

# Metas de inflação e mecanismos de transmissão de política monetária: o caso brasileiro

Carlos Eduardo Soares Gonçalves<sup>§</sup>

## RESUMO

Este artigo busca uma corroboração empírica das relações de causalidade entre variáveis consideradas importantes para a determinação da taxa de inflação no novo sistema de metas de inflação adotado pelo Banco Central brasileiro. Busca-se uma racionalidade econômica que justifique a aparentemente lenta trajetória de queda que a autoridade monetária vem imprimindo às taxas de juros básicas na economia.

**Palavras-chave:** metas de inflação, mecanismos de transmissão, taxas de juros.

## ABSTRACT

This paper aims to corroborate the causal relations among the most important explanatory variables that eventually will determine the inflation rate, given the new framework of Inflation Target recently adopted by the Brazilian Central Bank. It seeks a rationale for the apparently slow velocity in the downward movement of the prime interest rates controlled by the central bank.

**Key words:** inflation targeting, transmission mechanism, interest rates

**JEL classification:** E43.

---

<sup>§</sup> Doutorando em Economia do IPE-USP.

Recebido em julho de 2000. Aceito em setembro de 2000.

## 1 Introdução

Após a queda do regime de bandas cambiais, em janeiro 99, a economia brasileira careceu de uma âncora nominal que guiasse as expectativas dos agentes privados quanto à determinação do nível de preços e da taxa de inflação. Em julho do mesmo ano, o governo brasileiro passou então a adotar o regime de metas de inflação, já empregado em países como Inglaterra, Nova Zelândia e Austrália.

Este regime assim como outros tipos de arranjos monetários (câmbio fixo, *currency board* etc.) estão diretamente vinculados a um amplo debate acadêmico iniciado pelo importante trabalho de Kydland e Prescott (1977), no qual os referidos autores chamam a atenção para o problema de inconsistência temporal quando decisões do planejador central *ex-ante* ótimas passam a ser subótimas *ex-post*, e mostram como em regimes discricionários com expectativas racionais a economia atingirá sempre um equilíbrio inferior ao equilíbrio sob regras. Em outro importante artigo desta literatura, Barro e Gordon (1983) mostram que a taxa de inflação de equilíbrio em uma economia onde a autoridade monetária possua poder discricionário será inevitavelmente superior à do regime de regras sem que sejam gerados quaisquer ganhos em termos de emprego. Tal equilíbrio é conhecido na literatura como equilíbrio de *third-best*, e o referido “excesso” de inflação é denominado de viés inflacionário. A consequência direta deste fato é que o bem-estar da sociedade é indubitavelmente superior no regime de regras. O sistema de metas de inflação assim como os arranjos de política monetária que fazem uso de metas intermediárias (moeda, câmbio etc.) objetivam combater os mecanismos de incentivos que levam as economias a equilíbrios com taxas de inflação demasiadamente elevadas.

Neste novo arranjo de política econômica, a própria inflação passa a desempenhar o papel de âncora nominal na economia. Tal sistema naturalmente se opõe aos regimes de metas intermediárias, onde a autoridade monetária fixa, por exemplo, a taxa de expansão de algum agregado monetário que (ao menos em tese) apresente elevada correlação com a taxa de evolução dos preços.

A grande vantagem dos sistemas de metas intermediárias está calcada na facilidade operacional destes arranjos, dada a relativa simplicidade em se controlar, por exemplo, a taxa de expansão de um agregado monetário. Uma desvantagem clara nestes regimes de “regras” é que variáveis reais, como o produto interno e o emprego, por exemplo, podem apresentar elevada variância ante a realização de choques aleatórios não-contingenciados na elaboração da regra.

Além disto, o fato de vários países terem abandonado a estratégia de metas para agregados monetários parece dever-se à não comprovação empírica da relação de causalidade implícita na equação da teoria quantitativa da moeda, fato recorrente em economias com elevada instabilidade na velocidade de circulação da mesma.

Já no caso da utilização das chamadas âncoras cambiais, as experiências de diversos países que empregaram sistemas cambiais fixos ou “quase-fixos”, na década de 90, não parecem muito alentadoras. Como mostram os modelos de primeira e segunda geração na literatura de ataques especulativos,<sup>1</sup> regimes de câmbio fixo em um mundo de elevada mobilidade de capitais dificilmente se sustentam por períodos mais longos. Um exemplo importante é o caso da Inglaterra, que apesar de possuir sólidos fundamentos macroeconômicos, foi vítima de um ataque especulativo (de segunda geração) em 1992, que a obrigou a abandonar o ERM, passando a adotar o regime de metas de inflação.

Hall e Mankiw (1994) defendem a adoção de metas para a taxa de expansão do produto nominal, arranjo que apresentaria a vantagem de atribuir explicitamente um grau de importância a estabilizações do produto real. Note, por exemplo, que neste caso uma elevação da inflação devido a um choque negativo de oferta não geraria uma resposta contracionista por parte da autoridade monetária devido à concomitante queda do produto real oriunda deste mesmo choque. Existem, entretanto, duas claras desvantagens inerentes a este tipo de regime: a primeira delas é que a variável-alvo, o produto nominal, é um conceito de difícil compreensão pelo conjunto da sociedade, o que diminui a transparência do regime e a habilidade de comunicação do BC com os agentes privados. Em segundo lugar, informações sobre estatísticas de produto nominal normalmente só são disponibilizadas com grandes defasagens, o que torna ainda mais complicada a questão do monitoramento, pela sociedade, das ações da autoridade monetária.

Dadas as principais dificuldades inerentes às âncoras cambiais, monetárias e de produto nominal, alguns países têm optado, ao longo dos anos 90, pelo sistema de metas de inflação. Ao que parece, a principal vantagem deste regime está ligada ao elevado teor de transparência do mesmo, dado que informações relativas à taxa de inflação parecem ser muito mais facilmente compreendidas pelo público em geral do que números referentes à taxa de expansão do M4, por exemplo. Tal fato sugere um grau mais elevado de *accountability* por parte do Banco Central, que terá suas ações (ou o resultado delas) mais facilmente supervisionadas pela sociedade. Espera-se também que, à medida que o regime ganhe credibilidade, essa elevada

---

1 Ver Obstfeld e Rogoff (1996, p. 558-565).

transparência gere uma rápida convergência das expectativas de inflação dos agentes privados em direção à meta, o que eventualmente diminuiria a chamada “taxa de sacrifício” em programas de estabilização.

Com relação à dicotomia regras *versus* discricção, Bernanke & Mishkin (1997) argumentam que o sistema de metas inflacionárias incorpora os pontos positivos de ambos, já que ao mesmo tempo que isola o Banco Central de pressões expansionistas sistemáticas - acarretadas por ciclos políticos ou conflitos de federalismo fiscal<sup>2</sup> - deixa espaço de manobra para que o BC reaja contraciclicamente, evitando elevadas variâncias no produto real eventualmente ocasionadas pela incidência de choques negativos de oferta.

O objetivo deste trabalho não é, entretanto, aprofundar teoricamente o debate sobre o regime de metas de inflação, mas sim analisar quais os mecanismos de transmissão e quais as efetivas relações de causalidade entre as variáveis econômicas de maior importância neste novo paradigma institucional, especificamente para o caso brasileiro.

Uma intuição inicial aponta no sentido de que elevações nas taxas de juros exerceriam efeitos negativos importantes sobre alguns componentes da demanda agregada (investimentos e demanda de duráveis), afetando, eventualmente, o hiato do produto e a taxa de inflação (Curva de Phillips). Além disto, em uma economia aberta com regime de câmbio flexível, deve-se também atentar para o impacto de movimentos nos juros internos sobre a formação da taxa de câmbio, variável-chave na determinação da inflação dos bens comercializáveis. Vale ainda comentar o canal do efeito riqueza, segundo o qual um aumento na taxa de juros de curto prazo deprimiria o valor presente dos títulos públicos não-indexados, diminuindo a renda permanente das famílias e ampliando as conseqüências recessivas de um aperto monetário. Entretanto, no Brasil, devido ao fato de cerca de 60% da dívida pública encontrar-se (pós)indexada à taxa over-Selic, um aumento nos juros gera não um efeito riqueza, mas um efeito renda que age na direção de diminuir a eficácia da política monetária.<sup>3</sup>

No Brasil, o **principal** instrumento de política econômica para o controle da inflação, dada a rigidez da política fiscal a curto e médio prazos, é a taxa de juros básica da economia determinada pelo Banco Central, o chamado over-Selic. Além deste, a autoridade monetária também pode influenciar os níveis de inflação via controle discricionário de outros tipos de instrumentos, como, por exemplo: nível de compulsórios, intervenções esporádicas no mercado de câmbio<sup>4</sup> etc.

---

2 Ver Velasco (1994).

3 Como mostram Pastore e Pinotti (1999).

Em suma, a relevância do uso da taxa de juros como instrumento de política em um sistema de metas de inflação deve estar fortemente associada à magnitude de sua importância na formação da taxa de câmbio (mercado de ativos), bem como de sua influência sobre o hiato do produto (mercado de bens).

Alem desta introdução, o trabalho está dividido da seguinte maneira: a seção 2 descreve sinteticamente as equações do modelo estrutural a ser estimado, a seção 3 comenta os dados utilizados, e na seção 4 encontram-se as estimações realizadas. Finalmente a seção 5 apresenta um sumário das conclusões e de recomendações de política.

## 2 Modelo

O modelo<sup>5</sup> é composto por quatro equações estruturais, que em conjunto determinam endogenamente a taxa de inflação, o câmbio nominal, o hiato do produto, e a taxa de juros real para uma dada regra de reação da autoridade monetária. As equações a serem estimadas são: uma demanda agregada (IS), uma Curva de Phillips (oferta agregada), e uma equação de paridade coberta da taxa de câmbio.

Respectivamente, em notação matemática:

$$h_t = f(h_{t-1}, r_{t-1}, c_{t-1}, \varepsilon_{1t}) \quad (1)$$

$$\pi_t = f(\pi_{t-1}, h_{t-1}, \Delta e_{t-1}, \varepsilon_{2t}) \quad (2)$$

$$\Delta e_t = f(\Delta i, \Delta i^*, \Delta sr, \varepsilon_{3t}) \quad (3)^6$$

$$\text{Regra de reação}^7 \quad (4)$$

4 Na realidade, em sua essência, o modelo de metas de inflação pressupõe independência de instrumentos de atuação, ainda que não pressuponha independência de objetivos do Banco Central.

5 Semelhante ao sugerido por e Bogdanski, Tombini e Werlang (1999) e Svensson (1997).

6  $\varepsilon_{3t} = E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t$

Sendo os sinais esperados das relações expressos pelas derivadas parciais abaixo:

$$\frac{\partial h_t}{\partial h_{t-1}} > 0, \frac{\partial h_t}{\partial r_{t-1}} < 0, \frac{\partial h_t}{\partial c_{t-1}} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial \pi_{t-1}} > 0, \frac{\partial \pi_t}{\partial h_{t-1}} > 0, \frac{\partial \pi_t}{\partial \Delta e_{t-1}} > 0$$

$$\frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta i_t} < 0, \frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta i_t^*} > 0, \frac{\partial \Delta e_t}{\partial sr_t} > 0$$

onde  $h$  é o hiato do produto,  $\pi$  é a taxa de inflação,  $\pi_{t-1}$  a inflação passada,  $C$  é o estoque de crédito na economia,<sup>8</sup> e a taxa de câmbio nominal,  $r$ , a taxa de juros real,  $i$  e  $i^*$  as taxas de juros nominais interna e externa, respectivamente, e  $sr$  é uma medida de risco soberano. Os sinais das derivadas parciais são apenas uma idéia *a priori* do que a teoria econômica parece sugerir via modelos simples do tipo IS/LM e Curva de Phillips. Apesar de o canal do crédito não estar presente no modelo sugerido por Bogdanski, Tombini e Werlang (1999), a intuição inicial de que a demanda por bens duráveis deve ser sensível não apenas à taxa de juros real, mas também às condições de crédito na economia, justifica a inclusão desta última variável na formulação da curva IS.

Cabem aqui algumas observações sobre o sistema de equações acima descrito. Note que fazendo uso de variáveis defasadas nas regressões do modelo estrutural, evitamos o problema do viés em equações simultâneas no caso de  $E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \neq 0$ . Já na equação (2), devido à existência de uma série extremamente curta sobre expectativas futuras para taxa de inflação, a Curva de Phillips é especificada com expectativas adaptativas. Vale ainda frisar que o artigo não tem a preocupação de entrar mais profundamente no debate sobre como deve ser construída a série de hiato do produto, e simplificada utiliza-se a metodologia de “filtrar” as séries iniciais empregando o filtro de Hodrick-Prescott.<sup>9</sup> Esta é apenas mais uma forma

7 As regras podem seguir uma especificação a la Taylor (1993).

8 Para a motivação de incluir o estoque de crédito na curva IS, ver Bernanke and Blinder (1988).

arbitrária de se determinar a tendência de uma série (no caso, o produto potencial) por meio da suavização da mesma. Não se pode, portanto, caracterizar tal metodologia como superior ou inferior a qualquer outra (tendência linear, por exemplo).

### 3 Dados

Em relação às séries de dados, é forçoso reconhecer que rigorosamente temos disponíveis apenas 16 observações mensais para as variáveis em questão no atual regime de câmbio flutuante, o que se caracteriza como forte empecilho a qualquer tipo de exercício econométrico rigoroso. Como sugerido por Bogdanski *et al.* (1999), serão realizadas as estimações para o período que vai de Agosto/1994 a Abril/2000.<sup>10</sup>

#### Séries:

**Hiato do produto ( $h$ ):** são usados os dados da produção industrial divulgados pelo IBGE. Não foram utilizados dados referentes ao PIB por estarem estes disponíveis apenas em bases trimestrais. A série de hiato é construída diminuindo-se da série original (valores realizados) uma tendência (produto potencial), que é calculada usando a já citada metodologia de Hodrick-Prescott.

**Taxas de juros reais e nominais:** o modelo utiliza duas diferentes medidas de juros reais, a saber: os juros de mercado dos contratos de Swap-Pré de 12 meses ( $r^a$ ), que é a taxa relevante de captação para os bancos que financiam o investimento privado; e também a taxa do Selic efetivo mensal ( $r^b$ ), ambas deflacionadas pelo IPCA. A taxa de juros nominal ( $i$ ) é dada pelo valor **nominal** do contrato de Swap de 12 meses.

---

9 Ver Cooley (1999) - *Frontiers of Business Cycles*.

10 Reconhece-se, entretanto, que a quebra de regime ocorrida em Janeiro/1999 deixa os resultados do trabalho sujeitos à Crítica de Lucas, com exceção da equação (3), que será estimada com dados diários a partir de Fev/1999.

**Risco soberano ( $sr$ ):** para a medida de risco soberano, utilizou-se a medida de *spread-over-treasury* de um título externo brasileiro, o C-bond. A escolha deste título deve-se à elevada liquidez que o mesmo apresenta nos mercados secundários de dívida soberana. Parece razoável supor que o preço deste ativo já incorpore todas as informações relevantes sobre a percepção de risco País, dada a rápida reação dos investidores estrangeiros a mudanças no cenário político-econômico.

**Juros externos ( $i^*$ ):** os dados sobre juros externos referem-se ao rendimento nominal dos títulos da dívida americana com prazo de vencimento de 1 ano.

**Câmbio nominal ( $e$ ):** utiliza-se o número oficial do Banco Central para o câmbio nominal diário, a chamada taxa  $ptax$ .

**Crédito ( $c$ ):** os dados de crédito (disponibilizados pelo Banco Central) utilizados são referentes ao estoque de crédito concedido às pessoas física e jurídica, não incluindo crédito habitacional e o crédito ao setor público.

**Inflação ( $p$ ):** foram escolhidos, dentre uma enorme gama de índices de inflação, os dados mensais do IPCA, que é o mesmo índice adotado pelo governo para balizar a meta de inflação para os próximos anos.<sup>11</sup>

## 4 Estimações

### 4.1 Equação (1): IS

Realizando testes ADF para as variáveis implícitas na equação 1, chegou-se aos seguintes resultados:

---

11 Apesar da adoção do índice “cheio” por motivos óbvios de falta de credibilidade, é natural que gradativamente se passe a adotar um índice de núcleo para a meta de inflação, que por não incorporar choques de oferta ou de preços relativos, apresentaria uma maior correlação com instrumentos de política monetária que o índice “cheio”. Para uma análise mais detalhada sobre as várias medidas de núcleo, ver Picchetti e Toledo (2000).

**Tabela 1**  
**Testes de Raiz Unitária (ADF)**

Variável	Estatística do Teste	Valor crítico a 5%	Defasagens
$r^a$	-3.50	-2.90	2
$r^b$	-3.60	-2.90	2
$h$	-2.97	-1.95	1
$c$	-3.47	-2.90	2

Obs.: 1.  $r^a$  corresponde à taxa dos contratos de Swap de um ano, e  $r^b$  à taxa Selic.

2. Critério para seleção das defasagens: iniciar com uma defasagem arbitrariamente elevada e diminuí-la gradativamente até alcançar a melhor estrutura de *lags* (do geral para particular).

Pela tabela acima, rejeita-se a hipótese de raiz unitária para todas as variáveis que compõem a equação (1), podendo-se, portanto, estimar tal equação por mínimos quadrados ordinários.

Na estimação da curva IS foram testadas várias especificações de defasagem de atuação da política monetária (juros) sobre o lado real da economia (hiato do produto). Apresentam-se, a seguir, algumas das várias equações estimadas, que constituem apenas pequenas variações da equação 1 (as tabelas são auto-explicativas no que tange às especificações testadas):

**Tabela 2a**  
**Variável Explicada: Hiato do Produto**

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3
$h(-1)$	0.54** (5.18)	0.54** (5.25)	0.51** (4.62)
$r^a(-1)$	-0.26 (-0.99)	-1.31 (-1.81)	
$r^a(-2)$			-0.61 (-0.81)
$c(-1)$		3.7e(-5) (1.55)	
$c(-2)$			1.4e(-5) (0.58)
Schwarz	5.39	5.42	5.47
Q(12)	0.18	0.13	0.10

**Tabela 2a'**  
**Variável Explicada: Hiato do Produto**

	Especificação 4	Especificação 5	Especificação 6
$h(-1)$	0.41**	0.49**	0.48**
	(4.21)	(4.70)	(4.53)
$r^a(-3)$	-2.27**		
	(-3.36)		
$r^a(-4)$		-0.75	
		(-1.74)	
$c(-3)$	6.1e(-5)		
	(2.75)**		
$c(-4)$		1.9e(-5)	
		(1.22)	
Schwarz	5.21	5.40	5.42
Q(12)	0.13	0.14	0.15

Os valores entre parênteses representam a estatística-t \*significante a 5% \*\*significante a 1%.

A especificação 4 (na tabela acima) é a que se apresenta melhor ajustada, tomando como critério de seleção a estatística de Schwarz. Além disto, o teste de Ljung-Box rejeita a hipótese de autocorrelação serial na estrutura de resíduos para este mesmo modelo. As tabelas subseqüentes mostram novas estimações, utilizando agora a taxa de juros over-Selic deflacionada pelo IPCA como variável explicativa.

**Tabela 2b**  
**Variável Explicada: Hiato do Produto**

	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3
$h(-1)$	0.53**	0.48**	0.40**
	(5.06)	(4.63)	(3.73)
$r^b(-1)$	-0.80		
	(-1.10)		
$r^b(-2)$		-1.66*	
		(-2.31)	
$r^b(-3)$			-1.50*
			(-2.21)
$c(-1)$	2.2e(-5)		
	(0.90)		
$c(-2)$		4.7e(-5)	
		(1.98)	
$c(-3)$			3.8e(-5)
			(1.60)
Schwarz	5.45	5.40	5.32
Q(12)	0.12	0.11	0.30

**Tabela 2b'**  
**Variável Explicada: Hiato do Produto**

	Especificação 4	Especificação 5	Especificação 6
$h(-1)$	0.40 (3.55)	0.41** (3.46)	0.48** (3.81)
$r^b(-4)$	-2.08* (-2.86)		
$r^b(-5)$		-1.72** (-2.25)	
$r^b(-6)$			-0.87 (-1.05)
$c(-4)$	5.7e(-5)* (2.40)		
$c(-5)$		5.0e(-5) (1.98)	
$c(-6)$			2.27e(-5) (0.82)
Schwarz	5.24	5.21	5.30
Q(12)	0.17	0.21	0.13

Os valores entre parênteses representam a estatística-t \*significante a 5% \*\*significante a 1%.

A conclusão importante das estimações acima apresentadas é a ratificação das hipóteses de que as taxas reais de juros (modelos a e b) e o crédito (no modelo a) são estatisticamente significantes na explicação do hiato da produção industrial. Entretanto, a magnitude dos coeficientes estimados indica que seriam necessárias variações muito grandes nas variáveis de política para que seus efeitos sobre o hiato do produto assumissem valores expressivos. Outra particularidade das estimações realizadas é que no modelo (b), quando são usados os juros básicos como variável explicativa, a defasagem do instrumento (juros selic) para a variável hiato do produto é maior (5 meses), e além disto a magnitude de seu impacto é ainda menor que a já tímida magnitude verificada no modelo (a).

Tais resultados corroboram a idéia de que os níveis dos juros reais são menos importantes para explicar a cadência da atividade econômica do que o senso comum parece sugerir.

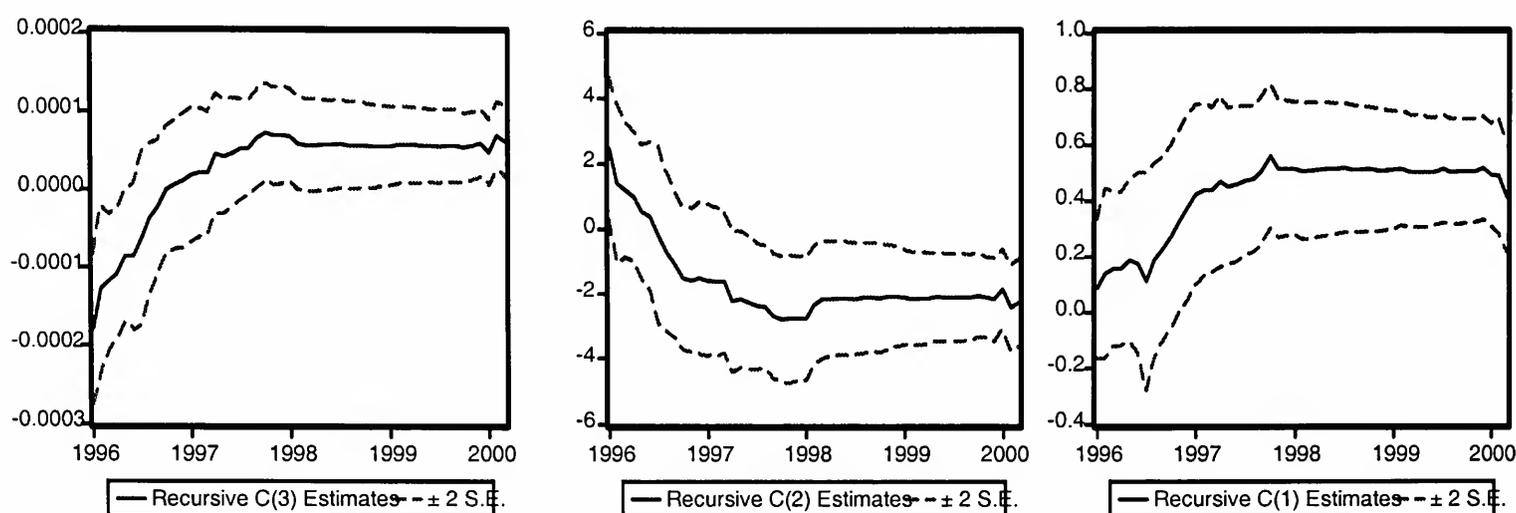
Vale notar também que mesmo nos casos em que tais variáveis apresentam baixas estatísticas-t, na grande maioria das vezes os sinais dos seus coeficientes estão sempre de acordo com o esperado.

Em realidade, além dos efeitos dos juros reais sobre a produção industrial serem pequenos, não há como se afirmar que o padrão das relações acima estimadas se mantenha robusto no

caso da variável estimada ser o hiato do PIB, fato de elevada importância dado que o percentual da produção industrial na composição do PIB é de apenas 36%.

### Teste de Estabilidade

Realizando um teste de recursividade para os coeficientes acima estimados, chega-se aos seguintes resultados:



Onde  $c(1)$ : coeficiente do hiato defasado.

$c(2)$ : coeficiente do juro real.

$c(3)$ : coeficiente do estoque de crédito.

Os gráficos acima deixam clara a existência de elevado grau de estabilidade dos coeficientes estimados mesmo após a mudança no regime cambial ocorrida em Janeiro/99, o que torna mais robusta a conclusão de que há, efetivamente, um padrão estável de relações entre as variáveis explicativas e o hiato do produto industrial. A presença de alguma quebra estrutural significativa no período no qual se insere a amostra seria identificada pela não convergência assintótica dos coeficientes presentes nos gráficos.

### 4.2 Equação (2): Phillips

Lembrando que grande parte da amostra utilizada insere-se em um período de regime de bandas cambiais com desvalorização nominal predeterminada, os resultados obtidos nas estimações da Curva de Phillips não parecem trazer qualquer informação especial. Em particular, o fato de se aceitar a hipótese nula de que o hiato do produto não é significativo para

explicar a variável dependente inflação não deve ser entendido como um argumento robusto para se minimizar sua importância como variável explicativa da mesma, em um regime de câmbio flutuante. Vale lembrar que no regime de câmbio fixo, elevações na absorção interna se traduzem diretamente em perdas de reserva, encontrando-se a inflação ancorada à taxa nominal de câmbio.<sup>12</sup> É de se esperar, portanto, que estimações utilizando fundamentalmente dados relativos ao período 94/99 não indiquem a presença de uma relação significativa entre o hiato do produto e taxa de inflação.

**Tabela 3**  
**Testes de Raiz Unitária (ADF)**

Variável	Estatística do Teste	Valor crítico a 5%	Defasagens
$e$	2.18	-1.94	4
$\pi$	-2.16	-1.94	2

**Tabela 4**  
**Variável Explicada: Inflação**

Variável Explicativa	$\beta$	Teste-t	R <sup>2</sup>	Ljung-Box (32) / P-Value
$\pi(-1)$	0.85	18.6	0.68	0.12
$\Delta e(-1)$	1.55	2.16		
$h(-3)$	2.26	1.36		

\*Estimada para o período ago.94/jan.99.

Note-se que não parece haver dúvida na relação de causalidade câmbio inflação justamente por se tratar de um regime de câmbio predeterminado.

12 Na verdade, a inflação seguirá mais fortemente a trajetória do câmbio nominal quanto maior for a proporção de bens comercializáveis na cesta de consumo do indivíduo representativo, e quanto maior for a indexação das expectativas e dos contratos à taxa de câmbio.

### 4.3 Equação (3): paridade de juros

Assumindo que a taxa de câmbio é formada no mercado de ativos via uma equação de não-arbitragem, tem-se que:  $(1 + I_t) = (1 + I_t^*) \left( \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} \right) (1 + SR_t)$ . Aplicando logaritmos e diferenciando:

$$\Delta i_t = \Delta i_t^* + sr_t + E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t - \Delta e_t \rightarrow \Delta e_t = \Delta i_t^* + \Delta sr_t + (E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t) - \Delta i_t$$

Assume-se que a expressão entre parênteses segue o padrão comportamental de um ruído branco, já que no nível o câmbio nominal apresenta a estrutura de um passeio aleatório. Na Tabela 5 encontram-se os testes de raiz unitária realizados para as variáveis acima citadas, usando somente dados (diários) relativos ao período de câmbio flexível.

**Tabela 5**  
**Testes de Raiz Unitária (ADF)**

Variável*	Estatística do Teste	Valor crítico a 5%	Defasagens
<i>e</i>	-2.43	-2.87	2
<i>sr</i>	-1.48	-1.94	2
<i>i</i>	-3.27	-3.42	4
<i>i*</i>	-2.90	-3.42	2

Devido a problemas de endogeneidade na equação de paridade acima citada, optou-se por estimar um VAR simples na diferença das variáveis juros internos, juros externos, risco soberano e câmbio nominal.<sup>13</sup> O objetivo deste exercício é esclarecer, por meio de um teste de Granger,<sup>14</sup> qual a relação de precedência temporal na causalidade destas variáveis.

Para selecionar o número de defasagens na estimação do vetor auto-regressivo foi empregado o Critério de Schwarz.

13 Não foi possível encontrar nenhum vetor de cointegração entre as referidas variáveis.

14 Na realidade, não existe consenso em relação à exigência de estacionariedade para a aplicação do teste de Granger.

**Tabela 6**  
**VAR**

<i>Lags</i>	Schwarz
12	-20.05
10	-20.49
8	-21.00
6	-21.49
4	-22.07
<b>2</b>	<b>-22.68</b>

A curta defasagem do VAR é consistente com o fato de se estar trabalhando com séries financeiras e de frequência diária. A estimação com um VAR(2) traz alguns resultados interessantes em termos de relações de causalidade:

**Tabela 7**  
**Teste de Granger**

Hipótese Nula	P-Value
$\Delta sr$ não granger causa $\Delta e$	0.01
$\Delta e$ não granger causa $\Delta sr$	0.17
$\Delta i$ não granger causa $\Delta i^*$	0.98
$\Delta i^*$ não granger causa $\Delta i$	0.08
$\Delta sr$ não granger causa $\Delta i^*$	0.70
$\Delta i^*$ não granger causa $\Delta sr$	0.002
$\Delta i$ não granger causa $\Delta e$	0.00
$\Delta e$ não granger causa $\Delta i$	0.00
$\Delta i$ não granger causa $\Delta sr$	0.02
$\Delta sr$ não granger causa $\Delta i$	0.15

Observando a Tabela 7, parece ficar claro que movimentos nas taxas de juros externas causam (no sentido de Granger) tanto o prêmio de risco soberano como as taxas de juros internas de mercado. Mais ainda, rejeita-se a hipótese de que mudanças nos juros internos causam movimentos na taxa nominal de câmbio.

O fato relevante é que pioras na percepção de risco são causadas tanto pela piora do cenário externo como pela alta das taxas de juros domésticas de mercado resultantes daquele primeiro movimento. O resultado final é que um maior prêmio cobrado sobre os papéis

brasileiros tende a depreciar a taxa de câmbio, o que deverá, *ceteris paribus*, resultar em uma inflação mais elevada.

## 5 Conclusão e recomendações de política

A conclusão central deste artigo é que a estimação de um modelo simplificado gera resultados capazes de justificar uma função de reação do governo que implicitamente assuma a existência de uma relação estatisticamente significativa entre as taxas de juros reais e o nível de atividade econômica. Vale lembrar, contudo, que para alcançar efeitos de magnitudes consideráveis sobre o nível de atividade econômica as variáveis de política monetária (juros e crédito) teriam que apresentar oscilações de grande porte, fato que obviamente diminui a eficácia de tais instrumentos.

No que tange ao canal externo, sendo realmente importante a influência que a (des)valorização do câmbio nominal exerce sobre os níveis de inflação, não parece razoável afirmar que o Banco Central tenha capacidade de intervir de modo significativo sobre este canal de transmissão dada as relações de causalidade originadas a partir dos testes de Granger. Em particular, juros mais elevados, piorando a percepção de risco País, pode não ser eficaz no sentido de conter pressões alistas sobre a taxa de câmbio.

Além disto, experiências de outros países do mundo, onde os bancos centrais conseguiram, por meio de políticas monetárias de cunho conservador, estabelecer um elevado nível de credibilidade com o setor privado e, portanto, influenciando significativamente as taxas de inflação esperada, evidenciam a importância de um terceiro canal de transmissão de política, o das expectativas.

Assim, diante das evidências e dos argumentos aqui apresentados, a única justificativa robusta para uma aparentemente elevada cautela que vem apresentando o Banco Central brasileiro na redução das taxas de juros<sup>15</sup> é a que se baseia no argumento de que uma queda mais significativa nas taxas básicas afetaria adversamente as expectativas de inflação. Além disto, o impacto positivo que uma redução nos juros reais traria para as contas públicas, dada a elevada proporção de títulos pós-indexados no total da dívida, diminui a força dos argumentos a favor de uma redução (de juros) demasiado gradualista.

---

15 Dado que é pequeno o estimado efeito marginal verificado nas relações de juros/crédito com o hiato do produto, e sendo, portanto, também pequeno o efeito de uma diminuição nos juros sobre as taxas de inflação.

Finalmente, uma natural extensão deste artigo é reestimar, no futuro, as relações aqui tratadas, com uma base de dados mais extensa dentro do atual regime de câmbio flexível, com o intuito de corroborar os resultados aqui apresentados.

## Bibliografia

- Barro, Robert; Gordon, David. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12, 1983.
- Bernanke, Ben S., Blinder, Alan. Credit, money and aggregate demand. *AER, Papers and Proceedings*, 1988.
- Bernanke, Ben S., Laubach, Thomas; Mishkin, Frederic S.; Posen, Adam S. *Inflation targeting*. Princeton University Press, 1999.
- Bernanke, Ben S., Mishkin, Frederic S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? *Journal of Economic Perspectives*, 11, 1997.
- Bogdanski, Joel; Tombini, Alexandre; Werlang, Sérgio. Implementing inflation targeting, *Mimeo*. Banco Central do Brasil, 1999.
- Cooley, Thomas F *Frontiers of business cycle research*. Princeton University Press, 1995.
- Enders, Walter. *Applied econometric times series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- Mankiw, Gregory; Hall, Robert E. Nominal income targeting. *Monetary policy*. The University of Chicago Press, 1994.
- Pastore, Affonso C., Pinotti, Maria C. The channels of monetary transmission in Brazil. *Mimeo*, 1999.
- Picchetti, Paulo; Toledo, Celso. How much to trim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil. *Economia Aplicada*, São Paulo: FEA-USP/FIPE, v. 4, n. 4, p. 683-704, out./dez. 2000.
- Kydland, Finn; Prescott, Edward. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85, 1977
- Rogoff, Keneth; Obstfeld, Maurice. *Foundations of international macroeconomics*. The MIT Press, 1996.

Svensson, Lars E. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, p. 1111-1146, 1997

Taylor, John B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 195-214, 1993.

Velasco, Andrés. The common property approach to the political economy of fiscal policy. *Mimeo*, Harvard University, 1994.