

# Impactos antiinflacionários dos controles de salários e preços: 1964/68 \*

FERNANDO MAIDA DALL'ACQUA \*\*

*Este trabalho examina a relação empírica entre a inflação e os controles de salários e preços na economia brasileira no período 1964/68. Inicialmente, apresentam-se modelos de série temporal, que permitem avaliar possíveis deslocamentos na trajetória de diversas categorias de preços, associados à mudança nas regras de negociação salarial instituída em 1965. Em seguida, esses modelos são modificados para incorporar a mudança de nível na trajetória de preços, devido ao controle salarial. Basicamente, superpõem-se à estrutura geradora, anteriormente identificada, componentes de tendência associados aos subperíodos em que se efetivaram as intervenções sobre os salários e preços. As estimativas obtidas para os parâmetros desses modelos permitem avaliar empiricamente a eficácia do controle compulsório de preços instituído em janeiro de 1968.*

## 1 — Introdução

Em novembro de 1964, sob o regime militar recém-instalado, surge o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG), que inclui uma importante modificação na política antiinflacionária do período anterior: substitui-se a negociação direta dos salários entre empregados e empregadores por uma fórmula oficial de reajustes. Essa nova política salarial é acompanhada por estímulos fiscais e creditícios para as empresas que queiram aderir a um flexível programa de controle de preços. Em 1968, por ocasião da criação do Conselho Interministerial de Preços, essa sistemática é modificada, tornando-se obrigatório e presumivelmente mais rigoroso o controle de preços por parte do governo, em particular para as empresas industriais.

Neste estudo procura-se avaliar a eficácia antiinflacionária dos controles de salários e preços durante o período 1964/68. Verifica-se que há um deslocamento para baixo na trajetória dos preços no atacado — geral, agrícolas e industriais — a partir do início do controle de salários. Não se constata, entretanto, nenhuma modificação a partir de janeiro de 1968, data de início do controle compulsório de preços. Em outras palavras,

\* O autor agradece os comentários de José Francisco Soares, da UFMG, e de dois referencas anônimos desta revista.

\*\* Do DDT/EMBRAPA, Brasília.

apresentam-se evidências empíricas da eficácia antiinflacionária da intervenção salarial e da inutilidade da intervenção sobre os preços tal como praticadas no período.

Essas conclusões são obtidas através de modelos de série temporal que permitem avaliar deslocamentos na trajetória da inflação associados às intervenções governamentais sobre os salários e preços.

Incluindo esta introdução, o trabalho está dividido em cinco seções. Na segunda seção, apresenta-se uma breve discussão da política de renda entre 1964/68. Na terceira, são apresentados os modelos para as diversas categorias de preços no atacado, que permitem avaliar a eficácia antiinflacionária do controle de salários através da simulação da trajetória dos preços, caso esse controle não tivesse sido instituído. Na quarta, apresentam-se os modelos que permitem estudar a eficácia do controle de preços, tal como ele foi praticado pelo governo. Esses modelos são diferentes dos usados na seção anterior, pois incorporam a mudança de nível na trajetória de preços, devido ao controle salarial. Na última seção são apresentadas as conclusões.

Finalmente, deve-se dizer que não se pretende, neste artigo, desenvolver ou provar nenhuma teoria para aplicar os fenômenos sob observação. Assim, o caráter deste estudo é essencialmente empírico.

## 2 — Breve revisão da política de renda do período 1964/68

Em 1965, a Circular n.º 10, do Ministério Extraordinário para Assuntos do Gabinete Civil, muda as regras da negociação salarial entre empregados e empregadores, estabelecendo uma fórmula para o reajuste dos salários. É fato conhecido que a versão dessa fórmula salarial, em vigor entre 1965/68, subestima sistematicamente os resíduos inflacionários esperados para os períodos seguintes. Por isto, resulta numa substancial redução do salário mínimo real, a partir de março de 1965, quando essa fórmula é utilizada pela primeira vez.<sup>1</sup> Em geral, como os acordos coletivos na Justiça do Trabalho seguem uma taxa de reajuste semelhante à do salário mínimo, a fórmula oficial acaba também por reduzir os salários regulados por esses dissídios, mesmo para trabalhadores que recebem acima do salário mínimo [Suplicy (1974)]. Em decorrência, o índice do salário real médio dos trabalhadores ligados à indústria de transformação apre-

<sup>1</sup> O índice do salário mínimo real cai de 126, em fevereiro de 1964, para 103, em março de 1965. Essa tendência continua nos dois anos seguintes, com o índice caindo para 91, em março de 1966, e para 83, em março de 1967. Em março de 1968, ele aumenta apenas levemente para 84 e, em março de 1969, cai novamente para 79 [Lara Resende (1982)].

senta tendência semelhante ao do salário mínimo real [Lara Resende (1982, p. 780)].

Paralelamente, inicia-se um controle de preços, porém de forma muito menos rigorosa que o controle salarial. Em 23 de fevereiro de 1965, através da Portaria Interministerial GB-71, cria-se a Comissão de Estímulo à Estabilização de Preços (CONEP). Institui-se uma série de incentivos fiscais e creditícios às empresas – principalmente industriais – que aderirem espontaneamente ao programa de combate à inflação, elevando moderadamente seus preços [Da Mata (1980, p. 918)]. Não existe, portanto, obrigatoriedade à adesão, nem as empresas que aderirem voluntariamente ao esquema são submetidas a um rígido controle de aumento de preços, o que irá efetivamente ocorrer somente a partir de janeiro de 1968, quando se inicia a gestão de Delfim Netto no Ministério da Fazenda. Os reajustes de preços pretendidos pelas empresas ficam, a partir de então, sujeitos à aprovação da CONEP, que passa a levar em conta a correspondência entre a evolução dos preços e a variação dos custos. As empresas que infringirem os aumentos autorizados pela CONEP serão punidas através de medidas administrativas, creditícias e fiscais, ou mesmo através de sanções previstas em lei [Da Mata (1980, p. 920)]. A implementação desse sistema compulsório é acompanhada da criação do Conselho Interministerial de Preços (CIP), que substitui a CONEP.

Em geral, atribui-se grande parte do sucesso no controle da inflação, entre 1965/68, às mudanças na política de renda. A desaceleração dos preços industriais, que comanda a redução na taxa de inflação, teria sido possível pela violenta redução dos salários reais. Evidências a esse respeito são obtidas pela comparação entre os reajustes salariais e o movimento dos preços nos períodos pré e pós-intervenção salarial. De fato, os dados mostram uma certa associação entre as reduções nos salários reais e a queda no crescimento dos preços industriais, principalmente no período 1963/67 [Bacha (1977, p. 51)]. Porém, isto não significa, necessariamente, que a política salarial tenha sido eficaz no combate à inflação. O mesmo se diz do controle de preços. Os índices de inflação obtidos em 1968 não atestam, por si sós, que este instrumento tenha sido utilizado de forma efetiva para eliminar as tendências inflacionárias remanescentes na economia como algumas vezes se supõe [Bresser Pereira e Nakano (1984, p. 98)].

O procedimento teoricamente mais adequado para se fazer tal julgamento seria estabelecer o que teria ocorrido com a trajetória dos preços, caso o governo não tivesse aplicado os controles. Desvios na trajetória esperada, associados a mudanças na política salarial e na sistemática de controle de preços, forneceriam indicações mais seguras sobre a eficácia dessas medidas.

Em geral, os trabalhos realizados nesta linha utilizam modelos estruturais em que as taxas de mudanças de preços são relacionadas com outras variáveis econômicas [Gordon (1972)]. Esses modelos têm sido criticados

quanto à instabilidade dos parâmetros e à autocorrelação dos resíduos [Oi (1973)].

Feige e Pierce (1973), analisando a eficácia das políticas de renda sobre a inflação nos Estados Unidos, durante o período 1971/72, utilizam modelos de série temporal para gerar a trajetória simulada dos preços. Argumentam que a motivação básica dessa escolha está na insatisfatória confiabilidade dos modelos estruturais. Modelos do tipo ARIMA seriam mais robustos que modelos estruturais para se gerarem previsões pós-amostrais. As críticas a este procedimento, embora não questionem previsões de curto prazo dos modelos do tipo ARIMA, levantam sérias dúvidas quanto à confiabilidade de suas previsões de longo prazo [McGuirre (1973)]. Por isto, neste trabalho, utilizam-se modelos de série temporal mas com o cuidado de fundamentar as conclusões não apenas em comparações entre as trajetórias dos preços, observada e predita, mas também através da análise de intervenções, técnica esta que não envolve previsões.

O leitor deve precaver-se de que as evidências empíricas apresentadas associam mudanças no comportamento da série exclusivamente aos controles de salários e preços. É provável, contudo, que outras variáveis explicativas, além dos controles, afetem também o comportamento da série de preços em questão. Assim, uma importante limitação do presente estudo, decorrente dos métodos utilizados, é a impossibilidade de isolar o impacto parcial dos controles de salários e preços do possível efeito do conjunto de outras variáveis explicativas.<sup>2</sup>

### 3 — Efeito do controle salarial

As taxas mensais de variação analisadas referem-se aos seguintes índices de preços no atacado: geral (PG), produtos agrícolas (PA) e produtos industriais (PI). Esses índices são coletados pela Fundação Getúlio Vargas e publicados na *Conjuntura Econômica*. A série completa dos dados para cada índice de preços inclui 191 observações referentes ao período fevereiro de 1953 a dezembro de 1968.<sup>3</sup>

Denote-se por  $Y_t$  o processo estocástico gerador de qualquer uma das três séries acima. Neste contexto, a série temporal em questão,  $Y_1, Y_2, \dots, Y_{191}$ , é apenas uma das infinitas trajetórias possíveis de serem geradas pelo

<sup>2</sup> Sobre este ponto, a crítica correspondente que se pode fazer aos modelos estruturais é que os controles de salários e preços podem "... afetar a trajetória das variáveis exógenas e (assim) conduzir a discrepâncias entre as taxas de mudança de preços simuladas e observadas" [Oi (1973, p. 9)].

<sup>3</sup> Em 1968, as séries PG, PA e PI apareceram, respectivamente, nas colunas 44, 46 e 49 da *Conjuntura Econômica*.

processo estocástico  $Y_t$ . Para identificar a estrutura geradora  $Y_t$  empregam-se, aqui, modelos da família ARIMA, com a seguinte forma geral:

$$\partial(B) Y_t = \rho(B) a_t \quad (1)$$

onde  $B$  é um operador de defasagem — ou seja,  $B^i Y_t = Y_{t-i}$  —,  $\partial(B)$  e  $\rho(B)$  são polinômios em  $B$  e  $a_t$  é ruído branco. A inspeção visual e as funções amostrais de autocorrelação e autocorrelação parcial das três séries em apreço indicam não-estacionaridade e comportamento altamente sazonal. As funções de autocorrelação da diferença  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-12}$  sugerem os seguintes modelos:

$$\text{PG: } Y_t = \{ (1 - \theta_1 B^4 - \theta_2 B^{12}) / (1 - B^{12}) (1 - \phi_1 B) \} a_t \quad (2)$$

$$\text{PI: } Y_t = \mu + \{ (1 - \theta_1 B^4 - \theta_2 B^{12}) / (1 - B^{12}) (1 - \phi_1 B) \} a_t \quad (3)$$

$$\text{PA: } Y_t = \{ (1 - \theta_1 B^{12}) / (1 - B^{12}) (1 - \phi_1 B) \} a_t \quad (4)$$

Para apreciação do efeito do controle salarial, os modelos acima são ajustados para o período fevereiro de 1953 a fevereiro de 1965. Os resultados decorrentes da aplicação dos mínimos quadrados são apresentados na Tabela 1.

TABELA 1

*Estimativa econométrica das equações (2), (3) e (4)*

Séries	Equações	Parâmetros	Estimativa	Desvio	$t_0$	$P_r(t \geq  t_0 )$
PG	Equação (2)	$\theta_1$	-0,16	0,07	-2,25	<0,05
		$\theta_2$	0,60	0,07	8,39	<0,05
		$\phi_1$	0,36	0,08	4,31	<0,05
PI	Equação (3)	$\mu$	0,28	0,18	1,53	0,14
		$\theta_1$	-0,03	0,08	-0,44	0,65
		$\theta_2$	0,51	0,08	6,44	<0,05
		$\phi_1$	0,36	0,09	4,18	<0,05
PA	Equação (4)	$\theta_1$	0,66	0,07	9,30	<0,05
		$\phi_1$	0,29	0,08	3,43	<0,05

Verifica-se que todos os modelos ajustados apresentam característica sazonal de período 12, o que, para os preços agrícolas, é facilmente explicado pela própria sazonalidade do processo de produção. Para os preços industriais, embora a média ( $\mu$ ) e o coeficiente  $\theta_1$  não sejam significativos ao nível de 5%, eles são mantidos por melhorarem substancialmente a capacidade de predição do modelo.

A adequação desses modelos é constatada após os testes baseados nas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos, do teste de Box-Pierce e de sua capacidade de predição. Essa capacidade é avaliada calculando-se a média das predições "um passo à frente" nos 12 meses (março de 1964 a fevereiro de 1965) que antecedem a introdução do controle salarial. Os resultados apresentados na primeira coluna da Tabela 2, a seguir, evidenciam a adequação dos três modelos ARIMA acima, quando julgados pelas predições. A média das taxas mensais preditas, em relação à média observada, é praticamente igual para PG, superestimada em 0,14% para PA e subestimada em 0,16% para PI.

Esses modelos são, a seguir, utilizados para estimar as predições pós-amostrais para o período março de 1965 a fevereiro de 1966, ou seja, para cada um dos 12 meses seguintes à introdução do controle salarial. A escolha de 12 meses para o período pós-amostral justifica-se pela dificuldade em se prever, a longo prazo, com o modelo Box-Jenkins.<sup>4</sup> As predições são feitas com base em fevereiro de 1965, sem atualização mês a mês. Isto porque se procura constatar uma possível mudança na trajetória de cada série a partir de março de 1965, ou seja, a partir da primeira drástica redução dos salários reais.

As comparações entre as médias das taxas mensais, preditas e observadas durante o período pós-controle salarial, são apresentadas na segunda coluna da Tabela 2.

As predições são a estimativa das taxas mensais de variação que teriam ocorrido na ausência do controle salarial. Assim, as diferenças entre as taxas observadas e preditas dão uma indicação do efeito da política salarial sobre o comportamento dos preços. As predições indicam que as médias das taxas mensais para PG e PI teriam sido de 4,58 e 5,0%, respectivamente, na ausência do controle. As médias das taxas mensais observadas são 2,44 e 2,61%, respectivamente. A simples comparação desses resultados sugere que o controle salarial é efetivo na redução da taxa de variação desses preços. Essa conclusão pode ser visualizada no gráfico a seguir, onde são apresentadas as taxas de variação, observadas e preditas, de PG, PI e PA para cada um dos 12 meses seguintes à intervenção nos salários. Nota-se que, a partir de março de 1965, as taxas observadas tendem a

<sup>4</sup> O modelo de intervenção apresentado na próxima seção dá evidências de que as conclusões baseadas no período pós-amostral, de março de 1965 a fevereiro de 1966, continuam válidas, mesmo que este período seja estendido até dezembro de 1968.

TABELA 2

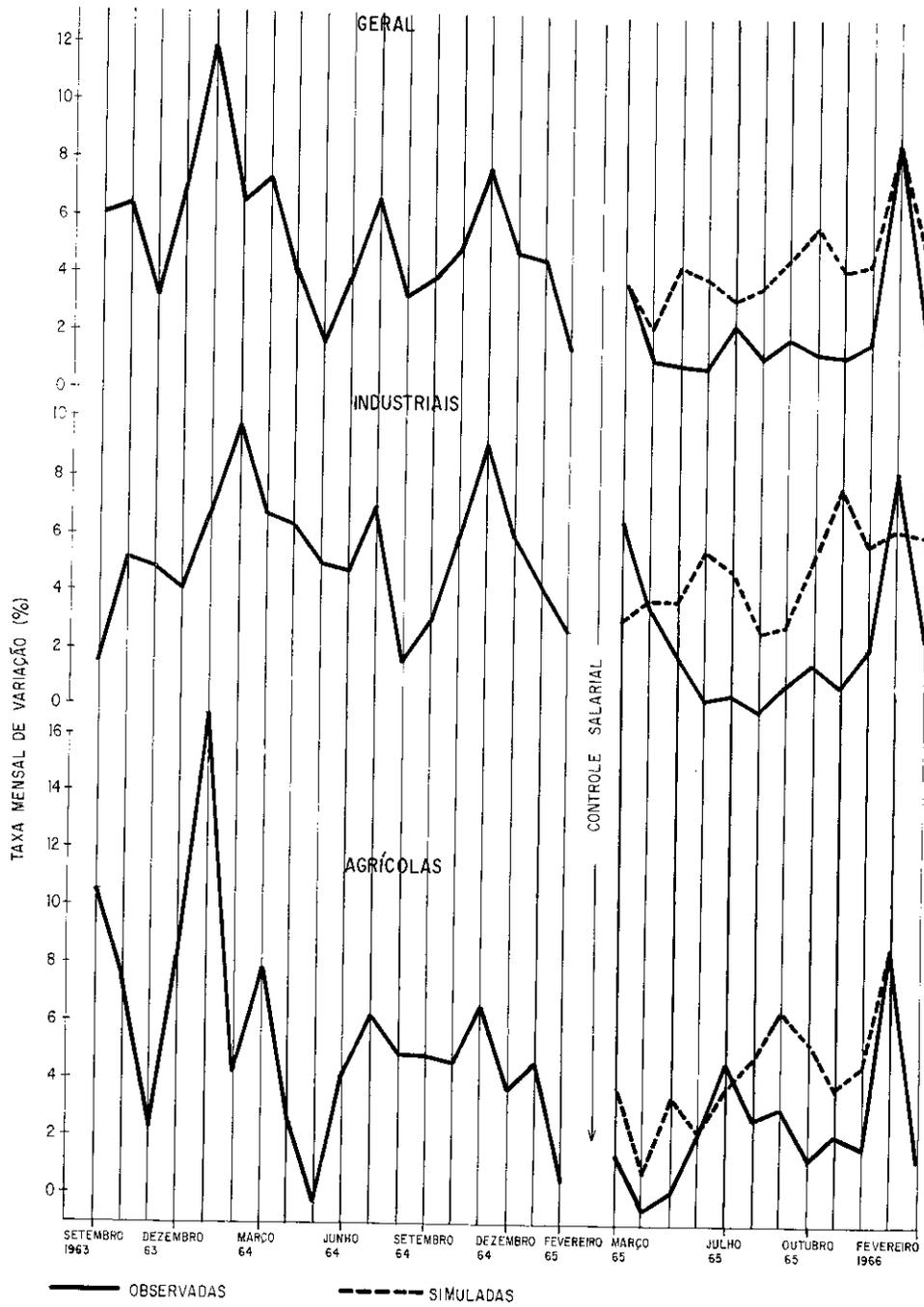
*Comparação entre as médias das taxas mensais de variação observadas e preditas*

Séries	Média das taxas mensais (%)	
	Pré-controle (março de 1964 a fevereiro de 1965)	Pós-controle (março de 1965 a fevereiro de 1966)
Geral		
Observada	4,67	2,44
Predita	4,65	4,58
Diferença	0,02	2,14
Preços industriais		
Observada	5,31	2,61
Predita	5,15	5,0
Diferença	0,16	2,39
Preços agrícolas		
Observada	4,10	2,30
Predita	4,24	4,18
Diferença	0,14	1,88

distanciar-se gradativamente das estimativas das taxas de variação que teriam prevalecido na ausência do controle salarial.

Para os preços agrícolas, observa-se também uma redução nas taxas mensais de variação: enquanto a média das taxas mensais observadas é de 2,30%, a predita fica em 4,18%. É, no entanto, temerário atribuir-se apenas ao controle salarial essa substancial redução no crescimento dos preços agrícolas. No setor industrial, onde amplos segmentos trabalham com preços administrados, aumentos salariais em ritmo inferior à inflação provocam uma redução no ritmo de crescimento da folha de pagamento, permitindo, assim, uma queda imediata na taxa de crescimento dos preços. Em contraste, nos mercados agrícolas competitivos, é provável que os efeitos da redução no poder de compra da mão-de-obra industrial sobre o crescimento dos preços agrícolas sejam sentidos em sua plenitude, apenas a médio prazo, através da contração da demanda. Assim, é provável que a substancial redução no crescimento dos preços agrícolas esteja associada principalmente ao impacto da safra agrícola, que cresce 13,8% em 1965, após dois anos de safras ruins.

# PREÇOS NO ATACADO



#### 4 — Controle compulsório dos preços

O objetivo desta seção é verificar a eficácia antiinflacionária do controle compulsório de preços instituído em janeiro de 1968. Na análise desta questão, há de se considerar a mudança no nível da série de preços associada ao controle salarial ainda em vigor, quando da instituição do controle compulsório de preços. Isto é feito através do ajuste de modelos de intervenção — uma generalização dos modelos ARIMA, que permitem o tratamento de mudanças no nível da série, ocasionadas por fatores exógenos. Supõe-se que o processo gerador da série tem dois componentes: um determinístico, para captar o efeito da intervenção, e outro estocástico, como nos modelos ARIMA — equação (1).

A forma geral dos modelos de intervenção, proposta por Box e Tiao (1975), é:

$$Y_t = f(\delta, \omega, \xi, t) + \{\rho(B) / \partial(B)\} a_t \quad (5)$$

onde:

$(\xi, t)$  representam os possíveis efeitos determinísticos do tempo  $(t)$  e os efeitos de intervenções, ou seja, de variáveis exógenas  $(\xi)$ ; e

$\delta$  e  $\omega$  são conjuntos de parâmetros desta parte do modelo.

Freqüentemente, os efeitos das variáveis exógenas podem ser representados por:

$$f(\delta, \omega, \xi, t) = \sum_{j=1}^k \lambda_{tj} = \sum_{j=1}^k \{\omega_j(B) / \delta_j(B)\} \xi_{tj} \quad (6)$$

onde:

$\lambda_{tj}$  representa a transferência dinâmica de  $\xi$ ;

$\delta_j(B) = 1 - \delta_{1j}B - \dots - \delta_{rj}B^r$  (polinômio de grau  $r$ ); e

$\omega_j(B) = 1 - \omega_{1j}B - \dots - \omega_{sj}B^s$  (polinômio de grau  $s$ ).

A forma do modelo de intervenção utilizada para avaliar o impacto antiinflacionário do controle compulsório dos preços é:

$$Y_t = \mu + \omega_1 \xi_{t1} + \omega_2 \xi_{t2} + \{\rho(B) / \partial(B)\} a_t \quad (7)$$

onde:

$\mu$  = média da série;

$\xi_{t1} = \begin{cases} 1 & \text{para } t \geq \text{março de 1965; e} \\ 0 & \text{de outro modo;} \end{cases}$

$$\xi_{t2} = \begin{cases} 1 & \text{para } t \geq \text{janeiro de 1968; e} \\ 0 & \text{de outro modo.} \end{cases}$$

No modelo acima, os parâmetros  $\omega_1$  e  $\omega_2$  captam, respectivamente, a influência do controle salarial iniciado em março de 1965 e do controle compulsório de preços instituído em janeiro de 1968. Através desses parâmetros, é possível verificar a influência do controle de preços depois de retirado o efeito associado ao controle salarial. Ao se utilizar este modelo, admite-se que os dois controles introduzidos afetam o nível mas não a estrutura geradora da série — equações (2), (3) e (4). Esta hipótese parece razoável, já que o modelo acima, quando aplicado às séries de preços, passa nos testes usuais de adequação.

Para os preços industriais são ajustados dois modelos: no primeiro, mantém-se a estrutura geradora apresentada na seção anterior; no segundo, eliminam-se a média e o termo sazonal de periodicidade 4, que, embora não sejam significativos, são anteriormente mantidos no modelo para efeito de predição.

Os resultados do ajuste dos mínimos quadrados para os modelos são:

*Geral:*

$$Y_t = \frac{-2,24 \xi_{t1} - 0,30 \xi_{t2} + \{(1 + 0,16B^4 - 0,63B^{12}) / (-2,87) \quad (-0,34) \quad (-2,75) \quad (10,73)\}}{(1 - B^{12}) (1 - 0,32B)} a_t \quad (4,49)$$

*Preços industriais:*

$$Y_t = \frac{0,25 - 3,11 \xi_{t1} + 0,05 \xi_{t2} + \{(1 + 0,08B^4 - 0,51B^{12}) / (1,56) \quad (-3,32) \quad (0,05) \quad (-1,15) \quad (7,59)\}}{(1 - B^{12}) (1 - 0,3B)} a_t \quad (a) \quad (4,06)$$

$$Y_t = \frac{-2,44 \xi_{t1} + 0,41 \xi_{t2} + \{(1 - 0,51B^{12}) / (-2,86) \quad (0,43) \quad (7,56)\}}{(1 - B^{12}) (1 - 0,34B)} a_t \quad (b) \quad (4,76)$$

*Preços agrícolas:*

$$Y_t = \frac{-1,79 \xi_{t1} - 1,0 \xi_{t2} + \{(1 - 0,68B^{12}) / (-1,99) \quad (-0,88) \quad (11,67) \quad (1 - B^{12}) (1 - 0,28B)\}}{(1 - B^{12}) (1 - 0,28B)} a_t \quad (3,77)$$

onde os valores entre parênteses colocados abaixo dos coeficientes são os respectivos valores do teste  $t$ .

Os resultados podem ser interpretados como segue:

a) Associada com o controle salarial, existe uma redução de 2,24%, 3,11% — 2,44% no modelo (b) — e 1,79% no nível das taxas de variação de PG, PI e PA, respectivamente. Como era esperado, esses resultados são compatíveis com a diferença entre as médias dos valores esperados e preditos, para o período pós-amostral, apresentados na Tabela 2.

b) Os resultados indicam também que a mudança na sistemática de controle de preços, a partir de janeiro de 1968, não tem efeito significativo sobre qualquer uma das três séries em análise. Os efeitos em PG e PA, como medidos por  $\omega_2$ , enquanto negativos, não são significativamente diferentes de zero ao nível de confiança de 5%. Para PI, há um incremento de 0,05% — modelo (a) — ou de 0,41% — modelo (b) —, que também não são significativos ao nível de confiança de 5%.

Em resumo, os resultados evidenciam que apenas o controle salarial é efetivo em reduzir a inflação, medida através dos preços no atacado. O controle compulsório de preços, iniciado em janeiro de 1968, não provoca mudanças significativas no comportamento das séries de preços analisadas.

## 5 — Sumário e conclusões

Este trabalho estuda a relação empírica entre a inflação e os controles de preços e salários no Brasil, no período 1964/68. Utilizam-se modelos de série temporal do tipo ARIMA, os quais, embora não tenham a mesma amplitude de aplicação dos modelos econométricos estruturais, mostram-se bastante úteis quando o objetivo é restrito à obtenção de previsões amostrais acuradas.

Inicialmente, mostra-se a possibilidade de representar a estrutura geradora das seguintes séries de preços com os modelos do tipo ARIMA: no atacado, industriais e agrícolas.

Esses modelos geram previsões pós-amostrais que evidenciam um deslocamento para baixo na trajetória das séries de preços associadas ao início da intervenção sobre os salários. Portanto, as estimativas obtidas suportam fortemente a posição aparentemente predominante de que o controle de salários, iniciado em 1965, teve importante efeito antiinflacionário. Contudo, na medida em que o modelo não permite medir esse efeito com precisão, os resultados são, também, consistentes com uma interpretação mais abrangente que, sem obscurecer o inequívoco efeito antiinflacionário do controle de salários, procura atribuir a queda da inflação a toda a política de estabilização posta em prática no governo Castelo Branco.

Em seguida, os modelos ARIMA são modificados para verificar a influência do controle compulsório de preços depois de retirado o efeito

associado ao controle salarial. As estimativas obtidas reforçam a conclusão da eficácia antiinflacionária do controle salarial e evidenciam a inutilidade da intervenção sobre os preços, tal como praticada pelo governo em 1968. Contradizem, portanto, a crença de que o controle compulsório de preços através do Conselho Interministerial de Preços (CIP) foi bem-sucedido em reduzir a inflação em 1968.

Em vista da atualidade do tema, cabe aqui uma ressalva: Os resultados não atestam necessariamente a ineficácia do instrumento de per si, mas, talvez, sua aplicação inadequada naquele período. Por isto, eles não podem ser tomados *a priori* como critério de política econômica, embora não deixem de servir de alerta para as dificuldades associadas com estratégias antiinflacionárias centradas sobre controles de preços.

## Bibliografia

- BACHA, Edmar L. Issues and evidence on recent Brazilian economic growth. *World Development*, 5 (1/2):47-67, 1977.
- BOX, G. E. P., e JENKINS, G. M. *Time series analysis*. Revised edition; San Francisco, Holden-Day, 1976.
- BOX, G. E. P., e TIAO, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70 (349):70-9, mar. 1975.
- BRESSER PEREIRA, L. C., e NAKANO, Y. *Inflação e recessão*. São Paulo, Brasiliense, 1984.
- DA MATA, Milton. Controles de preços na economia brasileira: aspectos institucionais e resultados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10 (3):911-54, dez. 1980.
- FEIGE, E. L., e PIERCE, D. K. Inflation and income policy: an application of time series models. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. *The economics of price and wage controls*. Oxford, North-Holland Publishing Company, 1973.
- GORDON, R. J. Wage-price controls and the shifting Phillips curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:385-430, 1972.
- LARA RESENDE, André. A política brasileira de estabilização: 1963/68. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 12 (3):757-806, dez. 1982.

- McGUIRRE, T. On estimating the effects of controls. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. *The economics of price and wage controls*. Oxford, North-Holland Publishing Company, 1973.
- OI, W. Y. On measuring the impact of wage-price controls: a critical appraisal. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. *The economics of price and wage controls*. Oxford, North-Holland Publishing Company, 1973.
- SUPLICY, E. M. Alguns aspectos da política salarial. *Revista de Administração de Empresas*, set./out. 1974.

(Originais recebidos em novembro de 1984. Revistos em abril de 1985.)

