

Indexação e acomodação monetária: um teste do processo inflacionário brasileiro

Eliana A. Cardoso *

O artigo analisa a hipótese de que a taxa de inflação brasileira possa ser caracterizada por um processo estocástico do tipo *random walk* devido à existência de indexação do câmbio e dos salários, bem como de uma política monetária acomodativa. Primeiramente, o artigo apresenta um modelo macroeconômico simples com o propósito de mostrar como as hipóteses de indexação e acomodação monetária conduzem as taxas de inflação a seguirem um *random walk*. A seguir apresenta-se a evidência empírica relativa ao caso brasileiro, comparando-a àquela disponível para outros países.

1. Introdução; 2. O modelo; 3. A evidência empírica; 4. Conclusões.

1. Introdução

Taylor (1979) e Dornbusch (1982) mostraram que a acomodação monetária e a indexação cambial combinadas com contratos salariais superpostos e expectativas racionais levam a taxa de inflação a seguir um *random walk*. O mesmo resultado se obtém em modelos onde o salário é indexado aos preços passados. Embora muitos autores argumentem que a crescente variância observada nas taxas de inflação em diferentes países se deva às regras de indexação adotadas durante os últimos 15 anos,¹ não há muita evidência reunida sobre essa questão.

Este ensaio discute a evidência empírica para a economia brasileira e argumenta que depois de 1968, devido à indexação tanto da taxa de câmbio quanto dos salários, e por causa da acomodação monetária, a taxa de inflação brasileira seguiu de fato um *random walk*.

*Da Boston University. A autora agradece os comentários de Rudiger Bornbuseh.

¹ Ver, por exemplo, Simonsen (1983) e Modigliani (1979).

A indexação de salários foi introduzida em 1965, mas economistas e planejadores concordam que até 1968 ela não foi integral e que ao menos o salário mínimo real decresceu entre 1965 e 1967.² Após 1968, não somente a regra de indexação de salários passou a seguir de perto as taxas de inflação observadas no passado, mas um esquema de minidesvalorizações foi introduzido, segundo o qual a taxa de câmbio foi desvalorizada em intervalos freqüentes, levando em conta a diferença entre as taxas de inflação interna e externa. Por outro lado, evidência de acomodação monetária pode ser encontrada em Cardoso (1977) e Contador (1978). Utilizando o teste de causalidade de Sims, eles mostram que não se pode rejeitar a hipótese de que as taxas de expansão monetária no Brasil respondem às taxas de inflação.

O item 2 desenvolve um modelo para estudar o comportamento da inflação em uma economia onde os salários nominais dependem das taxas de inflação passadas, as minidesvalorizações da taxa de câmbio garantem a paridade do poder de compra, e onde as autoridades monetárias acomodam os choques de oferta. Em seguida se expõe a evidência empírica baseada no modelo.

2. O modelo

Considere-se um modelo macroeconômico do tipo log-linear, fechado por uma curva de Phillips e uma regra de indexação de salários. As variáveis são expressas em taxas de crescimento. Supõe-se que a demanda determina o produto e depende do estoque real de moeda e da taxa de inflação esperada. Um crescimento no estoque real de moeda para uma dada taxa de inflação reduz a taxa de juros real e estimula a demanda. Este é o efeito Keynes-Hicks ou efeito-liquidez. Por outro lado, para uma dada taxa de juros nominal, um aumento na taxa de inflação esperada reduz a taxa de juros real e estimula a demanda. Este é o efeito Mundell. Ambos os efeitos estão incorporados na equação (1), que descreve a taxa de crescimento do produto como determinada pela demanda:³

$$y_t = a(m_t - p_t) + c(p_t^* - p_{t-1}) \quad (1)$$

onde y_t = taxa de crescimento do produto no período t ;

m_t = taxa nominal de expansão monetária

² Ver Macedo (1974).

³ Para obter a equação (1) considere as equações de equilíbrio no mercado monetário e no mercado de bens:

(I) $i = L^{-1}(M/PY)$ e

(II) $Y = A(Y, i - p^*) + NX(Y, EP^f/P)$;

onde i representa a taxa de juros nominal;

p^* = taxa de inflação esperada;

Y = nível do produto;

p_t = taxa de inflação; um asterisco representa seu valor esperado

As autoridades monetária seguem a regra:

$$m_t = \bar{m} + g p_t^*; 0 < g < 1 \quad (2)$$

onde g é um parâmetro de acomodação e \bar{m} representa a tendência da taxa de expansão monetária.

Substituindo-se (2) em (1) e admitindo-se perfeita previsão, obtém-se a equação que representa a demanda agregada:

$$y_t = a\bar{m} + [c - a(1 - g)] p_t - c p_{t-1} \quad (1')$$

Considere-se agora o efeito de um aumento da taxa de inflação. Por um lado, o aumento da taxa de inflação reduz a taxa de juros real; por outro, se a acomodação monetária é incompleta, o aumento da taxa de inflação reduz o estoque real de moeda, elevando a taxa de juros nominal.

Supomos que o efeito Mundell domine o efeito liquidez, isto é: $c > a(1 - g)$. Neste caso, um aumento da taxa de inflação aumenta a demanda pelo produto.

Passamos agora ao lado da oferta e supomos que os preços são determinados pelos custos, igualando a taxa de inflação de preços à taxa de inflação salarial, w .⁴

M/P = estoque real de moeda.

A demanda pelo produto é a soma do dispêndio, A , mais o saldo em conta corrente, NX .

EP^f/P é a taxa de câmbio real e supomos que uma depreciação real aumenta as exportações líquidas.

Substituindo (I) em (II) e diferenciando logaritmicamente, obtemos:

$$(I) \dot{y}_t = a(\dot{m}_t - p_t) + b(\dot{e}_t + p_t^f - p_t) + c(p_t^* - p_{t-1})$$

onde e = taxa de depreciação da taxa de câmbio nominal;

p_t^f = taxa da inflação externa; e a , b e c dependem das diferentes elasticidades e da participação da demanda interna e da demanda externa na demanda global pelo produto doméstico.

Admitindo-se que a taxa de câmbio é determinada pela diferença entre as taxas de inflação interna e externa, obtém-se a expressão para a equação (1), como ela aparece no texto.

⁴ Numa economia aberta, os custos totais incluem os custos com importações de produtos intermediários e portanto a taxa de inflação é (3) $p_t = n w_t + v p_t^0$; onde n e v representam as participações dos salários e das importações de intermediários nos custos totais. A taxa de inflação dos preços internos das importações de bens intermediários é: $p_t^0 = e_t + s_t + p_t^{of}$; onde s_t é a taxa de variação dos subsídios para importações de intermediários e p_t^{of} é a taxa de inflação dos preços em dólares dos intermediários importados. Admitindo-se que o crescimento dos preços externos é anulado pelos subsídios, $s_t = -(\dot{e}_t + p_t^{of})$, obtemos a equação (3), onde a constante n foi igualada a um. Há evidência de que os preços internos das importações de bens intermediários no Brasil não seguiram os preços internacionais.

$$p_t = w_t \quad (3)$$

Supõe-se que a inflação salarial dependa das condições do mercado de trabalho e da regra de indexação:

$$w_t = -h v_t + p_{t-1}; h > 0 \quad (4)$$

A taxa de desemprego aumenta sempre que o produto cresce abaixo da tendência de crescimento, \bar{y} :

$$u_t - u_{t-1} = -k (y_t - \bar{y}); k > 0 \quad (5)$$

Usando (3), (4) e (5), podemos escrever:

$$p_t = hk (y_t - \bar{y}) + 2p_{t-1} - p_{t-2} \quad (3')$$

Substituindo (3') em (1') obtemos a taxa de inflação corrente:

$$p_t = (p_{t_0} - \bar{p}) \lambda^t + \bar{p} \quad (6)$$

onde:⁵

$$\lambda \equiv -\frac{(2-hkc)}{2(\theta hk - 1)} + \left[\frac{(2-hkc)^2}{4(\theta hk - 1)^2} + \frac{1}{(\theta hk - 1)} \right] \frac{1}{2}$$

$$\theta = c - a(1-g); \text{ e } \bar{p} \equiv (a\bar{m} - \bar{y}) / a(1-g)$$

Subtraindo p_{t-1} de ambos os lados da equação (6) e admitindo a possibilidade de choques não antecipados, podemos escrever:

$$p_t = (1 - \lambda) \bar{p} + \lambda p_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

⁵ As condições para uma trajetória convergente não-oscilatória para um ponto de equilíbrio são $\theta hk > 1$; $hkc < 2$.

A variância assintótica da taxa de inflação é:

$$\sigma_p^2 = E(p_t - \bar{p})^2 = E \left[\lambda(p_{t-1} - \bar{p}) + \epsilon_t \right]^2 = \left(\lambda / (1 - \lambda^2) \right) \sigma_\epsilon^2$$

Esta expressão significa que quanto mais a política monetária acomoda os choques inflacionários, tanto maior é a variância da taxa de inflação. Se existe acomodação completa, a taxa de inflação segue um *random walk*:

$$p_t = p_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

3. A evidência empírica

Examinamos a seguir a evidência empírica para o período de 1968/82, no Brasil, quando ambos, salários e taxa de câmbio, estiveram quase completamente indexados à taxa de inflação, mostrada na figura 1. A tabela 1 apresenta os resultados das regressões para a taxa de inflação brasileira testando a equação (8). Indicados na tabela 2 estão os resultados do teste da restrição conjunta de que o termo constante é zero e o coeficiente da taxa de inflação defasada é 1. A estatística *F* no caso brasileiro cai bem abaixo dos valores críticos correspondentes ao nível de 99% de confiança. É fato também que eles estão abaixo dos níveis de 95 e 90% de confiança. A hipótese nula, assim, não pode ser rejeitada no caso brasileiro.

Figura 1

Taxa de inflação trimestral brasileira
(1º trimestre 1968/2º trimestre 1982)

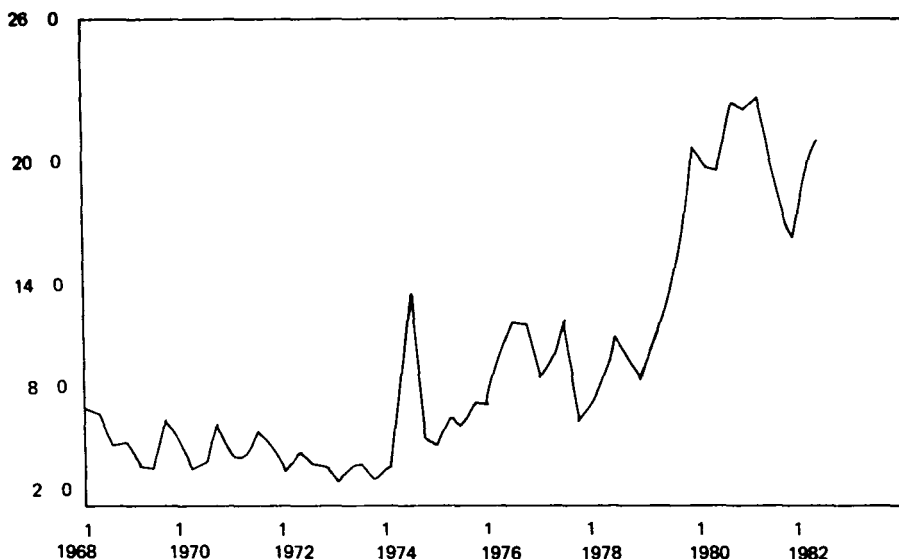


Tabela 1

Taxa de inflação trimestral brasileira: 1968-I/1982-II

$$p_t = \alpha_o + \lambda p_{t-1}$$

	α_o	λ	R^2	D.W.	Número de observações
Índice geral de preços	0,58 (0,54)	0,96 (0,05)	0,86	2,01	58
Preços ao consumidor	0,87 (0,62)	0,93 (0,06)	0,81	2,51	58

Obs.: equações estimadas por mínimos quadrados. Erros-padrão aparecem entre parênteses. Índice geral de preços, dados na coluna 2, na *Conjuntura Econômica*; preços ao consumidor, na coluna 6, na *Conjuntura Econômica* (ou linha 64 em *IMF, International Financial Statistics*).

Tabela 2

$$p_t - p_{t-1} = \delta_o + \delta_1 p_{t-1}$$

Hipótese nula: $\delta_o = \delta_1 = 0$

Variável dependente	Estatística F	Prob. F
Taxa de inflação do Índice Geral de Preços – Brasil	0,62	0,54
Taxa de inflação de preços ao consumidor		
Brasil	0,99	0,38
Alemanha	15,03	0,0001
Inglaterra	9,94	0,0002
EUA	4,42	0,0165
Argentina	5,92	0,0052
Chile	2,11	0,1307
Israel	2,54	0,0884

Obs.: a estatística F testa a restrição conjunta na qual a constante é igual a zero e a inclinação igual a 1 na regressão

$$p_t = \alpha_o + \lambda p_{t-1}$$

Cada regressão utiliza 58 observações: 1968-I/1982-II, exceto a regressão para Israel cuja última observação não estava disponível. A estatística é distribuída como $F(2,54)$ para Israel, e como $F(2,55)$ para os outros países.

Para se ter uma medida da potência do teste, mostramos na tabela os resultados de igual análise para outros países (Alemanha, Inglaterra, EUA, Argentina, Chile e Israel) durante o mesmo período. A amostra inclui países com taxas de inflação baixas e estáveis como a Alemanha assim como países com taxas de inflação altas e variáveis como a Argentina. Em todos os casos, exceto Chile e Israel, podemos rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância. No caso de Israel, a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

Fuller (1976) sugere que uma estatística natural para se testar a hipótese de *random walk* é a “estatística *t*” calculada em regressão linear simples:⁶

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{\lambda} - 1}{\left[s^2 \left(\sum_{t=2}^n p_t^2 - 1 \right) - 1 \right]^{1/2}}$$

onde: $s^2 = \frac{1}{n - 2} \sum_{t=2}^n \hat{\epsilon}_t^2$

Pontos percentuais para a distribuição empírica de $\hat{\sigma}$ são reproduzidos na tabela 4, por conveniência. Na tabela 3, indicamos os valores para $\hat{\sigma}$ em re-

Tabela 3

Valores de $\hat{\sigma}$ para testar a hipótese $\lambda = 1$	
Regressão	$\hat{\sigma}$
Brasil (Índice geral de preços)	- 0,752
Brasil (Preços ao consumidor)	- 1,151
Alemanha	- 5,481
Inglaterra	- 4,457
EUA	- 2,974
Argentina	- 3,404
Chile	- 2,052
Israel	- 2,187

Obs.: a hipótese nula $\lambda = 1$ é rejeitada ao nível de significância de 1% para a Alemanha, Inglaterra, EUA e Argentina. É rejeitada ao nível de significância de 5% para o Chile e Israel. Não se pode rejeitar a hipótese para o Brasil nem mesmo ao nível de 10% de significância.

⁶ Ver Fuller (1976, p. 372-73).

gressões lineares simples para o Brasil e os outros seis países usados para comparação. Mesmo empregando um nível de confiança de 8% na estimativa de λ , isto é, $-1.61 < \hat{\lambda} < .91$, não podemos rejeitar a hipótese de que $\lambda = 1$ no caso brasileiro. Em contraste com este resultado, a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1% para a Alemanha, Inglaterra, EUA e Argentina e ao nível de significância de 5% para o Chile e Israel.

Tabela 4
Distribuição empírica cumulativa de $\hat{\lambda}$ para $\lambda = 1$
(Reprodução de Fuller, 1976 p. 373)

Tamanho da amostra	Probabilidade de um valor inferior							
	0,01	0,0025	0,05	0,10	0,90	0,95	0,975	0,99
25	-2,66	-2,26	-1,95	-1,60	0,92	1,33	1,70	2,16
50	-2,62	-2,25	-1,95	-1,61	0,91	1,31	1,66	2,08
100	-2,60	-2,24	-1,95	-1,61	0,90	1,29	1,64	2,03
250	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	0,89	1,29	1,63	2,01
∞	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	0,89	1,28	1,62	2,00

4. Conclusões

Utilizando um modelo macroeconômico log-linear, este trabalho mostrou que, por causa da acomodação monetária e das regras de indexação de salários e taxa de câmbio, a inflação brasileira seguiu um *random walk* após 1968. A teoria enfatiza que a acomodação monetária e a indexação removem a inércia do comportamento inflacionário. A evidência mostra que o processo inflacionário brasileiro é significativamente diferente dos de outros países utilizados para comparação.

Abstract

The article analyses the hypothesis that the inflation rate in Brazil can be seen as an stochastic process of the random walk type, due to the existence of the indexation of the exchange rate and of wages, as well as an accomodating monetary policy. Firstly, the article presents a simple theoretical macro model aiming at showing how the assumptions of indexation and monetary accomodation lead inflation rates to follow a random walk process. Secondly, empirical evidence for Brazil is presented, being then compared to that available for other countries.

Referências bibliográficas

- Cardoso, E. Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 7 (2): 474-504, 1977.
- Contador, Claudio. A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 8 (2): 475-504, 1978.

Dornbusch, R. PPP exchange rate rules and macroeconomic stability. *Journal of Political Economy*, 9 (1): 158-65, 1982.

Fuller, Wayne. *Introduction to statistical time series*. John Wiley, 1976.

Macedo, Roberto. A critical review of the relation between the post-64 wage policy and the worsening of Brazil's income distribution in the sixties. *Explorations in Economic Research*, 1: 177-40, 1974.

Modigliani, F. & Padoa-Schioppa, T. The management of an open economy with 100% plus wage indexation. *Essays in International Finance*, 130, Princeton University, 1978.

Simonsen, Mario. Indexation theory and experience in Brazil. In: Dornbusch & Simonsen, ed. *Inflation debt and indexation*. MIT Press, 1983 (no prelo).

Taylor, John, Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, p. 108-13.