Indexação e realimentação: a hipótese do caminho aleatório

Fernando de Holanda Barbosa*

Cardoso (1983) apresentou a hipótese de que a taxa de inflação no Brasil de 1968 em diante, quando introduziu-se a política de minidesvalorizações cambiais, seguisse um processo estocástico do tipo caminho aleatório. Este trabalho tem como objetivo proceder a uma análise rigorosa do modelo especificado por Cardoso. A análise demonstrará que esse modelo não gera a hipótese de caminho aleatório, como ela afirma em seu artigo. Todavia, se a acomodação da política monetária for completa, o processo estocástico da taxa de inflação será instável, em virtude de a soma dos coeficientes de realimentação ser igual a 1. Esta hipótese é testada na parte empírica deste trabalho, bem como a hipótese de caminho aleatório, inclusive com o auxílio das técnicas de Box-Jenkins (1970) para o estudo das séries temporais.

1. Introdução; 2. O modelo de Cardoso; 3. A evidência empírica: a hipótese do caminho aleatório; 4. Modelos Arima para a taxa de inflação; 5. Conclusões.

1. Introdução

Cardoso (1983) em um trabalho recente sugeriu a hipótese de que a taxa de inflação no Brasil a partir de 1968, quando foi introduzida a política de minidesvalorizações cambiais, segue um processo estocástico do tipo caminho aleatório (*random-walk*). Ela apresentou em seu trabalho alguns testes econométricos que a levaram a aceitar tentativamente esta hipótese com base numa amostra para o período 1968-I/1982-II.

Um processo estocástico do tipo caminho aleatório para a taxa de inflação significa dizer que a aceleração da taxa de inflação resulta de eventos aleatórios, pois

$$p_t = p_{t-1} + \epsilon_t$$

e ϵ_t é uma variável aleatória com média zero, variância constante e serialmente independente.

Se este processo estocástico for o resultado dos diversos mecanismos de indexação existentes na economia brasileira e de uma política monetária de acomodação, que segundo Cardoso foi uma característica do período por ela analisado, o combate à inflação teria que ser feito por uma combinação de políticas de desindexação e de desatrelamento da política monetária da inflação, presente ou passada. A alternativa em termos de política econômica seria acreditar no velho ditado de que Deus é brasileiro e esperar, então, que Ele nos premiasse com um bom número de choques que levasse a uma redução substancial da taxa de inflação. E ain-

* Subdiretor de Pesquisas da EPGE.

R. Bras. Econ.	Rio de Janeiro	v. 39	nº 4	p. 423-436	out./dez. 85

da mais, que continuasse a nos suprir com a devida sorte para que no futuro choques adversos não empurrassem a taxa de inflação para níveis indesejáveis.

Este trabalho tem como objetivo identificar qual o processo estocástico da taxa de inflação no Brasil, a partir de 1968. Em primeiro lugar, proceder-se-á a uma análise rigorosa do modelo especificado por Cardoso, que demonstrará que ele não gera a hipótese de caminho aleatório para a taxa de inflação, como ela afirma em seu trabalho. Todavia, se a acomodação da política monetária for completa, o processo estocástico da taxa de inflação gerado pelo modelo é instável, pois a soma dos coeficientes de realimentação é igual a 1. Em segundo lugar, a parte empírica deste trabalho, além de examinar esta hipótese, testará também a hipótese de caminho aleatório com o auxílio das técnicas desenvolvidas por Box & Jenkins (1970) para a análise de séries temporais.

2. O modelo de Cardoso

A equação de demanda agregada especificada por Cardoso resulta das curvas *IS* e *LM*, e o nível de demanda agregada depende do nível de encaixe real, da taxa de juros real e da taxa de câmbio real. Analiticamente ela pode ser expressa, em termos de taxas de crescimento, através de:

$$y_t = a(\mu_t - p_t) + b(e_t + p_t^f - p_t) + c(p_t^e - p_{t-1}) \tag{1}$$

onde y_t é a taxa de crescimento da renda, μ_t a taxa de expansão monetária, p_t a taxa de inflação, e_t a taxa de crescimento do preço da moeda estrangeira, p_t^f a taxa de inflação internacional, p_t^e a taxa de inflação esperada e p_{t-1} a taxa de inflação do período $t-1$. Os coeficientes a, b e c são positivos pois aumentos no nível de encaixe real, da taxa de câmbio real e na aceleração esperada da inflação estimulam o crescimento da renda real.

A política monetária acomoda-se à taxa de inflação, de acordo com:

$$\mu_t = \bar{\mu} + g\, p_t^e, \quad 0 \leqslant g \leqslant 1 \tag{2}$$

onde g, o coeficiente de acomodação, está compreendido entre zero e 1.

A taxa de inflação esperada é igual à taxa de inflação observada:

$$p_t^e = p_t \tag{3}$$

A política cambial tem como objetivo manter constante a taxa de câmbio real, ou seja a taxa de desvalorização cambial é igual à diferença entre a inflação interna e externa:

$$e_t = p_t - p_t^f \tag{4}$$

As equações (1), (2), (3) e (4) quando combinadas resultam na seguinte expressão:

$$y_t = a\bar{\mu} + [\,c - a(1-g)]\,p_t - c\,p_{t-1} \tag{5}$$

Cardoso admite que $c > a(1-g)$, na suposição de que o efeito Mundell domine o efeito Keynes-Hicks.[1]

Pelo lado da oferta, a taxa de inflação é igual à taxa de crescimento dos salários:

$$p_t = \omega_t \tag{6}$$

A taxa de crescimento dos salários depende da inflação passada e do nível de desemprego na economia. Para uma dada inflação do período precedente, a taxa de crescimento dos salários diminui com o aumento do desemprego. Isto é:

$$\omega_t = h\,u_t + p_{t-1}, \quad h > 0 \tag{7}$$

O nível de desemprego diminui (aumenta) quando a taxa de crescimento do produto é maior (menor) do que a taxa de crescimento do produto potencial, ou seja:

$$u_t - u_{t-1} = -k(y_t - \bar{y}), \quad k > 0 \tag{8}$$

As equações (6), (7) e (8) quando combinadas fornecem, depois de algum algebrismo, a seguinte equação de oferta agregada:

$$p_t = hk(y_t - \bar{y}) + 2\,p_{t-1} - p_{t-2} \tag{9}$$

A solução do sistema de equações formado pelas equações de demanda e oferta agregada, equações (5) e (9), produz a seguinte expressão para a taxa de inflação:[2]

$$p_t = a_0 + a_1\,p_{t-1} + a_2\,p_{t-2} + \epsilon_t \tag{10}$$

onde:

$$a_0 = \frac{hk(a\mu - \bar{y})}{1 - hk\theta}, \quad a_1 = \frac{2 - hkc}{1 - hk\theta}$$

[1] Quando a taxa de inflação esperada aumenta, mantendo-se constante a taxa de juros nominal, a taxa de juros real diminui. Em virtude desta queda da taxa de juros, o dispêndio real cresce e, conseqüentemente, o nível de renda real também aumenta. Este é o chamado efeito Mundell. Por outro lado, quando a taxa de inflação aumenta, para uma dada taxa de crescimento da oferta de moeda, o nível de liquidez real diminui e a taxa de juros nominal sobe. Mantida constante a taxa de inflação esperada, a taxa de juros real aumenta, acarretando uma diminuição do dispêndio e, portanto, da renda real. Este é o efeito Keynes-Hicks.

[2] O erro incorrido por Cardoso na solução do seu modelo deve-se ao uso da técnica empregada por Taylor (1979), num modelo de contratos salariais justapostos, com expectativa racional, que não se aplica no presente caso.

$$a_2 = -\frac{1}{1-hk\,\theta}\quad , \theta = c - a(1-g)$$

e o termo estocástico ϵ_t foi acrescentado à equação.

Esta equação de diferenças finitas de segunda ordem tem uma solução estável quando $1-a_1-a_2 > 0$, $1+a_1-a_2 > 0$ e $1+a_2 > 0$. É fácil verificar que estas condições são equivalentes às seguintes:

$$hk\,\theta > 1, c < \theta \text{ e } hk(\theta + c) > 4$$

Quando existe acomodação completa da política monetária, *g* é igual a 1, e $\theta = c$. Logo, $a_1 + a_2 = 1$ e a equação de diferenças finitas de segunda ordem da taxa de inflação não possui solução estável. Observe-se que, em qualquer circunstância, o coeficiente a_2 não é igual a zero e se $\theta = c$, a_1 é diferente de 1. Portanto, a taxa de inflação não pode seguir um processo estocástico do tipo caminho aleatório.

Na hipótese de acomodação monetária total, a equação (10) pode ser escrita como:

$$p_t - p_{t-1} = a_0 - a_2(p_{t-1} - p_{t-2}) + \epsilon_t \tag{11}$$

em virtude de $a_1 + a_2 = 1$. A taxa de inflação segue, então, um processo do tipo Arima (1, 1, 0), isto é, auto-regressivo de primeira ordem na aceleração da taxa de inflação. Este processo será estável se o coeficiente a_2 for, em valor absoluto, inferior à unidade. Em caso contrário, o processo será instável.

As equações de demanda e oferta agregadas, expressões (5) e (9), podem ser escritas, em notação matricial, da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & -(\theta - cL) \\ -hk & 1-2L+L^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a\bar{\mu} \\ -hk\bar{y} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \upsilon_t \end{bmatrix}$$

ou ainda

$$\Delta(L) \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-2L+L^2 & \theta - cL \\ hk & 1 \end{bmatrix} \left\{ \begin{bmatrix} a\bar{\mu} \\ -hk\bar{y} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \upsilon_t \end{bmatrix} \right\}$$

onde $\Delta(L) = 1 - hk\theta - (2 - chk) L + L^2$ e os termos aleatórios η_t e υ_t foram acrescentados às equações de demanda e oferta, respectivamente. É fácil verificar-se que a variável aleatória ϵ_t da equação (10) é igual a uma combinação linear das variáveis η_t e υ_t, que por hipótese são do tipo *white-noise.* Logo a taxa de inflação no modelo de Cardoso segue um processo Arima (2, 0, 0).

Cabe ainda ressaltar que o último sistema de equações mostra de modo muito claro que o processo estocástico da taxa de crescimento da renda tem um componente auto-regressivo que é idêntico àquele da taxa de inflação. A diferença entre as estruturas dos dois processos reside na componente de média móvel pois a taxa de crescimento da renda seguiria um processo do tipo Arima (2, 0, 2).

3. A evidência empírica: a hipótese do caminho aleatório

Os parâmetros da equação (10) foram estimados através de mínimos quadrados ordinários para diversos países, diferentes índices de preços, e para dois períodos. As tabelas 1 e 3 reportam as estimativas encontradas para o período 1968-I/1982-II,

Tabela 1
Regressão: $p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 p_{t-2}$
(Período: 1968-I/1982-II)

Taxa de inflação	a_0	a_1	a_2	$a_1 + a_2$	R^2	s	F	DW^e (h)
IGP – Brasil[a]	0,67	0,93	0,03	0,96	0,86	2,23	169,17	1,97
	(1,22)	(6,86)	(0,19)	(– 0,76)			(2,55)	(-)
INPC – Brasil[b]	3,63	0,49	0,38	0,87	0,50	4,34	7,13	1,87
	(0,75)	(1,97)	(1,36)	(– 0,55)			(2,14)	(-)
ICVRJ – Brasil[c]	0,66	0,67	0,29	0,96	0,83	2,33	130,52	2,04
	(1,10)	(5,24)	(2,21)	(– 0,66)			(2,55)	(– 0,81)
Alemanha[d]	1,14	0,37	– 0,34	0,03	0,19	0,61	6,51	1,61
	(6,20)	(3,0)	(– 2,83)	(– 6,70)			(2,55)	(4,51)
Inglaterra	1,39	0,44	0,08	0,52	0,25	1,51	9,0	2,01
	(3,29)	(3,29)	(0,63)	(– 3,64)			(2,55)	(-)
EUA	0,43	0,79	– 0,02	0,77	0,61	0,51	43,19	1,97
	(2,45)	(5,81)	(– 0,12)	(– 2,62)			(2,55)	(-)
Argentina	4,86	0,48	0,28	0,76	0,48	12,97	25,59	2,12
	(1,86)	(3,66)	(2,12)	(– 2,27)			(2,55)	(– 3,39)
Chile	3,95	0,55	0,24	0,79	0,55	15,48	33,0	2,06
	(1,43)	(4,19)	(1,84)	(– 2,13)			(2,55)	(– 2,57)
Israel	1,24	0,48	0,44	0,92	0,75	4,14	82,43	2,10
	(1,49)	(3,95)	(3,59)	(– 1,12)			(2,55)	(– 1,03)

[a] Coluna 2, *Conjuntura Econômica.*
[b] Período 1980-I/1984-I.
[c] Coluna 6, *Conjuntura Econômica.*
[d] Para os demais países: linha 64 em *International Financial Statistcs.*
[e] Os valores entre parênteses nesta coluna são as estatísticas *h* de Durbin. Quando existir um traço, significa dizer que não se pode calcular o valor de *h*. Esta observação também é válida para as demais tabelas. Foram usadas as séries publicadas, em suas versões mais recentes, sem ajustamento algum.

enquanto nas tabelas 2 e 4 encontram-se aqueles valores obtidos para o período 1968-I/1983-II, onde os algarismos romanos indicam o trimestre civil do ano. Uma comparação dessas tabelas evidencia o fato de que a introdução de observações mais recentes não produz alterações substantivas nos resultados.

Tabela 2

Regressão: $p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 p_{t-2}$

(Período: 1968-I/1983-III)

Taxa de inflação	a_0	a_1	a_2	$a_1 + a_2$	R^2	s	F	DW (h)
IGP – Brasil[a]	0,70	0,94	0,00006	0,94	0,88	2,20	212,38	1,95
	(1,44)	(7,09)	(0,0004)	(– 0,29)			(2,60)	(–)
ICVRJ – Brasil[b]	0,71	0,67	0,28	0,95	0,85	2,31	167,94	2,03
	(1,34)	(5,30)	(2,12)	(–0,37)			(2,60)	(–)
Alemanha[c]	0,89	0,47	–0,27	0,20	0,20	0,63	7,42	1,67
	(5,33)	(3,77)	(–2,20)	(3,90)			(2,60)	(6,37)
Inglaterra	1,05	0,48	0,13	0,61	0,31	1,51	13,74	2,02
	(2,80)	(3,75)	(0,99)	(–1,57)			(2,60)	(–)
EUA	0,30	0,78	0,03	0,81	0,64	0,54	53,44	1,97
	(1,95)	(5,62)	(0,25)	(–2,32)			(2,60)	(–)
Argentina	4,70	0,50	0,28	0,78	0,50	13,0	29,91	2,14
	(1,91)	(4,03)	(2,24)	(–1,24)			(2,60)	(–3,55)
Chile	3,79	0,55	0,24	0,79	0,56	14,86	38,40	2,06
	(1,53)	(4,41)	(1,93)	(–2,29)			(2,60)	(–2,12)
Israel	1,07	0,50	0,44	0,94	0,79	3,98	110,27	2,11
	(1,43)	(4,28)	(3,79)	(–0,94)			(2,60)	(–1,15)

[a] Coluna 2, *Conjuntura Econômica.*

[b] Coluna 6, *Conjuntura Econômica.*

[c] Para os demais países: linha 64 em *International Financial Statistics.*

A tabela 1 contém as estimativas obtidas quando se mede a taxa de inflação no Brasil pelo Índice Geral de Preços (IGP), no conceito disponibilidade interna, pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e pelo Índice de Custo de Vida na Cidade do Rio de Janeiro (ICVRJ), e também as estimativas dos coeficientes da regressão (10) para a taxa de inflação medida pelo índice de preços ao consumidor dos seguintes países: Alemanha, Inglaterra, EUA, Argentina, Chile e Israel. A hipótese de que a soma dos coeficientes da inflação defasada de um e de dois períodos é igual a 1 não é rejeitada para os índices brasileiros e para Israel. Nos demais casos da tabela 1 esta hipótese é rejeitada como se pode constatar facilmente

pela estatística t, para testar a hipótese nula H_0: $a_1 + a_2 = 1$, contra a hipótese alternativa $H_1 : a_1 + a_2 \neq 1$, que se encontra abaixo dos valores para a estimativa da soma $a_1 + a_2$. A história contada pela tabela 1 repete-se na tabela 2, que abrange o período mais longo 1968-I/1983-III, exceto que agora não se pode rejeitar a hipótese de que $a_1 + a_2$ é igual a 1 para a Inglaterra e a Argentina.

As tabelas 1 e 2 mostram ainda que o coeficiente da taxa de inflação defasada de dois períodos, para ambas amostras, não é significativamente diferente de zero quando a inflação no Brasil é medida pelo IGP; o mesmo fato não ocorre no caso da regressão do ICVRJ. Para o INPC não se poderia, também, rejeitar a hipótese de que a_2 é igual a zero, mas a magnitude desse coeficiente não é desprezível como acontece para a equação do IGP. É fácil verificar-se, para as tabelas 1 e 2, que a hipótese de o coeficiente a_1 ser igual a 1 não é rejeitada para a regressão do IGP. Logo, este tipo de evidência parece confirmar a hipótese sugerida por Cardoso de que a taxa de inflação no Brasil seguiria um processo estocástico do tipo *random-walk*. É claro que esta afirmação não se aplica para as regressões em que a taxa de inflação é medida pelo ICVRJ e pelo INPC.

Tabela 3
Regressão: $p_t = a_0 + a_1\ p_{t-1} + a_2\ p_{t-2}$
(Período: 1968-I/1982-II)

Taxa de inflação (preços por atacado)	a_0	a_1	a_2	$a_1 + a_2$	R^2	s	F	DW (h)
Brasil	0,85	0,82	0,11	0,93	0,82	2,69	123,75	2,00
	(1,32)	(6,11)	(0,83)	(–0,33)			(2,55)	(–)
Alemanha[a]	0,68	0,59	–0,11	0,48	0,29	0,89	10,71	1,96
	(3,36)	(4,24)	(–0,80)	(–4,02)			(2,52)	(–)
Inglaterra	0,71	0,79	–0,04)	0,75	0,59	1,18	39,13	1,97
	(2,38)	(5,85)	(–0,31)	(–2,76)			(2,55)	(–)
EUA	0,84	0,36	0,20	0,56	0,24	1,43	8,70	2,00
	(2,62)	(2,71)	(1,56)	(–2,43)			(2,55)	(–)
Argentina	5,85	0,47	0,24	0,71	0,43	15,10	20,51	2,07
	(2,04)	(3,62)	(1,83)	(–1,78)			(2,55)	(–2,42)
Chile	13,07	0,29	0,16	0,45	0,14	44,06	4,54	2,04
	(1,91)	(2,19)	(1,18)	(–3,04)			(2,55)	(–)
Israel	1,15	0,79	0,13	0,92	0,08	3,72	112,45	2,05
	(1,54)	(5,89)	(0,99)	(–0,55)			(2,55)	(–)

Obs.: para o Brasil foram usados dados da coluna 4, *Conjuntura Econômica*. Para os demais países dados em *International Financial Statistics*. Para Alemanha, Israel e Inglaterra foram usados índices de preços por atacado de bens industriais. Para Chile, de bens nacionais. Para os demais países índices de preços por atacado, total.

[a] Período: 1968-IV/1982-II, ou seja 55 observações. Dados anteriores a 1968 obedeciam a outra base de cálculo.

Tabela 4

Regressão: $p_t = a_o + a_1 \ p_{t-1} + a_2 \ p_{t-2}$

(Período: 1968-I/1983-III)

Taxa de inflação (preços por atacado)	a_o	a_1	a_2	$a_1 + a_2$	R^2	s	F	DW (h)
Brasil	0,83	0,83	0,01	0,84	0,84	2,62	157,23	2,00
	(1,46)	(6,42)	(0,73)	(−0,81)			(2,60)	(–)
Alemanha[a]	0,62	0,61	0,11	0,50	0,31	0,87	13,10	1,97
	(3,34)	(4,65)	(−0,85)	(−4,12)			(2,57)	(–)
Inglaterra	0,57	0,82	−0,04	0,78	0,63	1,14	51,78	1,99
	(2,18)	(6,38)	(−0,28)	(−2,67)			(2,60)	(–)
EUA	0,68	0,39	0,23	0,62	0,29	1,38	12,47	2,01
	(2,43)	(3,06)	(1,85)	(−3,05)			(2,60)	(−0,67)
Argentina	5,57	0,47	0,28	0,75	0,44	15,63	23,94	2,08
	(1,98)	(3,79)	(2,16)	(−2,25)			(2,60)	(−1,84)
Chile	12,32	0,30	0,16	0,46	0,15	42,29	5,27	2,04
	(1,98)	(2,33)	(1,27)	(−3,74)			(2,60)	(–)
Israel	1,09	0,75	0,18	0,93	0,82	3,81	132,75	2,05
	(1,53)	(5,70)	(1,28)	(−1,20)			(2,60)	(–)

[a] Período 1968-IV/1983-III, 60 observações.

Cabe ainda observar que as estimativas do coeficiente a_2, da inflação defasada de dois períodos, da Inglaterra e dos EUA, segundo os valores das estatísticas *t* das tabelas 1 e 2 não permitem rejeitar a hipótese de que esse coeficiente é igual a zero.

Nas tabelas 3 e 4 as regressões das tabelas 1 e 2 são repetidas, com a diferença de que a taxa de inflação é medida pelo índice de preços por atacado de cada país. Essas tabelas mostram que a principal diferença quando se comparam os resultados aí relatados com aqueles das tabelas 1 e 2 diz respeito à hipótese nula H_o: $a_2 = 0$, de que o coeficiente da inflação defasada de dois períodos é igual a zero, contra a hipótese alternativa de que ele é diferente de zero, $H_1: a_2 \neq 0$. Com efeito, agora esta hipótese não seria rejeitada para Brasil, Alemanha, Inglaterra, EUA, Chile e Israel.

Como foi demonstrado anteriormente, quando $a_1 + a_2$ for igual a 1, a equação (10) transforma-se na equação (11), isto é:

$$p_t - p_{t-1} = b_o + b_1 \ (p_{t-1} - p_{t-2}) + \epsilon_t$$

onde $b_o = a_o$ e $b_1 = - a_2$. Embora a hipótese que gera esta equação tenha sido aceita, de maneira sistemática, apenas para os casos do Brasil e Israel, as tabelas 5 a 8 apresentam as estimativas dos parâmetros b_o e b_1 para todos os países analisa-

Tabela 5

Regressão: $p_t - p_{t-1} = b_o + b_1 (p_{t-1} - p_{t-2})$

(Período: 1968-I/1982-II)

Taxa de inflação	b_o	b_1	R^2	DW (h)	s	F^b (2,58)
IGP – Brasil	0,30	–0,05	0,003	1,99	2,22	0,36
	(1,01)	(–0,41)		(–)		
INPC[a] – Brasil	1,11	–0,46	0,22	1,91	4,23	1,18
	(1,04)	(–2,03)		(0,58)		
ICVRJ – Brasil	0,37	–0,32	0,10	2,06	2,32	2,31
	(1,21)	(–2,50)		(–0,81)		
Alemanha	0,03	–0,13	0,02	2,14	0,81	0,31
	(0,27)	(–0,95)		(–)		
Inglaterra	0,05	–0,31	0,10	2,15	1,66	1,92
	(0,22)	(–2,44)		(–2,43)		
EUA	0,001	–0,01	0,009	2,05	0,54	0,18
	(0,14)	(–0,74)		(–)		
Argentina	0,25	–0,40	0,16	2,22	13,48	3,37
	(0,14)	(–3,24)		(–2,51)		
Chile	–0,08	–0,34	0,12	2,13	15,97	2,47
	(–0,04)	(–2,77)		(–1,66)		
Israel	0,58	–0,48	0,23	2,14	4,14	5,51
	(1,07)	(–4,08)		(–1,19)		

[a] Período 1980-I/1984-I.

[b] Exceto para o INPC, os graus de liberdade da estatística F são 2 para o numerador e 58 para o denominador; para o INPC os graus são, respectivamente, 3 e 17.

dos nas tabelas precedentes. Cabe ainda observar que se ambos os coeficientes forem iguais a zero, $b_o = b_1 = 0$, a taxa de inflação seguiria um processo estocástico do tipo caminho aleatório se ϵ_t for uma variável ruído-branco. A estatística *F* nas tabelas 5 a 8 serve justamente para se testar a hipótese de que ambos os coeficientes são iguais a zero, contra a hipótese alternativa de que eles são diferentes de zero.

As tabelas 5 a 8 mostram que os sinais de todos os coeficientes b_1 são negativos. Todavia, os resultados de algumas regressões são bastante pobres, como é o caso das regressões para o IGP, para a Alemanha quando se mede a inflação tanto pelo índice de preços ao consumidor como pelo índice de preços por atacado, para a regressão do índice de preços ao consumidor dos EUA, para a Inglaterra e Israel nas regressões que correspondem ao índice de preços por atacado.

A hipótese de que ambos os coeficientes são iguais a zero não é rejeitada para o IGP, o INPC, o ICVRJ, a Alemanha, a Inglaterra, os EUA e o Chile, para o período 1968-I/1982-II, nas regressões da tabela 5, como se pode constatar facilmente pelos valores de estatística *F*. Este tipo de evidência não nos levaria a rejeitar a hipótese sugerida por Cardoso de que a taxa de inflação no Brasil seguiria

Tabela 6

Regressão: $p_t - p_{t-1} = b_o + b_1 (p_{t-1} - p_{t-2})$

(Período: 1968-I/1983-III)

Taxa de inflação	b_o	b_1	R^2	DW (h)	s	F (2,63)
IGP – Brasil	0,19 (0,67)	−0,04 (−0,31)	0,002	1,99 (–)	2,21	13,73
ICVRJ – Brasil	0,27 (0,92)	−0,31 (−2,49)	0,09	2,06 (−3,01)	2,31	11,48
Alemanha	0,01 (0,14)	−0,12 (−0,95)	0,01	2,14 (–)	0,78	0,42
Inglaterra	0,0007 (0,003)	−0,32 (−2,64)	0,10	2,15 (−2,19)	1,62	2,64
EUA	−0,008) (−0,12)	−0,12 (−0,89)	0,01	2,10 (–)	0,56	2,44
Argentina	0,81 (0,48)	−0,40 (−3,37)	0,16	2,22 (−2,46)	13,36	4,27
Chile	0,14 (0,07)	−0,34 (−2,87)	0,12	2,13 (−1,72)	15,35	2,77
Israel	0,56 (1,12)	−0,48 (−4,24)	0,23	2,14 (−1,24)	3,97	7,28

Tabela 7

Regressão: $p_t - p_{t-1} = b_o + b_1 (p_{t-1} - p_{t-2})$

(Período: 1968-I/1982-II)

Taxa de inflação (preços por atacado)	b_o	b_1	R^2	DW (h)	s	F^b (2,58)
Brasil	0,32 (0,90)	−0,15 (−1,13)	0,02	2,04 (–)	2,69	0,62
Alemanha[a]	0,02 . (0,17)	−0,14 (−1,0)	0,02	2,09 (–)	1,02	0,33
Inglaterra	0,01 (0,08)	−0,08 (−0,58)	0,006	2,02 (–)	1,24	0,11
EUA	0,008 (0,04)	−0,42 (−3,45)	0,18	2,14 (−1,43)	137,70	3,83
Argentina	0,54 (0,26)	−0,38 (−0,11)	0,15	2,17 (−1,95)	15,83	3,12
Chile	−0,11 (−0,02)	−0,43 (−3,60)	0,19	2,25 (−2,39)	48,56	4,17
Israel	0,48 (0,97)	−0,18 (−1,34)	0,03	2,09 (–)	3,74	0,80

[a] Período 1968-IV/1982-II.

[b] A estatística F para a Alemanha tem 2 graus de liberdade no numerador e 55 no denominador.

Tabela 8

Regressão: $p_t - p_{t-1} = b_o + b_1 (p_{t-1} - p_{t-2})$

(Período: 1968-I/1983-III)

Taxa de inflação (preços por atacado)	b_o	b_1	R^2	DW (h)	s	F^b (2,63)
Brasil	0,21 (0,62)	−0,14 (−1,08)	0,02	2,04 (−)	2,63	12,50
Alemanha[a]	0,02 (0,12)	−0,13 (−0,98)	0,02	2,09 (−)	0,98	0,32
Inglaterra	0,005 (0,03)	(−0,07) (−0,55)	0,005	2,03 (−)	1,19	0,54
EUA	0,004 (0,02)	−0,42) (−3,62)	0,18	2,14 (−1,46)	1,48	4.37
Argentina	1,11 (0,55)	−0,42 (−3,58)	0,17	2,17 (−1,97)	16,12	4,86
Chile	0,36 (0,06)	−0,43 (−3,74)	0,19	2,25 (−2,47)	46,60	4,65
Israel	0,45 (0,92)	−0,23 (−1,73)	0,05	2,10 (−)	3,83	1,58

[a] Período: 1968-IV/1983-III.

[b] A estatística F para a Alemanha tem 2 graus de liberdade no numerador e 60 no denominador.

um processo aleatório do tipo caminho aleatório (*random-walk*). Entretanto, a tabela 6 mostra que a simples inclusão de cinco observações adicionais conduz-nos a rejeitar a hipótese de que ambos os coeficientes, b_o e b_1, são iguais a zero para o IGP e o ICVRJ.

As tabelas 7 e 8 das regressões em que a taxa de inflação é medida pelo índice de preços por atacado contam praticamente a mesma história das tabelas 5 e 6. A hipótese de que ambos os coeficientes são iguais a zero não é rejeitada, no primeiro período, para o IPA brasileiro. Todavia, não se pode aceitar tal hipótese para o segundo período. A hipótese de que ambos os coeficientes são iguais a zero é aceita, em ambos períodos, para as regressões da Alemanha, da Inglaterra e do Chile.

4. Modelos Arima para a taxa de inflação

O modelo Arima (p, d, q) sugerido por Box & Jenkins para analisar séries temporais é expresso por:

$$\phi (L) (1-L)^d p_t = \delta + \theta (L) \epsilon_t$$

onde φ (L) e θ(L) são polinômios no operador de defasagem L ($L^i X_t = X_{t-i}$):

Tabela 9
Modelos Arima para a taxa de inflação

Inflação média	Parâmetros			Teste de Box-Pierce
	δ	ϕ	θ	Q(24)*
IGP	0,24	--	0,48	13,8
(1968-I/1982-II)	(1,20)		(4,19)	(33,9)
IGP	0,20	0,19	0,64	15,1
(1968-I/1982-II)	(1,31)	(0,75)	(3,37)	(32,7)
IGP	0,44	–	0,30	20,5
(1968-I/1984-II)	(1,43)		(2,50)	(33,9)
IGP	0,23	0,46	0,72	23,4
(1968-I/1984-I)	(1,11)	(1,43)	(2,80)	(32,7)
ICVRJ	0,26	–	0,63	11,1
(1968-I/1982-II)	(1,81)		(6,19)	(33,9)
ICVRJ	0,26	−0,001	0,63	11,1
(1968-I/1982-II)	(1,68)	(−0,007)	(3,96)	(32,7)
ICVRJ	0,40	–	0,53	17,3
(1968-I/1984-I)	(2,06)		(4,79)	(33,9)
ICVRJ	0,40	−0,007	0,52	17,2
(1968-I/1984-I)	(1,80)	(−0,003)	(2,51)	(32,7)
IPA	0,25	–	0,46	13,6
(1968-I/1982-II)	(1,07)		(3,87)	(33,9)
IPA	0,17	0,37	0,77	14,8
(1968-I/1982-II)	(1,44)	(1,71)	(5,40)	(32,7)
IPA	0,17	0,61	0,85	14,4
(1968-I/1984-I)	(0,15)	(2,70)	(5,41)	(32,7)

* Os valores entre parênteses nesta coluna são os valores de χ^2 para um nível de significância de 5%.

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^p$$

$$\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \ldots - \theta_q L^q$$

A metodologia proposta por Box & Jenkins consiste em identificar-se preliminarmente com base no autocorrelograma e na função de autocorrelação parcial possíveis valores para os parâmetros p, d e q. A partir desses valores iniciais estimam-se os parâmetros ϕ e θ, e em seguida procede-se a alguns testes para verificar-se a adequação do modelo às séries temporais estudadas.

A análise preliminar dos autocorrelogramas e das funções de autocorrelação parcial sugeriu modelos do tipo Arima (0, 1, 1) para a taxa de inflação, quer medida pelo Índice Geral de Preços (IGP), pelo Índice de Custo de Vida na Cidade do Rio de Janeiro (ICVRJ) ou pelo Índice de Preços por Atacado (IPA). Este modelo é dado por:

$$p_t - p_{t-1} = \delta + \epsilon_t - \theta\, \epsilon_{t-1} \qquad (12)$$

Observe-se que se o parâmetro θ for igual a zero, a taxa de inflação seguiria um processo estocástico do tipo caminho aleatório. Portanto, o teste da hipótese $H_0: \theta = 0$, contra a alternativa $H_1: \theta \neq 0$, é importante para investigar a hipótese sugerida por Cardoso.

A tabela 9 reporta os resultados obtidos na estimação dos parâmetros de (12). A hipótese nula de que θ é igual a zero é rejeitada em todos os casos analisados. O teste de Box-Pierce para verificar se os resíduos seguem um processo do tipo ruído-branco (*white-noise*) indica que esta hipótese não pode ser rejeitada. Um procedimento sugerido por Box & Jenkins para confirmar a adequação do modelo consiste em introduzirem-se coeficientes adicionais e testar se eles são nulos. Adicionamos, então, um parâmetro auto-regressivo ao modelo (12), ou seja:

$$p_t - p_{t-1} = \delta + \phi\,(p_{t-1} - p_{t-2}) + \epsilon_t - \theta\, \epsilon_{t-1} \qquad (13)$$

que corresponde à equação (11) quando θ é igual a zero. A tabela 9 mostra que não se pode rejeitar ao nível de 5% a hipótese de que o parâmetro ϕ é igual a zero para o IGP e o ICVRJ, embora somente para o caso do ICVRJ a magnitude de ϕ seja realmente desprezível.

É interessante observar que a previsão da taxa de inflação num modelo do tipo Arima (0, 1, 1) segue a fórmula de expectativa adaptada de Cagan (1956). Com efeito,

$$p_t = p_t^e + \epsilon_t = \frac{1-\theta}{1-\theta L}\, p_{t-1} + \epsilon_t$$

onde

$$p_t^e = \underset{t-1}{E}\, p_t = p_{t-1} - \theta\, \epsilon_{t-1}$$

e admitimos que a constante δ é igual a zero. Segue-se, então, que:

$$p_t^e = p_{t-1} - \theta (p_{t-1} - p_{t-1}^e)$$

ou ainda:

$$p_t^e = (1-\theta)\, p_{t-1} + \theta\, p_{t-1}^e = \frac{(1-\theta)}{1-\theta L}\, p_{t-1}$$

As estimativas apresentadas na tabela 9 sugerem, então, que, ao invés de expectativa estática associada ao processo caminho aleatório, a previsão da inflação, quando medida pelo ICVRJ, seguiria o mecanismo de expectativa adaptada gerado pelo modelo Arima (0, 1, 1). Para o IGP não se poderia descartar este modelo e para o IPA as estimativas da tabela 9 sugerem um Arima (1, 1, 1). Esta evidência

não significa dizer que outros processos estocásticos não seriam plausíveis representações da evolução da taxa de inflação. Aliás, a seleção de um modelo quando se dispõe de várias alternativas é um problema bastante conhecido na literatura estatística que trata da análise de séries temporais. Entretanto, a evidência apresentada aqui mostra que existem processos estocásticos estáveis capazes de representarem o comportamento da taxa de inflação.

5. Conclusões

A hipótese do caminho aleatório não pode ser gerada pelo modelo de Cardoso, pois o processo estocástico da taxa de inflação é auto-regressivo de segunda ordem, e o coeficiente de segunda ordem é sempre diferente de zero.

Quando existe acomodação completa da política monetária, o processo estocástico da taxa de inflação é instável, porém o processo estocástico da aceleração da inflação pode ser estável.

A principal conclusão que emerge da investigação empírica realizada no item precedente é de que a hipótese do caminho aleatório (*random-walk*), para a taxa de inflação, não sai incólume quando se utilizam diferentes métodos para testá-la. Mais especificamente, através de técnicas desenvolvidas por Box & Jenkins, para a análise de séries temporais, a hipótese do caminho aleatório foi rejeitada, nos períodos estudados, para todos os índices de preços que foram empregados para medir-se a taxa de inflação.

Quando a inflação é medida pelo IPA, o processo estocástico Arima (1, 1, 1), identificado para esta série, é consistente com a hipótese de acomodação completa na política monetária. Todavia, a evidência empírica sugere que a taxa de inflação, quando medida tanto pelo ICVRJ como pelo IGP, poderia ser representada pelo mecanismo de expectativa adaptada de Cagan. Este resultado não é consistente com o modelo de Cardoso, que supõe indexação com política de acomodação monetária.

Referências bibliográficas

Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. *Time series analysis forecasting and control.* San Francisco, Holden-Day, 1970.

Cagan, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: Friedman, M., org. *Studies in the quantity theory of money.* Chicago, The University of Chicago Press, 1956.

Cardoso, E.A. Indexação e acomodação monetária: um teste do processo inflacionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia, 37*(1):3-11, jan./mar. 1983.

Dornbusch, R. PPP exchange rate rules and macroeconomic stability. *Journal of Political Economy, 90*:158-65, 1982.

Taylor, J. Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review, Papers and Proceedings, 69*:108-13, 1979.