

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 50

Salário Real e Indexação
Salarial no Brasil,
1969-1981

José Márcio Camargo*



PUC-Rio – Departamento de Economia
www.econ.puc-rio.br

Julho de 1983

*O autor agradece os comentários de Edmar L. Bacha, Elena Landau, Francisco L. Lopes e Eduardo M. Modiano e o trabalho computacional de F. Serrano. Os erros e omissões ainda existentes são de nossa inteira responsabilidade.

I. Introdução

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

A mudança mais importante nesta legislação começou a ocorrer em 1964 e foi completada em 1967, com a instituição de uma lei salarial que em lugar de determinar somente o nível do salário mínimo, pretendeu estipular os percentuais de reajuste de todos os níveis salariais no setor urbano. 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.
- b) de outro lado, a indexação tem por objetivo evitar perdas elevadas de renda real decorrentes do processo inflacionário. Portanto, o grau de indexação está relacionado à capacidade de manter os salários reais constantes.

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 1969-1981. Na seção II, descrevemos os aspectos institucionais mais importantes da lei salarial no período. Na seção seguinte utilizamos uma formalização desenvolvida por Edmar Bacha e Francisco Lopes¹ 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 IV, apresentamos alguns resultados empíricos com base na formulação desenvolvida em III. Em especial analisamos os efeitos da aceleração inflacionária e da mudança da periodicidade ocorridas em 1979 sobre o grau de indexação salarial e a taxa de inflação. Finalmente, na seção V apresentamos nossas conclusões.

¹ Ver Edmar Bacha e Francisco Lopes – “Inflation, Growth and wage Policy: a Brazilian Perspective” – *Journal of Development Economics*.

II. 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 esta periodicidade era de 12 meses, e, a partir daí, foi reduzida para 6 meses;
- b) a existência de diferentes datas de reajuste para grupos diferentes de trabalhadores, durante o período de reajustes;
- c) a reposição do pico de salário real do início do período de reajuste, para cada grupo salarial.

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

Os pontos a) e b) conjuntamente determinam a capacidade da lei salarial 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 de reajustes. Para vermos isto, tomemos um grupo de trabalhadores que tem reajuste em uma determinada data comum. Seja:

w_0^i = salário médio nominal do grupo i logo após o reajuste ($t = 0$);

p_t = nível de preços em t ;

Δ = período de ajuste,

então,

$$p_{t_1} = p_0 e^{\hat{p}t_1} \quad 0 \leq t_1 \leq \Delta$$

p_0 = nível de preços em $t = 0$;

\hat{p} = taxa de inflação entre $t = 0$ e $t = 1$.

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 Δ será

$$\omega^{-i} = \frac{w_0^i}{p_0} \int_0^{\Delta} e^{-\hat{p}t} dt$$

$$\omega^{-i} = \frac{w_0^i}{p_0} \left[\frac{1 - e^{-\hat{p}\Delta}}{\Delta\hat{p}} \right] \quad (1)$$

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

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

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

Como a expressão entre colchetes é menor que zero, temos:

$$\frac{\partial \omega^{-i}}{\partial \hat{p}} < 0 \quad (2)$$

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

De forma similar podemos ver que:

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

$$\frac{\partial \omega^{-i}}{\partial \Delta} < 0 \quad (3)$$

Portanto, *se o período de reajuste 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 de reajuste*, 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 2 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;

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

Se

\hat{p}_j = taxa de inflação no período j ;

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 :

$$\frac{w_1^i}{p_1} = \frac{w_0^i e^{r_1 \Delta}}{p_0 e^{\hat{p}_1 \Delta}} \therefore \frac{w_1^i}{p_1} = \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta(r_1 - p_1)}$$

$$\frac{w_2^i}{p_2} = \frac{w_1^i e^{r_2 \Delta}}{p_1 e^{\hat{p}_2 \Delta}} \therefore \frac{w_2^i}{p_2} = \frac{w_0^i}{p_0} e^{\Delta[(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2)]}$$

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

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

$$\omega_j^{-i} = \frac{w_j^i}{p_j} \left[\frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_j}}{\Delta \hat{p}_j} \right]$$

e a média do salário médio real,

$$\bar{s} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^n \omega_j^{-i}$$

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

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

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

$$\bar{s} = \frac{w_0^i}{p_0} \frac{1 - e^{-\Delta \hat{p}_j}}{\Delta \hat{p}_j} = \omega_1^{-i}$$

- b) Ocorre reposição do pico do salário real a cada reajuste $r_i = \hat{p}_i$, 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):

$$\frac{\partial \bar{s}}{\partial \hat{p}_j} < 0 \quad (5)$$

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

Nesse caso,

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

$$\bar{s} = \omega_1^{-i} \frac{1}{n} \{ e^{\Delta(r_1 - p_1)} + e^{\Delta[(r_1 - p_1) + (r_2 - p_2)]} + \dots + e^{\Delta[(r_1 - p_1) + (r_n - p_n)]} \}$$

Como

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

e

$$\bar{s} = \omega_1^{-i} \frac{\beta}{n} < \omega_1^{-i} \quad (6)$$

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 entre reajustes constante, 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 reajuste. 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 depende 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} é a taxa 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 6 meses, o número máximo passa a ser 6, 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 reajuste.

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 doze meses anteriores, estes 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 passada e da inflação presente. Na seção seguinte, apresentaremos uma formulação simplificada da lei salarial que leve em conta este aspecto.

III. A Formula da Política Salarial Brasileira

Na seção anterior argumentamos que os três aspectos institucionais que caracterizam a política salarial no Brasil na década de setenta foram:

- a) os reajustes com periodicidade fixa;
- b) a dessincronização dos reajustes dos diferentes grupos de trabalhadores;
- c) a reposição do pico do salário real².

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.

III.1. O Modelo de Bacha-Lopes

Em recente artigo, E. Bacha e F. Lopes³ 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} = taxa de inflação entre o início e o fim do período de análise;

n = número de reajuste no período.

Portanto, o salário real no final do período será $\frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{n}}}$

Tomando logaritmo, temos:

$$\log \frac{v_0}{(1 + \hat{q})^{\frac{1}{n}}} = \log v_0 - \frac{1}{n} \log(1 + \hat{q}) \cong \log v_0 - \frac{1}{n} \hat{q}^4 \quad (7)$$

Se v = salário médio real deste trabalhador (chamemos de trabalhador representativo) no

² Estritamente, isto só é parte da lei a partir de 1979. Entretanto, na prática, este processo funcionou durante quase todo o período considerado.

³ E. Bacha e F. Lopes, Op. Cit.

⁴ As aproximações de primeira ordem são as mesmas utilizadas no artigo original. Estas aproximações são razoavelmente corretas para taxas de inflação relativamente pequenas.

período, teremos:

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

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

Seja:

p = índice médio de preços no período

w = salário médio nominal de todos os trabalhadores

Assim,

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

A equação (9) nos diz que se estamos trabalhando com períodos anuais e os reajustes são

também anuais, então $n = 1$ e $h = 0,5$. 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, $n = 2$ e $h = 0,75$ e $\hat{w} = 0,75\hat{p} + 0,25\hat{p}_{-1}$ e os salários nominais passariam a ser mais dependentes da inflação presente que da inflação passada, 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 constante $\hat{q}_{-1} = \hat{q} = \hat{p} = \hat{p}_{-1}$, a fórmula desenvolvida se reduz a

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

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

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

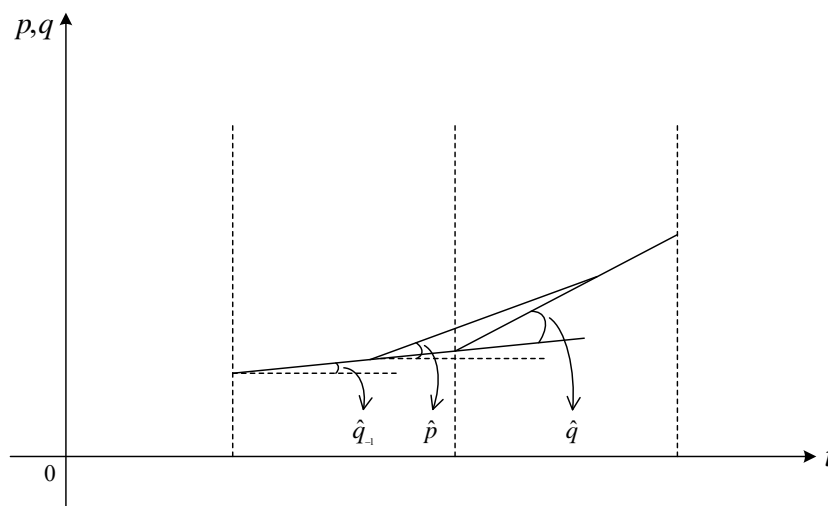
Uma vez definido o período de análise, a taxa de variação dos salários nominais é igual à taxa de variação dos preços no período anterior, como no caso em que todos os reajustes são realizados no início do período. Neste sentido, a suposição de taxas de inflação constante é analiticamente correspondente 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.

III.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 salário médio real 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:



Portanto, $\hat{p} = \alpha \hat{q} + (1 - \alpha) \hat{q}_{-1}$, ($0 \leq \alpha \leq 1$), onde α 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, $\hat{p}_{-1} = \beta \hat{q}_{-1} + (1 + \beta) \hat{q}_{-2}$, ($\leq \beta \leq 1$).

Novamente, β reflete a aceleração inflacionária nos dois períodos anteriores ao atual (ver abaixo). 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), vem:

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

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

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

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

Os valores de α e β são dados por:

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

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

As equações (10) e (11) mostram claramente o efeito de acelerações inflacionárias sobre o grau de indexação salarial. Elas mostram que o grau de indexação depende do número de reajuste 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, $\hat{p} = \hat{q} \rightarrow \alpha = 1$, $\hat{p}_{-1} = \hat{q}_{-1} \rightarrow \beta = 1$ e a fórmula (10) fica $\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n}\right) \hat{p} + \frac{1}{2n} \hat{p}_{-1}$, que é a encontrada por Edmar Bacha e Francisco 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:

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

onde

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

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:

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2n}\right) \hat{p} + \frac{1}{2n} \hat{p}_{-1} \therefore \hat{w} = 0,5\hat{p} + 0,5\hat{p}_{-1}$$

se 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.

Se, concomitantemente com a redução de periodicidade ocorre uma aceleração inflacionária de tal forma que $\alpha = 1/2$ (este é o caso em que a aceleração ocorre no final do período de reajustes), teremos:

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

Com $n = 2$ e $\alpha = 1/2$

$$\hat{w} = \left(1 - \frac{1}{2}\right)\hat{p} + \frac{1}{2}\hat{p}_{-1} \therefore \hat{w} = 0,5\hat{p} + 0,5\hat{p}_{-1}$$

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

III.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-bases de reajuste 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 reajuste 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 θ depende da variação da taxa de inflação e do número de grupos com reajustes em datas diferentes. Dado o número de grupos, maior que um, um aumento na taxa de inflação significa que $\theta > 1$ e vice-versa. Mas

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

onde

$$\theta = \theta(m, \hat{p})$$

sendo m = número de grupos de trabalhadores e \hat{p} = variações na taxa de inflação. Aplicando logaritmo, vem:

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

De (7) temos que:

$$\begin{aligned} \log v &= \log v_0 - \frac{1}{2n} \hat{q} \\ \log w - \log p &= \theta \log v_0 - \frac{\theta}{2n} \hat{q} \\ \log w_{-1} - \log p_{-1} &= \theta \log v_0 - \frac{\theta}{2n} \hat{q}_{-1} \\ \hat{w} &= \hat{p} - \frac{\theta}{2n} (\hat{q} - \hat{q}_{-1}) \end{aligned} \tag{12}$$

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

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

fazendo

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

temos

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

É importante notar que α , β e θ são todas variáveis ligadas a variações na taxa de inflação, α e β refletem diretamente estas mudanças em períodos diferentes, enquanto que θ reflete também a distribuição dos reajustes salariais dentro do período de análise. Como esta distribuição não é conhecida a priori no Brasil, o valor de θ 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 período⁵.

IV. 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, Eduardo Modiano utilizando o modelo simplificado desenvolvido por Edmar Bacha e Francisco Lopes não consegue captar qualquer mudança significativa no grau de indexação salarial devida à redução da periodicidade⁶. Nossos resultados a seguir tendem a 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 permanecer constante. Porém, o ano de 1979 se

⁵ Em recente nota ainda não publicada, Francisco Lopes desenvolve a equação (13) para o caso em que $\alpha = 1/2$, $n = 1$ 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. Ver Francisco Lopes, "Política Salarial e a Dinâmica do Salário Nominal: Notas Preliminares". PUC-Rio, junho de 1983, mimeografado.

⁶ Ver Eduardo Marco Modiano, "A Dinâmica de Salários e Preços na Economia Brasileira: 1966/81", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, abril de 1983, pp. 57-60.

caracterizou 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 à frente.

O comportamento do salário médio real na economia brasileira pode ser estimado a partir da equação 12 acima. Nela 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 $\hat{w} - \hat{p} = 0$. Uma aceleração (desaceleração) inflacionária tem dois efeitos, faz $\hat{q} > \hat{q}_{-1}$, portanto, $\hat{q} - \hat{q}_{-1} > 0$ e aumenta (reduz) o valor de θ . 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). Esta foi definida como a diferença entre os logaritmos naturais da taxa de crescimento do produto potencial (medido em momentos de pico da taxa de variação do produto) e a taxa de crescimento do produto efetivo. 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 por 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 por trabalhadores um aumento de rotatividade por parte das empresas levaria uma redução dos reajustes. Assim, teríamos:

$$\hat{w} = \hat{p} - \frac{\theta}{2n} (\hat{q} - \hat{q}_{-1}) + a + b(\text{hiato}) \quad (14)$$

A Tabela I mostra os resultados obtidos para o período 1969-1981, utilizando-se dados anuais. O primeiro ponto importante que aparece nas estimações é o coeficiente do hiato do produto. Ele é sempre significativo com sinal negativo e de magnitude em torno de 0.30. Isto significa que uma redução de 10 pontos percentuais na taxa de crescimento do produto potencial levará a uma redução de aproximadamente 3 pontos percentuais na taxa de crescimento do salário nominal. O efeito sobre o salário real é da mesma magnitude. Portanto, podemos concluir que existe um efeito negativo de redução do nível de atividade sobre a taxa de variação dos salários, porém este efeito é bastante pequeno, pois sendo a taxa de crescimento do produto potencial 7%, uma redução de 3% da taxa de variação dos salários nominais no ano, com taxas de inflação constante, significaria uma taxa de crescimento do produto efetivo de -3%.

Tabela I

	Constante	\hat{p}	$\hat{q} - \hat{q}_{-1}$	Hiato	D (79-81)	R ²	DW	SER	RHO
1) $\hat{w} - \hat{p}$	0.099		-0.293	-0.300	0.271	0.49	1.90	0.025258	
OLSQ	(8.13104)		(-2.63832)	(-2.33531)	(2.19068)				
2) $\hat{w} - \hat{p}$	0.097		-0.262	-0.327	0.270	0.48	1.85	0.0259223	-0.39
CORC	(8.81992)		(-2.04535)	(-0.52956)	(2.12471)				
3) \hat{w}	0.083	1.042	-0.300	-0.301	0.215	0.99	2.32	0.0229662	
OLSQ	(5.69683)	(36.6560)	(-2.97280)	(-2.57952)	(1.83248)*				
4) \hat{w}	0.084	1.046	-0.290	-0.338	0.214	0.99	2.12	0.0234257	-0.29
CORC	(6.46298)	(38.2356)	(-2.51616)	(-2.75105)	(1.74830)*				

Os números entre parênteses são estatísticas t dos coeficientes.

* - Significativos a 10% de confiança, os outros, significativos a 5% de grau de confiança.

\hat{w} - Taxa de variação anual do salário médio nominal do pessoal ligado à produção industrial. FIBGE

\hat{p} - Taxa de variação da média do índice de custo de vida da FGV.

\hat{q} - Taxa de variação do índice de custo de vida entre janeiro e dezembro.

D (79-81) - Dummy para o período 1979-1981

O segundo aspecto se refere à mudança de periodicidade a partir de 1979. A dummy introduzida no coeficiente da variável ($\hat{q} - \hat{q}_{-1}$) para o período 1979-81 tem os sinais esperados e significativos (a 5% de grau de confiança para as equações 1) e 2) e 10% para as equações 3) e 4)). A magnitude da Dummy e do coeficiente da variável nos indicam que a introdução da semestralidade apenas evitou uma queda no salário médio real decorrente da aceleração inflacionária de 1979 (equações 1) e 2)), não resultando em qualquer aumento de salário real.

Dadas as considerações acima, podemos passar agora para uma análise do problema da causação da aceleração inflacionária ocorrida no período 1979-1980, 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 a semestralidade dos reajustes⁷.

O primeiro aspecto importante a considerar é o momento em que a taxa de variação dos preços industriais mudou. A Tabela II mostra a taxa de variação trimestral anualizada do índice de Preços por Atacado, Produtos Industriais para o período 1978-1981.

⁷ 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 da época da mudança de periodicidade, enfatizam exatamente a importância desta mudança no sentido de promover a “paz social no país”.

Tabela II

Índice de Preços Por Atacado - Oferta Global

Produtos Industriais Média Trimestral - Anualizada Taxa de Variação 1978-1981

Trimestre	1978	1979	1980	1981
1º Trimestre	40.54	61.40	88.97	126.91
2º Trimestre	34.33	46.56	126.57	97.46
3º Trimestre	42.47	117.35	114.68	90.84
4º Trimestre	42.35	99.86	113.39	

Fonte: Conjuntura Econômica. Vários números.

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.

Uma outra forma de analisarmos o problema de causalção é dividir a Dummy introduzida no coeficiente da variável ($\hat{q} - \hat{q}_{-1}$), para o período 1979-1981 em duas. Uma para o ano de 1979 e outra para o período seguinte, 1980-1981. Se a mudança de periodicidade fosse a causadora da aceleração inflacionária, deveríamos esperar um aumento do salário real em 1979, pois o primeiro efeito seria sobre os salários.

Com o tempo, o aumento na taxa de inflação se encarregaria de destruir este efeito inicial. Empiricamente, este resultado de veria aparecer como um valor para a Dummy maior em 1979 que o coeficiente de $\hat{q} - \hat{q}_{-1}$ e que o valor para a Dummy em 1980-1981. Esta última Dummy refletiria a queda do salário real advinda da aceleração inflacionária posterior. A tabela III mostra os resultados deste teste.

Estes resultados mostram a queda do salário médio real ocorrida em 1979 (coeficiente de $\hat{q} - \hat{q}_{-1}$ maior que a Dummy neste ano) e a reposição no período posterior (1980-1981). Em outras palavras, estes resultados nos dizem que a aceleração inflacionária de 1979 reduziu o salário médio real neste ano. A mudança de periodicidade de anual para semestral ocorrida em novembro de 1979, compensou esta queda no período seguinte. As 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 constante⁸.

⁸ Provavelmente, medidas como o tabelamento de juros, o controle das mini-desvalorizações 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.

Tabela III

	Constante	$\hat{q} - \hat{q}_{-1}$	Hiato	D 79	D 80-81	R ²	DW	SER	RHO
1) $\hat{w} - \hat{p}$	0.098	-0.302	-0.346	0.238	0.548	0.69	2.61	0.0210009	
OLSQ	(9.71024)	(-3.26941)	(-3.18282)	(2.28436)	(3.40769)				
2) $\hat{w} - \hat{p}$	0.100	-0.305	-0.402	0.238	0.5510	0.74	2.89	0.019864	-0.42
OLSQ	(11.8899)	(-3.05185)	(-3.95542)	(2.44591)	(3.76728)				

Os números entre parênteses são estatísticas t dos coeficientes. Todos significativos a 5% de grau de confiança.

V. 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.

A partir desta formulação, estimamos o efeito da mudança de periodicidade ocorrida em 1979 sobre os salários reais e mostramos que este efeito foi no sentido de compensar a perda que resultaria devido à aceleração inflacionária daquele ano. Finalmente, nossos resultados sugerem que a mudança de periodicidade foi mais um resultado do que a causa do aumento da taxa de inflação naquele ano.

Bibliografia

- Bacha, E. L. e Lopes, F. L., Inflation, Growth and wage Policy: a Brazilian Perspective, *Journal of Development Economics*.
- Camargo, J. M., Opções de Política Salarial, seus Efeitos Distributivos e Inflacionários, Relatório de Pesquisa CNRH/IPEA/IPLAN, mimeo., 1982.
- Landau, E., Variações Cíclicas, Estrutura de Custos e Margens Brutas de Lucros no Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*.
- Landau, E., A Aceleração Inflacionária de 1979, Tese de Mestrado, Departamento de Economia, PUC-Rio, 1982.
- Lara Resende, A., e Lopes, F. L., Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária, Pesquisa e Planejamento Econômico, dezembro de 1981.
- Moraes, R. C., Os Efeitos Redistributivos da Inflação e os Reajustes Salariais, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, dezembro de 1982.
- Modiano, E. M., A Dinâmica de Salários e Preços na Economia Brasileira: 1966/81, Pesquisa e Planejamento Econômico, abril de 1983.
- Vieira da Cunha, P., Industrial Wages Adjustment and the 1979 Law: An Empirical Note, novembro de 1982, mimeo.