nível potencial. Neste trabalho, optou-se por utilizar a estimativa de produto potencial de Souza Jr. (2005), feita com base numa combinação entre o método da função de produção e o filtro HP.³ Nesse caso, o hiato é dado pela diferença entre o PIB observado e o PIB potencial. De acordo com a especificação abaixo, o hiato é função de suas próprias defasagens, da taxa real de juros de longo prazo *ex ante*, da taxa de câmbio real e do gasto primário do Governo Central com custeio e capital, representando uma das vias pelas quais a política fiscal atua na demanda agregada. Além disso, devido à grave crise no abastecimento de energia ocorrida no segundo semestre de 2001, foi necessária a inclusão de uma variável *dummy step* para esse período. Em relação aos demais *outliers*, utilizaram-se *dummies* de impulso:

$$\hat{h}_t = 0,257h_{t-2} + 0,232g_{t-3} - 0,164r_{t-6}^{180} + 2,504(q_{t-1}/q_{t-4}) - 1,354RAC - 2,649D + \varepsilon_t$$

(2,83) (4,77) (5,60) (1,44) (3,19) (2,43)

$$\bar{R}^2 = 0,60$$

onde:

h = hiato do produto;

g = gasto primário do Governo Central com custeio e capital (deflacionado pelo IPCA);

r^{180} = taxa real de juros *ex ante* (*swap* de 180 dias deflacionado pela expectativa de inflação seis meses à frente);

q = taxa real de câmbio;

RAC = *dummy* de *step* para o período do racionamento de energia;

D = *dummy* de impulso.

Pela análise da equação estimada, torna-se claro o papel da política monetária através das taxas de juros. Ao definir a taxa nominal de juros, o Bacen influencia os contratos de *swap*, feitos a partir de uma expectativa futura de juros. Esse efeito, captado no modelo pela equação de estrutura a termo, será transmitido pela taxa real de juros *ex ante*, deflacionada pela expectativa de inflação, com uma defasagem de seis meses.

3. A estimativa do produto potencial foi revisada e atualizada pelo próprio autor.

Pode-se ainda captar o efeito não-linear da taxa de câmbio real através da depreciação acumulada em quatro períodos, que afeta de maneira positiva a demanda. Por fim, a variável fiscal apresenta um sinal positivo, como era de se esperar.

CURVA DE PHILLIPS

Os preços livres apresentam uma dinâmica diferente daquela verificada nos preços administrados. Em particular, estes últimos são reajustados na maioria das vezes com base em contratos prévios que são baseados em diferentes critérios de reajuste, o que dificulta a estimação de equações que expliquem seu comportamento. Por isso, optou-se por estimar equações somente para os preços livres e utilizar a média das expectativas do mercado (divulgadas pelo Bacen) para as previsões de inflação dos preços administrados. Ao se analisar os preços livres, por sua vez, também é possível detectar dois componentes com características distintas. Enquanto os chamados comercializáveis (*tradables*), isto é, preços cujos produtos são comercializados internacionalmente, são mais influenciados pelos movimentos do câmbio, dos preços das *commodities* no mercado internacional etc., os chamados não-comercializáveis respondem mais aos movimentos na demanda interna.

Comercializáveis

De acordo com a especificação abaixo, a taxa de inflação dos preços livres comercializáveis depende não só da inflação passada como também da expectativa de inflação futura e dos movimentos cambiais. Portanto:

$$\hat{\pi}_t^c = 0,567 \pi_{t-1}^c + 0,401 \pi_{t-1}^{\text{exp12}} + 0,038 \Delta e_{t-1} + 1,55 D_t + 1,369 D_2$$

(8,23) (3,57) (5,37) (4,56) (3,84)

$$\bar{R}^2 = 0,74$$

onde:

π^c = taxa de inflação dos preços livres comercializáveis (dessazonalizada);

π^{exp12} = expectativa de inflação acumulada 12 meses à frente (mensalizada);

e = ln da taxa de câmbio nominal;

D_i 's = *dummies* de impulso.

Os resultados acima demonstram a importância dos componentes *backward-looking* e *forward-looking* na dinâmica dos preços comercializáveis, traduzidos pela expectativa de inflação 12 meses à frente.

Pode-se verificar que as mudanças na taxa de câmbio nominal afetam os preços dos bens comercializáveis não só diretamente como também indiretamente, devido ao componente inercial e à influência do câmbio nas expectativas inflacionárias.

Não-comercializáveis

Os preços dos bens não-comercializáveis, por sua vez, são mais suscetíveis aos movimentos na demanda interna. Nesse caso, o efeito da variável relacionada ao nível de atividade (o hiato estimado na equação IS) será significativo:

$$\hat{\pi}_t^{nc} = 0,280 \pi_{t-1}^{nc} + 0,352 \pi_{t-2}^{nc} + 0,037 h_{t-1} + 0,435 \pi_{t-1}^{\text{exp12}} + 0,941 D$$

(3,76) (5,27) (2,87) (4,76) (3,29)

$$\bar{R}^2 = 0,90$$

onde:

π^{nc} = taxa de inflação dos preços livres não-comercializáveis (dessazonalizada);

$\pi^{\text{exp}12}$ = expectativa de inflação acumulada 12 meses à frente (mensalizada);

h = hiato do produto;

D = *dummy* de impulso.

Da mesma forma que na equação anterior, vale destacar a influência das expectativas assim como do componente de inércia na formação dos preços dos bens não-comercializáveis.

SIMULAÇÃO DINÂMICA DENTRO DA AMOSTRA

Um dos objetivos deste trabalho é identificar os mecanismos que determinam a dinâmica da taxa de inflação no Brasil. Sejam ou não influenciados por variáveis controladas pela autoridade monetária, a identificação desses mecanismos é de grande relevância no contexto da política de metas de inflação. Essa identificação foi feita através do modelo estimado anteriormente. No entanto, torna-se necessário agora avaliar a capacidade de previsão do modelo estimado, o que será feito com base em dois critérios: simulação dinâmica dentro da amostra e a estatística Theil-u.

Em primeiro lugar, realizou-se um teste de ajuste, com base em uma simulação dinâmica dentro da amostra. Ou seja, tendo como base os valores observados das variáveis exógenas, assim como os coeficientes estimados utilizando-se toda a amostra, simulou-se o modelo a partir de janeiro de 2000 até dezembro de 2005. O conceito de simulação dinâmica refere-se ao fato de que em nenhum momento da simulação as variáveis defasadas são atualizadas por seus valores efetivos. Conforme se observa no Gráfico 1, os resultados mostram um ajuste bastante significativo. Com exceção do período junho-julho de 2000, os valores projetados pelo modelo estão próximos daqueles efetivamente observados.

Em seguida, calculou-se a estatística Theil-u para o modelo. Resumidamente, esse método consiste no seguinte procedimento: define-se um tamanho mínimo de amostra, a partir do qual o modelo será estimado e simulado recursivamente; para cada nova observação, projeta-se a taxa de inflação até 12 passos à frente; em seguida, os erros de previsão em cada passo são comparados com os de um modelo alternativo, definido como um passeio aleatório. A estatística Theil-u é dada pela seguinte fórmula:

$$\text{Theil} - u = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i^{\text{mod}} - Y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i^{\text{naive}} - Y_i)^2}}$$

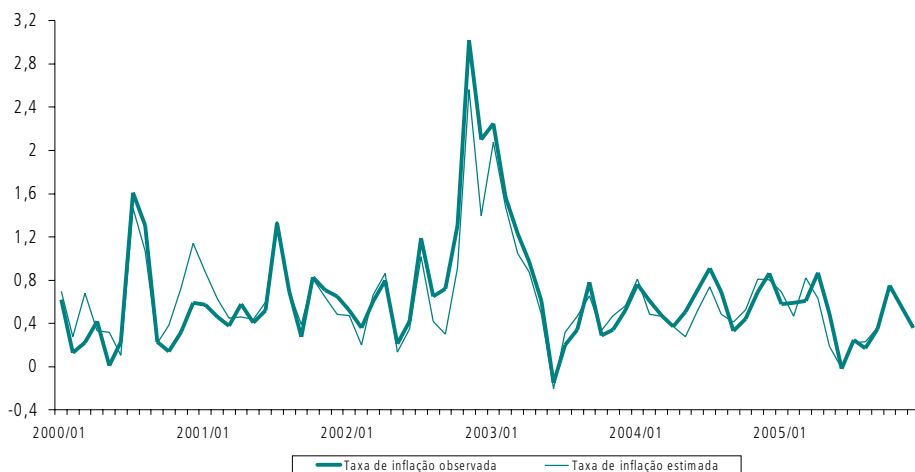
onde:

\hat{Y}^{mod} = variável dependente estimada pelo modelo;

\hat{Y}^{naive} = variável dependente estimada por um modelo de passeio aleatório;

Y = variável observada.

GRÁFICO 1
TAXA DE INFLAÇÃO OBSERVADA VERSUS TAXA DE INFLAÇÃO ESTIMADA
 [em %]



h	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Theil-u	0.51	0.38	0.33	0.39	0.41	0.37	0.33	0.34	0.41	0.46	0.38	0.30

Portanto, valores próximos ou superiores a 1 atestam um baixo poder de previsão do modelo, visto que “erram” mais do que um simples modelo de passeio aleatório. Pela tabela pode-se verificar que o modelo possui uma boa capacidade preditiva em relação ao passeio aleatório e que, quanto maior o horizonte de previsão, menor é o erro do modelo.

PREVISÃO PARA INFLAÇÃO DE 2006

Com base nas previsões deste *Boletim* para o comportamento das taxas Selic e de câmbio e no modelo anteriormente descrito, a previsão para a taxa de inflação de 2006 é 4,4%.

BIBLIOGRAFIA

- CERISOLA, M., GELOS, R. G. *What drives inflation expectations in Brazil? an empirical analysis*. IMF, 2005 (Working Paper, 05/109).
- SOUZA Jr., J. R. C. *Produto Potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.130).
- SVENSSON, L. E. O. *Open-economy inflation targeting*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2000 (Working Paper, 6545).