# Salário real e indexação salarial no Brasil: 1969/81 \*

José Marcio Camargo \*\*

Este artigo estuda o processo de indexação salarial no Brasil durante a década de 70. Nele mostramos que o grau de indexação dos salários depende da periodicidade dos reajustes salariais, da distribuição das datas-base dos grupos de trabalhadores através do período de análise e da variação da taxa de inflação neste período. A partir desta formulação, indicamos que a mudança de periodicidade dos reajustes em 1979 não resultou em um aumento no coeficiente de indexação dos salários, pois ela foi compensada pela aceleração inflacionária daquele ano. Mostramos também que esta aceleração em grande parte precedeu à mudança de periodicidade, o que sugere que sua origem deve ter sido outra que não a semestralidade dos reajustes.

# 1 — Introdução

As discussões em torno do processo de determinação institucional dos salários na economia brasileira datam dos anos 40, quando foi criado o salário mínimo urbano. A partir de então, os reajustes do salário mínimo transformaram-se em pontos focais das disputas políticas e de política econômica.

As mudanças mais importantes nesta legislação ocorrem em 1967 (com a instituição de uma lei salarial que, em lugar de determi-

- \* O autor gostaria de agradecer a E. Modiano, por inúmeros comentários feitos durante a realização deste trabalho, também a E. Bacha, E. Landau, A. Lara Rezende, F. Lopes e dois leitores anônimos desta revista, que comentaram as versões iniciais, c, finalmente, ao PNPE, pelo suporte financeiro concedido para a sua realização. Os erros e omissões que persistem são de nossa inteira responsabilidade.
  - \*\* Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

Pesq. Plan, Econ.	Rio de Janeiro,	14(1)	137 a 160	abr. 1984

nar somente o nível do salário mínimo, pretendeu estipular os percentuais de reajuste de todos os níveis salariais no setor urbano) e em 1979 (quando a periodicidade dos reajustes passa de anual para semestral). É em torno desta lei, e de suas diferentes versões, que se desenrola a discussão sobre indexação salarial no Brasil até o presente.

O problema da indexação salarial (ou de qualquer outro valor nominal na economia) está ligado a dois aspectos básicos:

- a) de um lado, como os índices de reajustes incluem em seu cálculo, no todo ou em parte, a inflação passada, os salários nominais e, portanto, os custos das empresas estão explicitamente ligados à inflação passada, ou seja, a variação dos preços no presente depende de variação dos preços no passado; e
- b) de outro lado, como a indexação tem por objetivo evitar perdas elevadas de renda real decorrentes do processo inflacionário, o grau de indexação determina, portanto, a capacidade de se manter os salários reais constantes na economia.

Estes dois aspectos da lei salarial estão intimamente relacionados e precisam ser analisados em conjunto.

O objetivo deste artigo é estudar o processo de determinação dos salários industriais no Brasil entre 1969/81. Na Seção 2 descrevemos os aspectos institucionais mais importantes da lei salarial no período. Na seção seguinte utilizamos uma formalização desenvolvida por Bacha e Lopes (1983) para estudar os efeitos de variações nas taxas de inflação e da existência de datas de reajuste diferentes para os diversos grupos de trabalhadores sobre o grau de indexação dos salários. Na Seção 4 apresentamos alguns resultados empíricos com base na formulação desenvolvida na Seção 3, analisando, em especial, os efeitos da aceleração inflacionária e da mudança de periodicidade, ocorridas em 1979, sobre o grau de indexação salarial e a taxa de inflação. Finalmente, na Seção 5 apresentamos nossas conclusões.

# 2 — A política salarial: aspectos institucionais

A lei salarial tem três características básicas que afetam o grau de indexação dos salários:

- a) a periodicidade fixa entre um reajuste e outro (até novembro de 1979 ela era de 12 meses, mas a partir daí foi reduzida para seis meses);
- b) a reposição do pico de salário real do início do período de reajuste, para cada grupo salarial; e
- c) a existência de diferentes datas de reajuste para grupos diferentes de trabalhadores, durante o período de reajustes.

Nesta seção faremos uma análise destes três aspectos e de seus efeitos sobre o grau de indexação institucional dos salários no Brasil.

Os pontos a e b, em conjunto, determinam a capacidade da lei salarial no sentido de proteger o salário médio real dos aumentos de preços durante o período entre reajustes. Dadas estas duas características, pode-se mostrar que o salário médio real de cada grupo de trabalhadores (e, portanto, de todos os trabalhadores) varia inversamente com a taxa de inflação e com o número de meses que compõem o período entre reajustes. Para vermos isto, tomemos um grupo de trabalhadores que tem reajuste em uma determinada data comum. Seja:

 $w_0^i = \text{salário médio nominal do grupo } i \text{ logo após o reajuste}$  (t = 0):

 $p_t = \text{nível de preços em } t; e$ 

 $\Delta = \text{período de reajuste}.$ 

Então:

$$p_{t_1} = p_0 \cdot e^{\hat{p}t_1}; \qquad 0 \leqslant t_1 \leqslant \Delta$$

onde:

 $p_0 = \text{nível de preços em } t = 0$ ; e

 $\hat{p} = \tan a$  de inflação entre t = 0 e  $t = t_1$ .

O salário real deste grupo em  $t = t_1$  será:

$$\omega_{t_1} = \frac{w_0^i}{p_0} \ e^{-\hat{p}t_1}$$

E o salário médio real do grupo durante o período de reajuste  $\Delta$  será:

$$\overline{\omega}^{i} = \frac{w_{0}^{i}}{p_{0}} \int_{0}^{\Delta} e^{-\hat{p}t} dt$$

$$\overline{\omega}^{i} = \frac{w_{0}^{i}}{p_{0}} \left[ \frac{1 - e^{-\hat{p}\Delta}}{\Delta \hat{p}} \right]$$
(1)

e  $\hat{p}$  agora é a taxa de inflação que ocorreu entre os dois reajustes, ou seja, durante o período de tempo  $\Delta$ .

Para vermos o efeito de variações na taxa de inflação, temos:

$$\frac{\partial \overline{\omega}^i}{\partial \hat{p}} = \frac{w_0^i}{p_0} \cdot \frac{1}{\hat{p}^2 \Delta} \left[ \frac{1 + \Delta \hat{p}}{1 + \Delta \hat{p} + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{(\Delta \hat{p})^n}{n}} - 1 \right]$$

Como a expressão entre parênteses é menor que zero:

$$\frac{\partial \overline{\omega}^i}{\partial \hat{p}} < 0 \tag{2}$$

Em palavras, o salário médio real de cada grupo de trabalhadores com datas de reajuste comuns varia inversamente com a taxa de inflação.

De forma similar, podemos ver que:

$$\frac{\partial \overline{\omega}^{i}}{\partial \Delta} = \frac{w_{0}^{i}}{p_{0}} \cdot \frac{1}{\Delta^{2} \hat{p}} \left[ \frac{1 + \Delta \hat{p}}{1 + \Delta \hat{p} + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{(\Delta \hat{p})^{n}}{n}} - 1 \right] - \frac{\partial \overline{\omega}^{i}}{\partial \Delta} < 0$$
(3)

Portanto, se o período entre reajustes é constante, uma maior taxa de inflação resulta em um menor salário médio real, e vice-versa.

Por outro lado, se a taxa de inflação é constante durante o período entre reajustes, uma redução do mesmo leva a um aumento do salário médio real, ocorrendo o contrário se houver um aumento do período.

Para sabermos o que ocorre com o salário médio real entre dois ou mais períodos de reajuste, precisamos considerar o que acontece com o pico de salário real logo após cada reajuste. Seja:

$$\frac{w_0^i}{p_0}$$
 = pico do salário real do início do período 0;

$$\frac{w_1^i}{p_1}$$
 = pico do salário real no início do período 1; e

$$\frac{w_j^i}{p_j}$$
 = pico do salário real no início do período  $j$ .

Se:

 $\hat{p}_{j} = axa$  de inflação no período j; e

 $r_j =$ taxa de reajuste do salário nominal no período j;

temos que o salário real após cada reajuste entre j=0 e j=n será:

$$\frac{w_1^i}{p_1} = \frac{w_0^i}{p_0} \frac{e^r 1^{\Delta}}{e^{p_1 \Delta}} \therefore \frac{w_1^i}{p_1} = \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta (r_1 - p_1)}$$

$$\frac{w_2^i}{p_2} = \frac{w_1^i}{p_1} \frac{e^r 2^{\Delta}}{e^{p_2 \Delta}} \therefore \frac{w_2^i}{p_2} = \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2)]}$$

$$\frac{w_n^i}{p_n} = \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2) + \dots + (r_n - p_n)]}$$

Em cada período j, o salário médio real — utilizando (1) — é:

$$\overline{\omega}_{j}^{i} = \frac{w_{j}^{i}}{p_{j}} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_{j}}}{\Delta \hat{p}_{j}}$$

E a média do salário médio real, através de n períodos de reajustes, será:

$$\bar{s} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n} \bar{\omega}_{i}^{i}$$

Substituindo os valores do salário médio real de cada período entre reajustes (j = 0, ..., n):

$$\bar{s} = \frac{1}{n} \left[ \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta (r_1 - p_1)} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_1}}{\Delta \hat{p}_1} + \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2)]} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_2}}{\Delta \hat{p}_2} + \dots + \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2) + \dots + (r_n - p_n)]} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_n}}{\Delta \hat{p}_n} \right]$$

Três casos são importantes para a discussão:

a) Se a taxa de inflação é constante,  $\hat{p}_1 = \hat{p}_2 = \dots = \hat{p}_n = \hat{p}_j$ , e houver a reposição do pico do salário real a cada reajuste,  $r_i = \hat{p}_i$ , então:

$$\overline{s} = \frac{w_0^i}{p_0} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_i}}{\Delta \hat{p}_i} = \overline{\omega}_1^i$$

ou seja, o salário médio real permanece constante através do tempo.

b) Ocorre reposição do pico do salário real a cada reajuste,  $r_i = \hat{p_v}$  mas a taxa de inflação varia. Neste caso, temos:

$$\bar{s} = \frac{1}{n} \left[ \frac{w_0^i}{p_0} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_1}}{\Delta \hat{p}_1} + \frac{w_0^i}{p_0} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_2}}{\Delta \hat{p}_2} + \dots + \frac{w_0^i}{p_0} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_n}}{\Delta \hat{p}_n} \right]$$

E, de (2):

$$\frac{\partial \bar{s}}{\partial \hat{p}_i} < 0 \tag{5}$$

O salário médio real varia inversamente com a taxa de inflação.

c) Finalmente, tomemos o caso em que a taxa de inflação é constante,  $\hat{p}_1 = \hat{p}_2 = \ldots = \hat{p}_n = \hat{p}_j$ , mas não ocorre reposição do pico real a cada reajuste,  $r_1 < \hat{p}_1$ ,  $r_2 < \hat{p}_2$ , ...,  $r_n < \hat{p}_n$ . Neste caso:

$$\bar{s} = \frac{1}{n} \left[ \frac{w_0^i}{p_0} \frac{1 - e^{-\Delta p_1}}{\Delta \hat{p}_1} \right] \left[ e^{\Delta (r_1 - p_1)} + e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2)]} + \dots + e^{\Delta [(r_1 - p_1) + \dots + (r_n - p_n)]} \right]$$

$$\bar{s} = \bar{\omega}_1^i \quad \frac{1}{n} \left[ e^{\Delta (r_1 - p_1)} + e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2)]} + \dots + e^{\Delta [(r_1 - p_1) + (r_n - p_n)]} \right]$$

Como:

$$e^{\Delta (r_1-p_1)} + e^{\Delta [(r_1-p_1) + (r_2-p_2)]} + \dots +$$

$$+ \dots + e^{\Delta [(r_1-p_1) + (r_2-p_2) + \dots + (r_n-p_n)]} = \beta < n$$

e:

$$\therefore \ \overline{s} = \overline{\omega}_i^i \quad \cdot \frac{\beta}{n} < \overline{\omega}_1^i \tag{6}$$

ou seja, a média do salário médio real durante os períodos é menor que o salário médio real do primeiro período. Ocorre, portanto, uma queda no salário médio real através do tempo.

Estes três casos ilustram o fato de que, com periodicidade constante entre reajustes, variações na taxa de inflação e na taxa de reposição do pico de salário real levam a mudanças no salário real médio.

Finalmente, passemos para o terceiro aspecto institucional enumerado no início desta seção, qual seja, a existência de diferentes grupos de trabalhadores com datas de reajustes ocorrendo em momentos diferentes dentro de cada período de reajustes. Nos desenvolvimentos acima, consideramos somente um grupo, com todos os trabalhadores tendo reajuste na mesma data-base. É como se todos os trabalhadores na economia brasileira tivessem seus salários reajustados com periodicidade anual em janeiro de cada ano. Neste caso, é fácil ver pela equação (1) que o salário médio real depen-

de da taxa de inflação do ano anterior, o mesmo ocorrendo com a taxa de variação do salário nominal do grupo, pois:

$$w_1^i = w_0^i e^{\hat{q}_{-1}}$$

onde  $\hat{q}_{-1} = \tan \alpha$  de inflação do ano anterior:

$$\hat{w}^i = \frac{w_1 - w_0}{w_0} = e^{\hat{q}_{-1}} - 1$$

ou seja, os salários nominais teriam uma taxa de crescimento anual igual à taxa de inflação do ano anterior.

Porém, no Brasil os reajustes são realizados em diferentes momentos, sendo cada grupo definido por variáveis ocupacionais, setoriais e geográficas. Assim, a cada mês ocorre o reajuste de um determinado número de categorias de trabalhadores. Isto significa que, se os reajustes têm periodicidade anual, o número máximo de grupos é 12, supondo-se que os salários sejam estipulados em termos mensais. Se a periodicidade é reduzida para seis meses, o número máximo passa a ser seis, pois dentro do ano cada grupo deverá ter dois reajustes, e assim por diante. Portanto, o primeiro aspecto importante a ser considerado é que o número de grupos depende da periodicidade entre reajustes.

O segundo aspecto importante é que o salário médio real e o salário médio nominal, se tomados em termos anuais, são agora afetados não somente pela inflação do ano anterior, como no caso de um só grupo com reajuste em janeiro, mas dependerão também em parte da inflação do presente ano. Basta notar que, à medida que o ano corre, os índices de preços referentes aos últimos 12 meses irão paulatinamente incorporando índices do ano corrente e retirando índices do ano anterior. Como os reajustes são baseados na taxa de inflação dos 12 meses anteriores, eles deverão refletir esta maior dependência em relação aos preços do ano corrente. Desta forma, a taxa de variação do salário nominal e a taxa de variação do salário real dependerão da inflação do ano anterior e da inflação do ano presente. Na seção seguinte, apresentaremos uma formulação simplificada da lei salarial que leve em conta este aspecto.

# 3 — A fórmula da política salarial brasileira

Na seção anterior, argumentamos que os três aspectos institucionais que caracterizaram a política salarial no Brasil na década de 70 foram:

- a) os reajustes com periodicidade fixa;
- b) a reposição do pico do salário real; 1 e
- c) a dessincronização dos reajustes dos diferentes grupos de trabalhadores.

Nesta seção, utilizaremos uma formulação simplificada da política salarial para estudarmos os efeitos sobre o grau de indexação dos salários de variações na taxa de inflação e da existência de diferentes grupos de trabalhadores.

#### 3.1 — O modelo de Bacha-Lopes

Em recente artigo, Bacha e Lopes (1983) desenvolveram uma fórmula para representar os reajustes salariais no País que tenta incorporar a existência de diferentes grupos. Seguindo esta formulação, seja:

 $v_0$  = salário real de um trabalhador que tenha reajuste no início do período de tempo considerado;

 $\hat{q}= an a$ taxa de inflação entre o início e o fim do período de análise; e

n = número de reajustes no período.

Portanto, o salário real no final do período será:

$$\frac{v_0}{(1+\hat{q})^{1/n}}$$

1 Estritamente, isto só é parte da lei a partir de 1979. Entretanto, na prática, este processo funcionou durante quase todo o período considerado.

Tomando o logaritmo, temos: 2

$$\log \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{1/n}} = \log v_0 - \frac{1}{n} \log (1+\hat{q}) \cong \log v_0 - \frac{1}{n} \hat{q}$$

Se v = salário médio real deste trabalhador (chamemos de trabalhador representativo) no período, teremos:

$$\log v \cong \frac{1}{2} \left[ \log v_0 + \log v_0 - \frac{1}{n} \hat{q} \right]$$

$$\log v \cong \log v_0 - \frac{1}{2n} \hat{q}$$

$$(7)$$

Seja:

p = índice médio de preços no período; e

w = salário médio nominal de todos os trabalhadores.

Assim:

 $v' = \frac{w}{p}$  = salário médio real de todos os trabalhadores.

Devemos notar a diferença entre  $\hat{p}$  e  $\hat{q}$ , pois  $\hat{p}$  é a taxa de variação do índice médio de preços entre dois períodos, enquanto  $\hat{q}$  é a taxa de inflação do índice de preços entre o início e o final de um período (ver gráfico mais adiante).

Supondo que o salário médio real do trabalhador representativo é igual ao de todos os trabalhadores, teremos:

$$v' = v \therefore \frac{w}{p} = v \therefore \log v = \log w - \log p \therefore$$

$$\log w = \log v_0 - \frac{1}{2n} \hat{q} + \log p$$

<sup>2</sup> As aproximações de primeira ordem são as mesmas utilizadas no artigo original e estão razoavelmente corretas para taxas de inflação relativamente pequenas.

Logo, para o período anterior, vem:

$$\log w_{-1} = \log v_0 - \frac{1}{2n} \hat{q}_{-1} + \log p_{-1}$$

Subtraindo:

$$\log w - \log w_{-1} = \log p - \log p_{-1} - \frac{1}{2n} (\hat{q} - \hat{q}_{-1})$$

Supondo:

$$\log w - \log w_{-1} = \hat{w}$$

$$\log p - \log p_{-1} = \hat{p}$$

$$\hat{w} = \hat{p} - \frac{1}{2n} (\hat{q} - \hat{q}_{-1})$$
(8)

Finalmente, fazendo a suposição de que a taxa de inflação é constante entre os dois períodos,  $\hat{p} = \hat{p}_{-1} = \hat{q} = \hat{q}_{-1}$ , e substituindo em (8):

$$\hat{w} = \hat{p} - \frac{1}{2n} (\hat{p} - \hat{p}_{-1})$$

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n}\right) \hat{p} + \frac{1}{2n} \hat{p}_{-1}$$

Fazendo:

$$h = 1 - \frac{1}{2n}$$

$$\hat{w} = h\hat{p} + (1 - h)\hat{p}_{-1}$$
(9)

A equação (9) nos diz que, se estamos trabalhando com períodos anuais e os reajustes são também anuais, então  $n \equiv 1$  e  $h \equiv 0.5$ . Portanto:

$$\hat{w} = 0.5\hat{p} + 0.5\hat{p}_{-1}$$

ou seja, a taxa de variação anual dos salários nominais depende em igual proporção da inflação média ocorrida no ano anterior e da inflação média do presente ano.

Com reajustes semestrais, n=2, h=0.75 e  $\hat{w}=0.75\hat{p}+0.25\hat{p}_{-1}$ , e os salários nominais passariam a ser mais dependentes da inflação do ano presente que da inflação do ano anterior, o que caracteriza um aumento do grau de indexação na economia. A partir desta formulação, poderíamos então concluir que o grau de indexação dependeria unicamente da periodicidade entre os reajustes, dentro do período de análise considerado.

A fórmula desenvolvida acima é bastante engenhosa, mas apresenta um problema básico: a suposição de que a taxa de inflação é constante através do tempo. Esta hipótese está implícita na suposição de que o salário médio real do trabalhador representativo que tem reajuste no início do período, v, é igual ao salário médio real do conjunto dos trabalhadores, v' (v=v'). Se ocorre um aumento (ou diminuição) na taxa de inflação durante o período, aqueles grupos que têm reajustes após esta aceleração da taxa de inflação (ou sua redução) terão reajustes nominais mais elevados (menores) do que aqueles que tiveram reajustes antes desta ocorrência. Isto significa também que, partindo-se de uma situação em que v=v', a aceleração inflacionária faria  $v\neq v'$ .

O outro ponto em que esta hipótese é importante é na suposição de que  $\hat{p} - \hat{p}_{-1} = \hat{q} - \hat{q}_{-1}$ . Estritamente falando, taxas de inflação constantes significam que a taxa de variação do índice médio de preços no período  $(\hat{p})$  seja igual à taxa de variação do índice de preços entre o início e o final do período  $(\hat{q})$ , ou seja,  $\hat{p} = \hat{q}$ . Além disso, como para taxas de inflação constantes  $\hat{q}_{-1} = \hat{q} = \hat{p} = \hat{p}_{-1}$ , a fórmula desenvolvida reduz-se a:

$$\hat{w} = h\hat{p} + (1 - h)\hat{p}_{-1}$$

$$\hat{w} = \hat{p}_{-1} + h(\hat{p} - \hat{p}_{-1})$$

$$\hat{w} = \hat{p}_{-1} = \hat{q}_{-1}$$

Uma vez definido o período de análise, a taxa de variação dos salários nominais é igual à taxa de variação dos preços no período anterior, como no caso em que todos os reajustes são realizados no

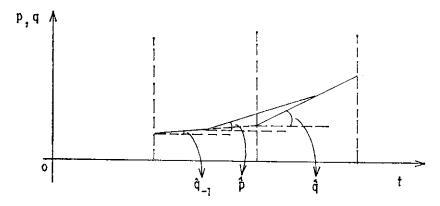
início do período. Neste sentido, a suposição de taxas de inflação constantes é analiticamente correspondente à suposição de que todos os trabalhadores têm reajustes ao mesmo tempo.

Nas duas subseções que se seguem, partiremos da fórmula desenvolvida acima para estudarmos os efeitos sobre o grau de indexação dos salários de variações na taxa de inflação e da existência de vários grupos de trabalhadores com reajustes em momentos diferentes dentro do período.

#### 3.2 — Variações na taxa de inflação

Para isolarmos o efeito sobre o grau de indexação salarial de variações na taxa de inflação daqueles decorrentes da existência de vários grupos de trabalhadores, vamos supor nesta subseção que todos os trabalhadores têm reajustes ao mesmo tempo. Neste caso, o salário médio real de todos os trabalhadores (v') é igual ao do trabalhador representativo (v). Podemos, portanto, manter a suposição de que v=v' na fórmula inicial.

Porém, o mesmo não ocorre com a hipótese  $\hat{p} - \hat{p}_{-1} = \hat{q} - \hat{q}_{-1}$ . Quando a taxa de inflação muda, o índice médio de preços no período será uma composição dos índices de preços no início e no final do mesmo. Graficamente, a situação pode ser representada da seguinte forma:



Salário real e indexação salarial

149

Portanto,  $\hat{p}=\alpha\hat{q}+(1-\alpha)\,\hat{q}_{-1}$  ( $0\leqslant\alpha\leqslant1$ ), onde  $\alpha$  representa uma medida de aceleração inflacionária entre os dois períodos. Da mesma forma, a taxa de variação do índice médio de preços do período anterior,  $\hat{p}_{-1}$ , é uma composição de  $\hat{q}_{-1}$  e  $\hat{q}_{-2}$ , ou seja,  $\hat{p}_{-1}=\beta\hat{q}_{-1}+(1-\beta)\,\hat{q}_{-2}$  ( $0\leqslant\beta\leqslant1$ ). Novamente,  $\beta$  reflete a aceleração inflacionária nos dois períodos anteriores ao atual (ver adiante). Dadas estas considerações, podemos escrever:

$$\hat{p} - \hat{p}_{-1} = \alpha \hat{q} + (1 - \alpha) \, \hat{q}_{-1} - \beta \hat{q}_{-1} - (1 - \beta) \, \hat{q}_{-2} :$$

$$\hat{p} - \hat{p}_{-1} = \alpha (\hat{q} - \hat{q}_{-1}) + (1 - \beta) \, (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2}) :$$

$$\hat{q} - \hat{q}_{-1} = \frac{1}{\alpha} \, (\hat{p} - \hat{p}_{-1}) + \frac{1 - \beta}{\alpha} \, (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2})$$

Substituindo em (8):

$$\hat{w} = \hat{p} - \frac{1}{2n} \left[ \frac{1}{\alpha} (\hat{p} - \hat{p}_{-1}) + \frac{1-\beta}{\alpha} (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2}) \right]$$

$$\hat{w} = \left( 1 - \frac{1}{2n} \frac{1}{\alpha} \right) \hat{p} + \left( \frac{1}{2n} \frac{1}{\alpha} \right) \hat{p}_{-1} + \left( \frac{1}{2n} \frac{1-\beta}{\alpha} \right) (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2})$$
(10)

ou, substituindo o valor de  $\hat{p}_{-1}$  em (10), temos:

$$\hat{\boldsymbol{w}} = \left(1 - \frac{1}{2n} \frac{1}{\alpha}\right) \hat{\boldsymbol{p}} + \left(\frac{1}{2n} \frac{1}{\alpha}\right) \hat{q}_{-1} \tag{11}$$

Os valores de  $\alpha$  e  $\beta$  são dados por:

$$\alpha = \frac{\hat{p} - \hat{q}_{-1}}{\hat{q} - \hat{q}_{-1}} \qquad \beta = \frac{\hat{p}_{-1} - \hat{q}_{-2}}{\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2}}$$

As equações (10) e (11) mostram, claramente, o efeito de acelerações inflacionárias sobre o grau de indexação salarial, e que este depende do número de reajustes dentro do período de análise e da aceleração inflacionária ocorrida no mesmo. Dois casos especiais merecem atenção:

a) A taxa de inflação é sempre constante. Neste caso:

$$\hat{p} = \hat{q}; \quad \alpha = 1$$
 $\hat{p}_{-1} = \hat{q}_{-1}; \quad \beta = 1$ 

e a fórmula (10) fica:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n}\right)\hat{p} + \left(\frac{1}{2n}\right)\hat{p}_{-1}$$

que é a encontrada por Bacha e Lopes.

b) A taxa de inflação é constante até o último período, quando ocorre a aceleração inflacionária. Neste caso, como  $\hat{p}_{-1} = \hat{q}_{-1}$ , temos:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n} \frac{1}{\alpha}\right) \hat{p} + \left(\frac{1}{2n} \frac{1}{\alpha}\right) \hat{p}_{-1}$$

onde:

$$\alpha = \frac{\hat{p} - \hat{p}_{-1}}{\hat{q} - \hat{q}_{-1}} \therefore \alpha = \frac{\hat{p}}{\hat{q}}$$

e onde:

$$\hat{\hat{p}} = \frac{\hat{p} - \hat{p}_{-1}}{\hat{p}_{-1}}$$
 e  $\hat{\hat{q}} = \frac{\hat{q} - \hat{q}_{-1}}{\hat{q}_{-1}}$ 

Podemos agora utilizar as fórmulas acima para analisar os efeitos de mudanças de periodicidade. Se o período de análise é o ano e os reajustes são anuais, então temos:

a) Se a inflação é constante:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n}\right) \hat{p} + \left(\frac{1}{2n}\right) \hat{p}_{-1} : \hat{w} = 0.5 \hat{p} + 0.5 \hat{p}_{-1}$$

sc os reajustes passam a semestrais, n=2 e  $\hat{w}=0.75\hat{p}+0.25\hat{p}_{-1}$ , aumentando, portanto, o grau de indexação dos salários.

b) Se, concomitantemente com a redução de periodicidade, ocorre uma aceleração inflacionária de tal forma que  $\alpha=1/2$ , teremos:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n} \cdot \frac{1}{\alpha}\right) \hat{p} + \left(\frac{1}{2n} \cdot \frac{1}{\alpha}\right) \hat{p}_{-1}$$

com n = 2 e  $\alpha = 1/2$ , e:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2}\right)\hat{p} + \left(\frac{1}{2}\right)\hat{p}_{-1} : \hat{w} = 0.5 \hat{p} + 0.5 \hat{p}_{-1}$$

ou seja, o grau de indexação permanece constante, apesar da mudança de periodicidade, pois ela seria compensada pela aceleração inflacionária.

### 3.3 — Existência de reajustes dessincronizados

Vimos anteriormente que a existência de vários grupos de trabalhadores, com reajustes em momentos diferentes no tempo, tem o efeito de destruir a igualdade v=v' quando ocorre uma variação na taxa de inflação. Se esta aumenta, aqueles grupos de trabalhadores que têm suas datas-base de reajustes mais próximas do final do período perdem menos salário real do que aqueles que têm reajustes no início. Por outro lado, se a taxa de inflação é constante, o sistema funciona como se todos os grupos tivessem reajustes ao mesmo tempo. Desta forma, podemos expressar a relação entre o salário médio real de todos os trabalhadores (v') e o salário médio real do trabalhador que tem reajuste no início do período (v) da forma  $v'=v^{\theta}$ , onde  $\theta$  depende da variação da taxa de inflação e do número de grupos com reajustes em datas diferentes. Dado o número de grupos, maior que 1, um aumento na taxa de inflação significa que  $\theta > 1$ , e vice-versa. Mas:

$$v' = \frac{w}{n} = v^{\theta}$$

onde  $\theta=\theta\ (m,\ \hat{\hat{p}})$ , sendo m= número de grupos de trabalhadores e  $\hat{\hat{p}}=$  variações na taxa de inflação:

$$\log v' = \log w - \log p = \theta \log v$$

De (7), temos que:

$$\log v = \log v_0 - \frac{1}{2n} \hat{q}$$

$$\log w - \log p = \theta \log v_0 - \frac{\theta}{2n} \hat{q}$$

$$\log w_{-1} - \log p_{-1} = \theta \log v_0 - \frac{\theta}{2n} \hat{q}_{-1}$$

$$\hat{u} = \hat{p} - \frac{\theta}{2n} (\hat{q} - \hat{q}_{-1})$$
(12)

e, usando:

$$\hat{q} - \hat{q}_{-1} = \frac{1}{\alpha} (\hat{p} - \hat{p}_{-1}) + \frac{1 - \beta}{\alpha} (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2})$$

temos:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{\theta}{2n} \cdot \frac{1}{\alpha}\right) \hat{p} + \left(\frac{\theta}{2n} \cdot \frac{1}{\alpha}\right) \hat{p}_{-1} - \left(\frac{\theta}{2n} \cdot \frac{1-\beta}{\alpha}\right) (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2})$$
(13)

Fazendo:

$$h = \frac{\theta}{2n} \cdot \frac{1}{\alpha}$$

temos:

$$\hat{w} = (1 - h) \hat{p} + h \hat{p}_{-1} - (1 - \beta) h (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2})$$

É importante notar que  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\theta$  são todas variáveis ligadas a variações na taxa de inflação.  $\alpha$  e  $\beta$  refletem diretamente estas mu-

danças em períodos diferentes, enquanto  $\theta$  reflete também a distribuição dos reajustes salariais dentro do período de análise. Como esta distribuição não é conhecida *a priori* no Brasil, os valores de  $\theta$  e, portanto, dos coeficientes das equações (12) e (13) somente podem ser obtidos empiricamente. Porém, persiste a conclusão da subseção anterior de que o grau de indexação salarial depende do número de reajustes dentro do período de análise, do comportamento da taxa de inflação e, devemos acrescentar, da distribuição dos reajustes através do período.  $^3$ 

# 4 — Alguns resultados empíricos

Nas seções anteriores mostramos que o grau de indexação salarial nas condições institucionais próprias da economia brasileira depende da distribuição das datas-base de reajuste dos diversos grupos de trabalhadores, das variações da taxa de inflação e da periodicidade entre os reajustes. Nesta seção apresentaremos alguns resultados empíricos baseados nas conclusões anteriores.

O ponto focal de nossa discussão é a mudança de periodicidade (de anual para semestral) ocorrida em novembro de 1979. Em recente artigo, Modiano (1983, pp. 57-60), utilizando o modelo simplificado desenvolvido por Bacha e Lopes, não consegue captar qualquer mudança significativa no grau de indexação salarial devida à redução da periodicidade. Nossos resultados a seguir tendem a

<sup>3</sup> Em recente nota ainda não publicada, Lopes (1983) desenvolve a equação (13) para o caso em que  $\alpha \equiv 1/2$ ,  $n \equiv 1$  e a distribuição dos reajustes é uniforme no período de análise. Para este caso:

$$\hat{w} = \frac{1}{3} \hat{p} + \frac{2}{3} \hat{p}_{-1} + \frac{1}{6} (\hat{q}_{-1} - \hat{q}_{-2})$$

É fácil mostrar que  $\theta = 2/3$  e  $\beta = 3/4$ , ou seja, que para o último termo está-se considerando o último trimestre do período -2 e os três primeiros trimestres do período -1.

confirmar esta conclusão, quando olhamos o problema do ponto de vista do comportamento do salário real na economia.

Deste ponto de vista, a redução da periodicidade entre os reajustes teria o efeito de aumentar o salário real dos trabalhadores se a taxa de inflação permanecesse constante. Porém, o ano de 1979 caracterizou-se por uma rápida aceleração inflacionária, o que teria resultado em queda no salário real se a periodicidade tivesse permanecido constante. Portanto, os dois fenômenos (aceleração inflacionária e redução de periodicidade entre reajustes) se compensam, e o que se pretende é saber o efeito líquido dos mesmos. O problema da causalidade deve ser tratado em separado, o que será feito mais adiante.

O comportamento do salário médio real na economia brasileira pode ser estimado a partir da equação (12) anterior, onde vemos que o salário médio real varia inversamente com a aceleração inflacionária e diretamente com o número de reajustes dentro do período de análise (n). Se a taxa de inflação é constante,  $\hat{q} = \hat{q}_{-1}$  e  $\hat{w} - \hat{p} = \theta$ . Uma aceleração (desaceleração) inflacionária tem dois efeitos: faz  $q > \hat{q}_{-1}$  – portanto,  $\hat{q} - \hat{q}_{-1} > 0$  ( $\hat{q} - \hat{q}_{-1} < 0$ ) – e aumenta (reduz) o valor de  $\theta$ . Ambos os efeitos tendem a reduzir (aumentar) o salário real durante a aceleração. Quando ocorre uma nova estabilidade na taxa de inflação, o salário médio real volta a ficar constante, porém em um nível mais baixo (alto). A redução de periodicidade diminui o coeficiente  $\theta/2n$  (pois aumenta n).

Estimamos uma versão ampliada da equação (12), com uma variável que reflete o nível de atividade econômica na indústria (hiato do produto). Como a lei salarial estipula apenas o índice mínimo de reajuste dos trabalhadores já empregados, dois mecanismos podem ser utilizados para reduzir sua efetividade. Em momentos de elevada demanda de mão-de-obra, o poder de negociação dos sindicatos aumenta, resultando na obtenção de reajustes salariais acima dos estipulados em lei. Em momentos de baixa demanda de trabalhadores, um aumento de rotatividade por parte das empresas levaria a uma redução dos reajustes.

Utilizamos dois conceitos alternativos de hiato do produto: no primeiro (HY), esta variável é definida pela diferença entre o pro-

duto potencial e o produto efetivo na economia brasileira;  $^4$  no segundo (HU), utilizamos uma média aritmética do grau de utilização da capacidade instalada em cada trimestre durante o ano, conforme publicado na revista  $Conjuntura\ Econômica$ .

A Tabela 1 mostra os resultados obtidos para o período 1969/81 utilizando-se dados anuais. As variáveis D79 e D(80/81) são duas dummies multiplicativas no coeficiente de  $\frac{\hat{q}}{\hat{q}_{-1}}$  — 1 para os anos de 1979 e 1980/81, respectivamente. O objetivo das mesmas é captar o efeito da mudança de periodicidade dos reajustes e da aceleração inflacionária sobre este coeficiente (ver Subseções 3.2 e 3.3).

O primeiro ponto importante que aparece nos resultados é o coeficiente do hiato do produto. Somente em uma definição desta variável (a primeira) este coeficiente é significativamente diferente de zero. Ainda assim, seu valor é bastante reduzido, pois ele nos diz que uma redução de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa levaria a uma redução de menos de três pontos percentuais na taxa de crescimento do salário real. No outro caso, nenhum efeito de reduções no nível de atividade sobre o salário real pode ser detectado. Desta forma, podemos concluir que, se existe alguma ligação entre a taxa de variação do salário real e o nível de desemprego, ela é bastante tênue.

O segundo aspecto importante refere-se aos efeitos da mudança de periodicidade dos reajustes (de anual para semestral) ocorrida em 1979. Em nenhum caso os coeficientes das dummies para os anos de 1979 e 1980/81 são significativos ao nível de 5% de confiança. Em outras palavras, não podemos dizer que a mudança de periodicidade tenha levado a uma redução da sensibilidade dos salários reais à aceleração inflacionária. A aceleração inflacionária ocorrida em 1979 foi contrabalançada pela redução do período entre reajustes, evitando assim que o grau de indexação salarial caísse.

Dadas as considerações acima, podemos passar agora para uma análise do problema da causação da aceleração inflacionária ocorrida

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> O produto potencial é obtido a partir da tendência log-linear da série de produto real. Ver Modiano (1983, p. 64).

(d/m)	Constante	$\left[\begin{array}{c} \frac{d}{d\cdot 1} - 1 \end{array}\right]$	HY	HU	D79	D(80/81)	$R^2$	DW	SER
Equação 1	0,0764	0,289	0,252		0,190	0,231	0,59	2,15	0,0279075
Orso)	(8,43886)* 0,0777	$(-2,60278)^* -0,292$	(2,60278)* 0,288		$(1,64330) \\ 0,190$	(0,982900) 0,255	09'0	2,05	0,0194654
CORC (	(8,43289)*	(2,62672)*	(2,49319)*		(1,54737)	(1,04537)			
Equação 2	0,065	0,186		0,029	0,108	0,053	0,33	1,84	0,023969
) OSTO	(6,47191)* 0,059	(1,63046) 0,271		(—0,985254) 0,073	(0,756946) 0,146	(0.182814) 0,0955	0,44	2,44	0,0228670
CORC (	(4,42611)*	(2,78012)*		(0,97509)	(1,11655)	(0,257013)			

w= antaxa de variação anual do salário médio nominal do pessoal ligado à produção industrial (FIBGE);

 $\hat{p}=\tan$  de variação da média do Índice de custo de vida (FGV);  $\hat{q}=\tan$ axa de variação do Índice de custo de vida entre janeiro e dezembro;

 $HY = idem, \ {\rm medido \ pela} \ {\rm diferença} \ {\rm entre \ o \ produto \ potencial \ e \ o \ produto \ efetivo \ (ver \ texto).}$  \* Significativos ao nível do 5% do comfiança.  $HU={
m grav}$  de utilização de capacidade instalada —  ${
m \it Conjuntura}$   ${
m \it Econômica}$  (ver texto);

no período 1979/80, ou seja, se a mudança de periodicidade causou a aceleração da taxa de inflação ou se, ao contrário, foi esta última que, gerando maior atividade sindical, levou à semestralidade dos reajustes. <sup>5</sup>

Devemos considerar o momento em que a taxa de variação dos preços industriais mudou. A Tabela 2 mostra a taxa de variação trimestral anualizada do Índice de Preços por Atacado-Produtos Industriais para o período 1978/81.

Podemos observar que a maior parte da aceleração inflacionária ocorreu entre o início e o terceiro trimestre de 1979, antes, portanto, da mudança de periodicidade. Em outras palavras, estes resultados dizem-nos que a aceleração inflacionária de 1979 reduziu o grau de indexação salarial nos três primeiros trimestres deste ano. A mudança de periodicidade (de anual para semestral) ocorrida em novembro de 1979 compensou esta queda no período seguinte. As

TABELA 2

Indice de Preços por Atacado-Oferta Global-Produtos Industriais
(média trimestral anualizada – taxa de variação 1978/81)

Trimestres	1978	1979	: 1980	1981
1.º Trimestre	40,54	61,40	88,97	126,91
2.º Trimestre	34,33	46,56	126,57	97,46
3.º Trimestre	42,47	117,35	114,68	90,84
4.º Trimestre	42,35	99,86	113,39	

FONTE: Conjuntura Econômica, vários números.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> No primeiro semestre de 1979, proliferaram as greves de trabalhadores industriais no País, principalmente nos centros mais industrializados. Por outro lado, as declarações do Ministro do Trabalho em jornais na época da mudança de periodicidade enfatizam exatamente a importância desta mudança no sentido de promover a "paz social no País".

indicações são, portanto, no sentido de que a aceleração inflacionária levou à mudança de periodicidade dos reajustes, através da maior atividade sindical, que, por sua vez, evitou uma queda no salário real que resultaria do aumento da taxa de inflação no início de 1979, se a periodicidade tivesse permanecido constante. <sup>6</sup>

#### 5 — Conclusões

Neste artigo desenvolvemos uma formulação para analisar o processo institucional de determinação dos salários no Brasil. Mostramos que o comportamento do salário médio real depende da periodicidade entre os reajustes, da distribuição dos reajustes através do período de análise e das variações na taxa de inflação.

Apontamos, também, o fato de que a aceleração inflacionária ocorrida em 1979 precedeu a mudança de periodicidade entre os reajustes, reduzindo assim o grau de indexação dos salários reais. A mudança de periodicidade teve o efeito de repor o grau de indexação salarial nos níveis anteriores à aceleração. Neste sentido, podemos dizer que a causa primária da aceleração inflacionária não foi a mudança de periodicidade dos reajustes. Esta mudança contribuiu para enrijecer o patamar inflacionário atingido no 3.º trimestre daquele ano, através da reposição do grau de indexação, evitando ao mesmo tempo uma queda no salário real na indústria brasileira. Finalmente, nossos resultados indicam que variações no grau de ociosidade da economia têm pouco ou nenhum efeito sobre a evolução dos salários reais que são determinados pelas regras da política salarial vigente.

<sup>6</sup> Provavelmente, medidas como o tabelamento dos juros, o controle das minidesvalorizações cambiais em níveis menores que a taxa de inflação em 1980 e o controle de preços executado no período foram algumas das medidas de política econômica que ajudaram a estabilizar a taxa de inflação a partir do quarto trimestre de 1979.

# Bibliografia

- BACHA, E., e LOPES, F. Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, 13, 1983.
- LOPES, F. Política salarial e a dinâmica do salário nominal: notas preliminares. Mimeo. Rio de Janeiro, PUC, jun. 1983.
- Modiano, Eduardo M. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 13 (1):39-68, abr. 1983.

(Originais recebidos em setembro de 1983. Revistos em janeiro de 1981.)