

# Política salarial e a dinâmica do salário nominal \*

FRANCISCO LAFAIETE LOPES \*\*

*Este trabalho investiga a dinâmica do salário nominal induzida por um sistema de reajustes salariais dessincronizados, que ocorrem com periodicidade fixa e na proporção da inflação acumulada desde o último reajuste. Com base na hipótese simplificadora de inflação constante dentro de cada período de análise, examina-se o caso mais simples de um reajuste por período de análise, em seguida generalizado para múltiplos reajustes por período de análise. A aplicação do modelo à experiência brasileira revela um excelente ajustamento estatístico para o período 1968/79, mas resultados inconclusivos em um teste de simulação fora da amostra para os anos de 1981 e 1982.*

## 1 — Introdução

A indexação compulsória e generalizada dos salários tem sido uma peculiaridade da economia brasileira desde a segunda metade da década de 60. A legislação de política salarial passou por diversas alterações ao longo do tempo [ver Carvalho (1982)], mas foi sempre dominada por dois princípios básicos: os reajustes salariais ocorrem com periodicidade fixa (que mudou de anual para semestral em 1979) e na proporção do aumento do custo de vida desde o último reajuste (recompondo, portanto, o pico prévio de salário real).<sup>1</sup>

\* Trabalho realizado com apoio do Programa Nacional de Pesquisa Econômica (PNPE). O autor agradece a assistência prestada à pesquisa por Ricardo Luiz Vianna e os comentários dos leitores anônimos da *PPE*.

\*\* Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

<sup>1</sup> A rigor, o princípio da recomposição do pico prévio só foi instituído pela Lei n.º 6.708, de novembro de 1979, mas na prática vigorou aproximadamente desde 1968. Antes de 1974, as várias fórmulas de política salarial invariavelmente incluíam uma estimativa da inflação no período em que o reajuste iria vigorar, com a propriedade de que, se as taxas estimadas e verificadas de inflação

Estes princípios, em conjunção com o fato de vários grupos de trabalhadores receberem aumentos salariais em datas diferentes, produzem uma complexa estrutura de reajustes salariais dessincronizados.

O objetivo deste trabalho é investigar a dinâmica do salário nominal induzida por este sistema de indexação, aprimorando alguns resultados obtidos anteriormente [ver Lopes e Bacha (1983)]. O que se pretende é obter uma representação em termos de análise por períodos (ou seja, usando intervalos discretos de tempo para medir as variáveis) dessa estrutura de reajustes salariais dessincronizados, que ocorrem continuamente ao longo do tempo.

A relevância deste esforço de pesquisa não deve ser subestimada. A política salarial define a dinâmica inercial da inflação na economia brasileira (ou, em outras palavras, a estrutura de defasagens na equação agregada de determinação dos preços). O conhecimento detalhado desta relação, além de seu interesse teórico, é fundamental para a construção de um simulador empírico do processo inflacionário e para que se possa estimar o impacto de mudanças da política salarial, como a alteração de periodicidade de 1979, sobre a dinâmica inflacionária. Na verdade, trata-se de um caso raro em análise econômica em que se pode deduzir teoricamente o efeito quantitativo de certas mudanças estruturais sobre uma equação econométrica.

O trabalho contém seis seções adicionais. A próxima reproduz os resultados obtidos anteriormente em Lopes e Bacha (1983), os quais são reformulados nas Seções 3 e 4, apenas com a hipótese de taxa

coincidissem sistematicamente ao longo do tempo, haveria a recomposição integral dos picos prévios de salário real. Aparentemente, foi isto o que, a grosso modo, ocorreu a partir de 1968, segundo Simonsen (1974, p. 141), "menos pela adequação teórica da fórmula do que pelo melhor ajuste à realidade das previsões da taxa de inflação". A lei salarial de 1974 (Lei n.º 6.147/64), que vigorou até 1979, tinha a propriedade de que, se a estimativa da inflação futura permanecesse constante ao longo do tempo, haveria a recomposição do pico prévio. A Lei n.º 6.708/79 estabeleceu o princípio de reajustes diferenciados por classe de renda. Entretanto, estudos empíricos [ver Baumgarten (1981) e Camargo (1980)] demonstram que esta inovação praticamente não afetou a evolução da folha total de salários, que continuou a crescer aproximadamente na proporção do aumento do custo de vida, justificando-se, portanto, a sua abstração neste trabalho. A recomposição do pico prévio deixou de ocorrer na prática a partir do Decreto-Lei n.º 2.012/83.

de inflação constante dentro de cada período de análise. A Seção 5 trata do caso particular da distribuição uniforme de trabalhadores por data de reajuste, a Seção 6 aplica os resultados à experiência brasileira recente e uma breve seção de conclusão fecha o trabalho.

## 2 — Um problema de agregação

O objetivo desta investigação é construir uma representação em termos de intervalos discretos de tempo de um sistema de reajustes dessincronizados de salários, com periodicidade fixa e recomposição dos picos prévios de renda real, que se sucedem continuamente ao longo do tempo. Suponha-se que cada grupo de trabalhadores tem  $n$  reajustes durante o período de análise e que se conhece a distribuição dos trabalhadores por data de reajuste. O problema é identificar a dinâmica do salário nominal médio por período de análise. Procura-se, essencialmente, agregar em intervalos discretos de tempo um conjunto de variáveis que seguem, de forma não sincronizada, um padrão similar recorrente de variação contínua no tempo.

Uma solução para este problema foi apresentada em trabalho anterior [ver Lopes e Bacha (1983)], apoiada nas hipóteses de inflação constante dentro de cada período de análise e distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste. Vamos considerar inicialmente o caso mais simples em que cada trabalhador tem um único reajuste salarial por período. O Gráfico 1 ilustra a trajetória do logaritmo do salário real de um trabalhador com data de reajuste exatamente no início de cada período de análise. O eixo horizontal do tempo está segmentado em períodos de igual duração, cujos pontos de contato correspondem a datas sucessivas de reajuste salarial. No início de cada período, o salário nominal é corrigido de acordo com a inflação acumulada no período anterior,<sup>2</sup> fazendo com que

<sup>2</sup> No caso brasileiro, a indexação salarial sempre incorporou, também, um fator de aumento de produtividade, que será ignorado aqui para simplificar o argumento. O efeito deste fator seria o de elevar o pico de salário real ao longo de períodos sucessivos.

o salário real volte ao pico prévio  $v^*$ . Dentro de cada período, entretanto, como o salário nominal permanece fixo e os preços continuam a subir continuamente, o salário real cai progressivamente até a data do próximo reajuste. No gráfico estão representadas quedas lineares do logaritmo do salário real, que correspondem à hipótese de taxa de inflação constante dentro de cada período.

Se  $\hat{q}$  é a taxa de inflação acumulada ao longo do período  $(t)$ , o salário real oscila de um nível máximo  $v^*$ , no início do período, a um nível mínimo  $v^*/(1 + \hat{q})$ , no fim do período. Utilizando a média geométrica para calcular o salário real médio do período,<sup>3</sup> temos:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \left[ v^* \frac{v^*}{(1 + \hat{q})} \right]^{\frac{1}{2}} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{\frac{1}{2}}} \quad (1)$$

Esta equação revela uma propriedade básica dos sistemas de indexação com periodicidade fixa e recomposição do pico prévio de renda real: o salário real médio e a taxa de inflação estão inversamente relacionados. Veja-se o que é ilustrado pelo Gráfico 1: como no período  $(t)$  a taxa de inflação é menor que no período anterior  $(t - 1)$ ,<sup>4</sup> o salário real médio é maior em  $(t)$  que em  $(t - 1)$ . O mesmo resultado seria obtido se usássemos a média aritmética para calcular o salário real médio,<sup>5</sup> mas neste trabalho a média geomé-

<sup>3</sup> Note-se que, quando a taxa de inflação é constante no período, a média geométrica pode ser calculada com base apenas nos dois valores extremos do salário real. A lógica da notação  $\bar{v}_{(t/0)}$ , para o salário real médio no período  $(t)$  dos trabalhadores com data de reajuste exatamente no início do período, será explicitada posteriormente.

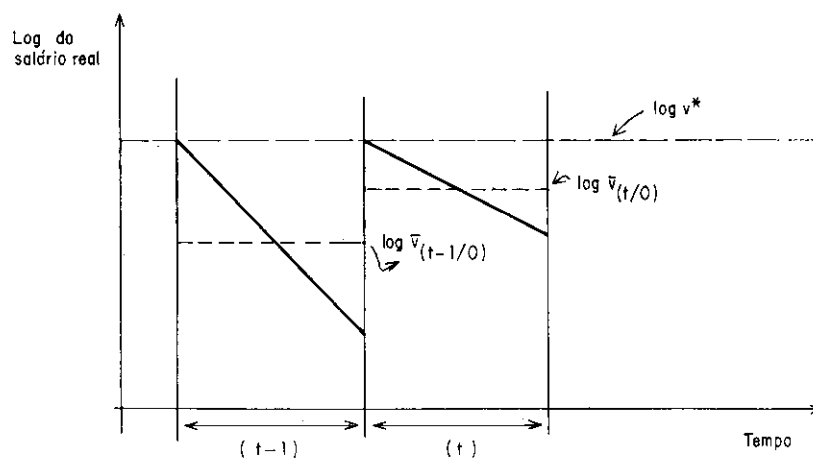
<sup>4</sup> Para medir a taxa de inflação no gráfico, considere-se o ângulo de queda do logaritmo do salário real.

<sup>5</sup> Seja  $s$  a taxa instantânea de inflação no período, que supomos ter dimensão  $z$ . Utilizando a média aritmética, temos:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \frac{1}{z} \int_0^z v^* e^{-sz} dx = \frac{v^* (1 - e^{-sz})}{sz}$$

podendo-se facilmente verificar a relação inversa entre  $\bar{v}_{(t/0)}$  e  $s$ . Ver Lopes e Williamson (1980) para uma discussão desta relação.

Gráfico 1



trica será sistematicamente adotada, em virtude da grande simplificação analítica que possibilita.<sup>6</sup>

A generalização da equação (1) para o caso de  $n$  reajustes salariais por período de análise é trivial. Em termos do Gráfico 2, temos  $A = \log v^*$  e:

$$B = \log \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{\frac{1}{n}}}$$

já que, se  $(1 + \hat{q})$  é o fator de aumento dos preços ao longo do período, o fator de aumento até o momento do primeiro reajuste é a raiz de ordem  $n$  de  $(1 + \hat{q})$ .

<sup>6</sup> Vale a pena notar que, caso abandonássemos a hipótese de taxa de inflação constante dentro do período de análise, este resultado não poderia mais ser garantido. Para uma mesma taxa de inflação acumulada no período, poderíamos obter diferentes valores do salário real médio, dependendo do padrão de aceleração da taxa instantânea de inflação. Em termos do Gráfico 1, isto é consequência de que neste caso a linha de queda do salário real (ou de seu logaritmo) poderia ter diferentes curvaturas.

Podemos calcular então:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \left[ v^* \frac{v^*}{(1+q)^n} \right]^{\frac{1}{2}} = \frac{v^*}{(1+\hat{q})^{2n}} \quad (2)$$

que revela outra propriedade importante dos sistemas de indexação com periodicidade fixa e recomposição do pico prévio: o salário real médio aumenta quando, *ceteris paribus*, os reajustes são mais frequentes no período de análise (ou seja, quando  $n$  é maior).

Partindo da equação (2), em trabalho anterior [Lopes e Bacha (1983)] utilizamos duas hipóteses simplificadoras adicionais na solução do problema. Uma delas foi que o salário real médio no período  $t$  de um indivíduo que tem data de reajuste exatamente no início do período,  $\bar{v}_{(t/0)}$ , é igual à média dos salários reais médios de todos os trabalhadores durante o período,  $\bar{v}_{(t)}$ . Então, sendo  $w$  a média do salário nominal médio de todos os trabalhadores em  $(t)$  e  $p$  o preço médio em  $(t)$ ,<sup>7</sup> temos:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \bar{v}_{(t)} = \frac{w}{p}$$

Calculando agora a variação do salário real com base no período anterior e usando (2), temos:

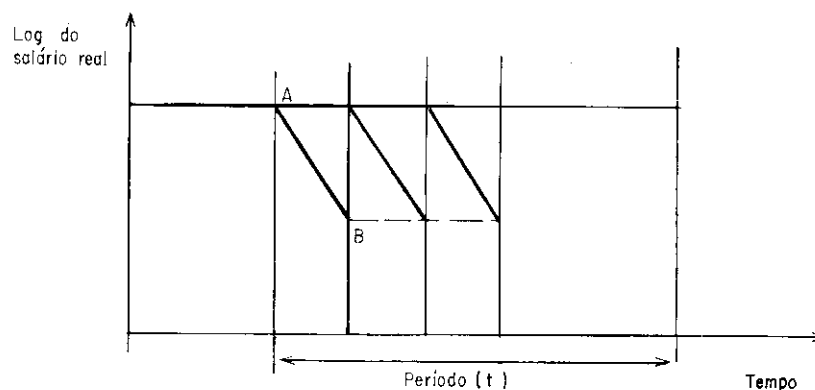
$$\frac{1 + \hat{w}}{1 + \hat{p}} = \frac{w}{p} \cdot \frac{p_{-1}}{w_{-1}} = \frac{\bar{v}_{(t)}}{\bar{v}_{(t-1)}} = \left[ \frac{1 + \hat{q}_{-1}}{1 + \hat{q}} \right]^{\frac{1}{2n}}$$

ou, usando a notação  $\tilde{x} = \log (1 + \hat{x})$ :

$$\tilde{w} - \tilde{p} = \frac{1}{2n} (\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}) \quad (3)$$

<sup>7</sup> Note-se a importante distinção entre  $p$ , preço médio no período de análise, e  $q$ , preço no fim do período de análise. Naturalmente,  $w$  e  $p$  estão implicitamente definidos de forma a serem consistentes com o uso da média geométrica na construção dos salários reais médios.

Gráfico 2



Nossa outra hipótese simplificadora postulava que a aceleração inflacionária é sempre igual se medida em termos de preços médios ou de preços de fim de período:

$$\tilde{p} - \tilde{p}_{-1} = \tilde{q} - \tilde{q}_{-1} \quad (4)$$

Utilizando (4) em (3), resulta:

$$\tilde{w} = h\tilde{p} + (1-h)\tilde{p}_{-1} \quad (5)$$

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

Esta equação é uma solução elegante para o problema de agregação, pois explica a dinâmica da média dos salários nominais em função apenas da dinâmica do preço médio, com o parâmetro  $h$  relacionado à frequência  $n$  de reajustes salariais por período de análise. Infelizmente, porém, nossas duas hipóteses simplificadoras só são válidas quando a taxa de inflação permanece constante nos períodos  $(t-1)$  e  $(t)$ ,<sup>8</sup> e neste caso, com  $\tilde{p} = \tilde{p}_{-1}$ , (5) reduz-se

<sup>8</sup> Para uma prova formal, ver Lopes e Bacha (1983, Apêndice).

a  $\tilde{w} = \tilde{p}$ . Pode-se pensar em (5) como uma primeira aproximação, no caso de processos inflacionários razoavelmente estáveis (isto é, com  $\tilde{p} - \tilde{p}_{-1}$  pequeno), mas de fato não é uma solução satisfatória para nosso problema.

### 3 — A dinâmica do salário nominal com um reajuste por período

Nosso objetivo é resolver rigorosamente o problema de agregação com base apenas na hipótese de inflação constante dentro de cada período de análise. Suporemos, entretanto, que não há qualquer restrição à variação da taxa de inflação entre períodos e que a distribuição dos trabalhadores por data de reajuste é conhecida. Vamos começar examinando nesta seção o caso mais simples de um reajuste salarial por período de análise, deixando para a seção seguinte a investigação do caso geral de múltiplos reajustes por período.

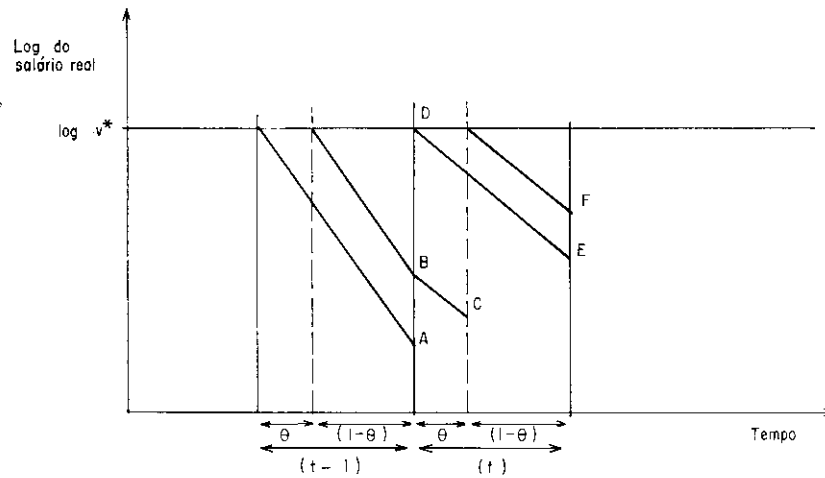
Considere-se o indivíduo cuja data de reajuste ocorre após que tenha decorrido uma fração  $\theta$  da duração total do período de análise. O Gráfico 3 dá os elementos para determinarmos o seu salário real médio no período  $(t)$ , que indicaremos por  $\bar{v}_{(t)\theta}$ .

Temos, no Gráfico 3:

$$\begin{aligned}
 A &= \log \frac{v^*}{(1 + \hat{q}_{-1})} \\
 B &= \log \frac{v^*}{(1 + \hat{q}_{-1})^{(1-\theta)}} \\
 C &= \log \frac{v^*}{(1 + \hat{q}_{-1})^{(1-\theta)} (1 + \hat{q})^\theta} \\
 D &= \log v^* \\
 E &= \log \frac{v^*}{(1 + \hat{q})} \\
 F &= \log \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{(1-\theta)}}
 \end{aligned}$$



Gráfico 3



Considere-se os dois subperíodos de  $(t)$  definidos pela data de reajuste deste indivíduo: o primeiro estende-se do início do período até a data de reajuste, o segundo desta data até o fim do período. Os salários reais médios (sempre usando médias geométricas) nestes dois subperíodos são, respectivamente:

$$\bar{v}_{(\theta/t)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q}_{-1})^{1-\theta} (1 + \hat{q})^{\frac{\theta}{2}}}$$

$$\bar{v}_{(1-\theta/t)} = \frac{v^*}{(1 - \hat{q})^{\frac{1-\theta}{2}}}$$

O salário real médio em  $(t)$  pode agora ser calculado como uma média geométrica ponderada dos salários reais médios nos dois subperíodos:

$$\bar{v}_{(t/\theta)} = \bar{v}_{(\theta/t)}^{\theta} \bar{v}_{(1-\theta/t)}^{1-\theta}$$

$$= \frac{v^*}{(1 + \hat{q}_{-1})^{b_1} (1 + \hat{q})^{b_2}} \quad (6)$$

sendo  $b_1 = (1 - \theta)\theta$  e  $b_2 = \frac{\theta^2 + (1 - \theta)^2}{2} = \frac{1}{2} - (1 - \theta)\theta$ .

Com a equação (6) podemos examinar como  $\bar{v}_{(t/\theta)}$  varia em função de  $\theta$ . Note-se os casos extremos:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \bar{v}_{(t/1)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{0,5}}$$

e também como  $\log v_{(t/\theta)}$  é uma função quadrática de  $\theta$ :

$$\begin{aligned} \log \bar{v}_{(t/\theta)} = & \log v^* - (1 - \theta) \theta \log(1 + \hat{q}_{-1}) - \\ & - \left[ \frac{1}{2} - (1 - \theta) \theta \right] \log(1 + \hat{q}) \end{aligned} \quad (7)$$

O Gráfico 4 ilustra a forma desta função para o caso representado no Gráfico 3 de uma desaceleração da inflação. Naturalmente, a curvatura seria invertida no caso oposto de uma aceleração inflacionária.<sup>9</sup> A interpretação econômica dessas curvaturas revela uma característica surpreendente do sistema de indexação que estamos analisando. A equação (6) mostra que, como já foi sugerido pela discussão da seção anterior, uma redução permanente da taxa de inflação aumenta o salário real médio por período de todos os trabalhadores.<sup>10</sup> O que se vê agora, porém, é que, no período em que a taxa de inflação cai, o aumento na renda real média de cada trabalhador depende da sua data de reajuste. Mais especificamente, os trabalhadores com data de reajuste salarial no meio do período são relativamente menos favorecidos que aqueles com data de reajuste no início ou no fim do período. No caso oposto, de

<sup>9</sup> É fácil ver que o valor mínimo ou máximo desta função ocorre sempre em  $\theta = 0,5$ . A diferença entre este valor e o valor da função nos extremos do período é:

$$0,25 (\log(1 + \hat{q}) - \log(1 + \hat{q}_{-1}))$$

<sup>10</sup> Já que, quando  $\hat{q} = \hat{q}_{-1}$ , esta equação reduz-se a:

$$\bar{v}_{(t/\theta)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q})}$$

qualquer que seja o valor de  $\theta$ .

uma aceleração inflacionária, os trabalhadores com data de reajuste no meio do período têm uma perda de renda real menor no período de transição. Em outros termos, as variações na taxa de inflação têm uma incidência diferenciada sobre a renda real dos trabalhadores, dependendo da maior ou menor proximidade entre suas datas de reajuste salarial e o momento da mudança na tendência inflacionária.

Para passarmos do salário real médio  $\bar{v}_{(t/\theta)}$  no período  $(t)$  do indivíduo genérico com data de reajuste em  $\theta$  para a média (geométrica) dos salários reais médios de todos os trabalhadores no mesmo período, temos que colocar em cena a distribuição dos trabalhadores por data de reajuste. Supondo que esta distribuição possa ser representada pela função de densidade  $f(\theta)$ , para valores de  $\theta$  no intervalo  $[0, 1]$ , temos:

$$\log \bar{v}_{(t)} = \int_0^1 \log \bar{v}_{(t/\theta)} f(\theta) d\theta$$

ou ainda, utilizando (7) acima:<sup>11</sup>

$$\begin{aligned} \log \bar{v}_{(t)} = & \log v^* - \lambda \log (1 + \hat{q}_{-1}) - \\ & - \left( \frac{1}{2} - \lambda \right) \log (1 + \hat{q}) \end{aligned}$$

com a definição:

$$\lambda = \int_0^1 (1 - \theta) \theta f(\theta) d\theta \quad (8)$$

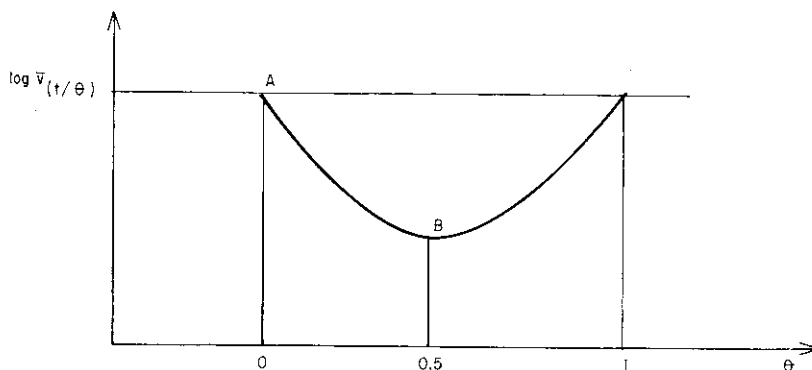
Eliminando os logaritmos:

$$\bar{v}_{(t)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{\frac{1}{2} - \lambda} (1 + \hat{q}_{-1})^\lambda} \quad (9)$$

<sup>11</sup> Note-se que:

$$\int_0^1 f(\theta) d\theta = 1$$

Gráfico 4



e, como  $\bar{v}_{(t)} = \frac{w}{p}$ , obtemos:

$$\bar{w} - \bar{p} = \left(\frac{1}{2} - \lambda\right) (\bar{q}_{-1} - \bar{q}) + \lambda (\bar{q}_{-2} - \bar{q}_{-1}) \quad (10)$$

que é nossa nova versão da equação (3) da seção anterior, para o caso de um reajuste por período de análise ( $n = 1$ ).

O passo seguinte da solução do nosso problema é transformar preços de fim de período em preços médios. Se a taxa de inflação é constante dentro de cada período, e o preço médio é medido pela média geométrica, a solução é trivial, pois:

$$p = (qq_{-1})^{0,5}$$

isto é, a média geométrica de todos os preços do período é igual à média geométrica dos extremos. (Note-se que  $\log q_{\theta}$  é linear quando  $\theta$  varia entre 0 e 1.) Neste caso:

$$\bar{p} = 0,5 \bar{q} + 0,5 \bar{q}_{-1}$$

É mais conveniente, entretanto, supor a seguinte relação genérica entre preços de fim de período e preços médios:

$$\bar{p} = a\bar{q} + (1-a) \bar{q}_{-1} \quad (11)$$

que se reduz à equação anterior quando  $a = 0,5$ . Esta última equação pode ser aplicada também ao caso de maior relevância prática em que o preço médio é calculado pela média aritmética.

Usando (11) para eliminar o termo  $\tilde{q}$  em (10), obtemos:

$$\tilde{w} = h\tilde{p} + (1-h)\tilde{p}_{-1} + \zeta(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) \quad (12)$$

onde  $h = 1 - \frac{1}{a} \left( \frac{1}{2} - \lambda \right)$  e  $\zeta = 1 - h - \frac{1}{2}$ .

Esta equação é a formulação geral equivalente à equação (5) da seção anterior no caso de um reajuste por período de análise ( $n = 1$ ). Note-se que aquela equação é o caso particular desta quando  $a = 0,5$  e  $\lambda = 0,25$ , que implicam  $h = 0,5$  e  $\zeta = 0$ . Quando  $\lambda$  diverge de 0,25,  $h$  diverge de 0,5 na direção oposta, mas em compensação surge um termo adicional que depende da aceleração da inflação ao longo do período ( $t - 1$ ).

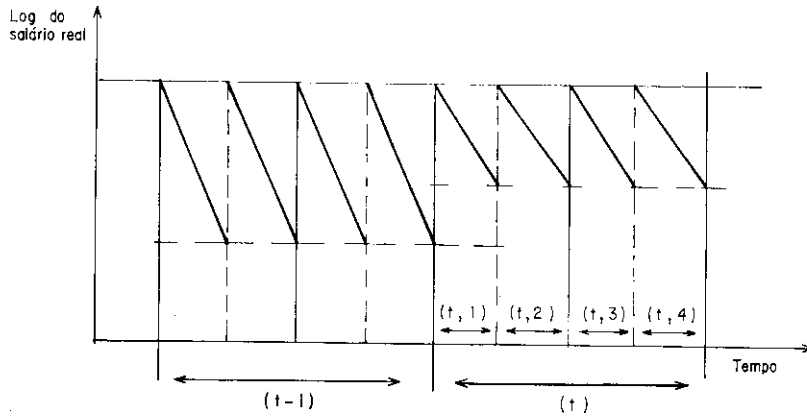
#### 4 — Múltiplos reajustes por período

Esta seção generaliza os resultados da seção anterior para o caso de múltiplos reajustes por período de análise, ainda mantendo a hipótese de distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste. O Gráfico 5 ilustra o problema para o caso de quatro reajustes por período.

É importante distinguir entre  $\bar{v}_{(k,t)}$ , a média dos salários reais médios de todos os trabalhadores no  $k$ -ésimo subperíodo de ( $t$ ), e  $\bar{v}_{(t)}$ , a média dos salários reais médios em ( $t$ ). É evidente que:

$$\bar{v}_{(t)} = [\bar{v}_{(1,t)} \bar{v}_{(2,t)} \dots \bar{v}_{(n,t)}]^{\frac{1}{n}} \quad (13)$$

Gráfico 5



Notando que  $(1 + \hat{q})^{\frac{1}{n}}$  é o fator de inflação em cada subperíodo de  $(t)$ , podemos derivar da equação (9) da seção anterior o valor da média dos salários reais no primeiro subperíodo de  $(t)$ :

$$\bar{v}_{(1,t)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{\frac{1}{2n}} - \frac{\lambda}{n} (1 + \hat{q}_{-1})^{\frac{\lambda}{n}}} \quad (14)$$

onde  $\lambda$  é definido como em (8) da seção anterior, mas com  $f(\theta)$  representando a função de densidade da distribuição dos trabalhadores por data de reajuste dentro de cada subperíodo de  $(t)$ . Naturalmente, todos os trabalhadores têm um reajuste salarial em cada subperíodo, e esta distribuição é a mesma para qualquer subperíodo.

Para o segundo subperíodo em diante encontramos o caso mais simples de inflação constante ( $\hat{q} = \hat{q}_{-1}$ ), e esta última equação reduz-se a:

$$\bar{v}_{(k,t)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q})^{\frac{1}{2n}}} \quad (15)$$

para  $k > 1$ .

Aplicando (14) e (15) em (13), temos:<sup>12</sup>

$$\bar{v}_{(t)} = \frac{v^*}{(1 + \hat{q}) \left( \frac{1}{2n} - \frac{\lambda}{n^2} \right) (1 + \hat{q}_{-1})^{\frac{\lambda}{n^2}}} \quad (16)$$

Segue-se de (16), pelo mesmo argumento usado na seção anterior, que:

$$\tilde{w} - \tilde{p} = \left( \frac{1}{2n} - \frac{\lambda}{n^2} \right) (\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}) + \left( \frac{\lambda}{n^2} \right) (\tilde{q}_{-2} - \tilde{q}_{-1}) \quad (17)$$

e, supondo  $\tilde{p} = a\tilde{q} + (1 - a)\tilde{q}_{-1}$ :

$$\tilde{w} = h\tilde{p} + (1 - h)\tilde{p}_{-1} + \varepsilon(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) \quad (18)$$

com  $h = 1 - \frac{1}{na} \left( \frac{1}{2} - \frac{\lambda}{n} \right)$  e  $\varepsilon = 1 - h - \frac{1}{2n}$ . Esta última equação é a solução geral do nosso problema de agregação e representa a dinâmica do salário nominal com reajustes de periodicidade fixa, recomposição do pico prévio de salário real e múltiplos reajustes por período de análise.

Vale a pena notar que em geral o parâmetro  $\lambda$  não pode ser considerado invariante em relação à frequência de reajustes por período de análise.<sup>13</sup> Quando varia o número de reajustes por período, a distribuição de trabalhadores por data de reajuste dentro

<sup>12</sup> Para entender esta passagem algébrica, note-se que o denominador da fração é igual a:

$$\begin{aligned} & \left[ (1 + \hat{q}_{-1})^{\frac{\lambda}{n}} (1 + \hat{q})^{\left[ \frac{1}{2n} - \frac{\lambda}{n} \right]} (1 + \hat{q})^{\frac{1}{2n}} \dots (1 + \hat{q})^{\frac{1}{2n}} \right]^{\frac{1}{n}} = \\ & \quad | \dots (n-1) \text{ vezes} \dots | \\ & = \left[ (1 + \hat{q}_{-1})^{\frac{\lambda}{n}} (1 + \hat{q})^{-\frac{\lambda}{n}} (1 + \hat{q})^{\frac{n}{2n}} \right]^{\frac{1}{n}} = (1 + \hat{q}_{-1})^{\frac{\lambda}{n^2}} (1 + \hat{q})^{\left[ \frac{1}{2n} - \frac{\lambda}{n^2} \right]} \end{aligned}$$

<sup>13</sup> A exceção do caso da distribuição uniforme, que para  $\theta$  definido no intervalo  $[0, 1]$  tem função de densidade  $f(\theta) = 1$ . Neste caso, a divisão do período em subperíodos não altera a função de densidade.

de cada subperíodo pode alterar-se e, se isto acontecer, a função de densidade  $f(\theta)$  será diferente e o valor do parâmetro  $\lambda$ , definido em (8), mudará também.

## 5 — O caso da distribuição uniforme

Como em geral não se conhece *a priori* a distribuição dos trabalhadores por data de reajuste e, portanto, não se pode determinar o valor de  $\lambda$  com base apenas em considerações teóricas, torna-se necessário na prática obter os valores dos parâmetros  $h$  e  $\zeta$  da equação (18) através de análise de regressão, como se verá na seção seguinte. Nesta seção, entretanto, determinaremos os valores exatos dos parâmetros da dinâmica do salário nominal sob a hipótese de uma distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajustes. Isto ilustra o método de solução e fornece um ponto de referência lógica para a avaliação de resultados empíricos.

No caso da distribuição uniforme temos  $\lambda = 1/6$ ,<sup>14</sup> de modo que o parâmetro  $h$  da equação (18) fica determinado por  $h = 1 - \frac{1}{na} \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{6n} \right)$ . Seguem-se abaixo alguns valores representativos para este parâmetro e o parâmetro associado  $\zeta$ , para diferentes freqüências de reajustes por período de análise ( $n$ ) e na suposição de  $a = 0,5$ . Para fins de comparação, listamos também os valores do parâmetro  $h$  correspondentes à equação (5) anterior:

*Valores selecionados dos parâmetros da equação (18)*

$n$	$h$	$\zeta$	$h$ - equação (5)
1	0,33	0,167	0,50
2	0,58	0,167	0,75
3	0,77	0,104	0,875

<sup>14</sup> Com a distribuição uniforme, temos  $f(\theta) = 1$  e:

$$\lambda = \int_0^1 \theta(1-\theta) d\theta = \left[ \frac{\theta^2}{2} \right]_0^1 - \left[ \frac{\theta^3}{3} \right]_0^1 = \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = \frac{1}{6}$$



Observe-se que, à medida que a frequência de reajustes por período de análise aumenta,  $h$  cresce e  $\zeta$  diminui. De fato, no limite, quando  $n$  tende para infinito,  $h$  tende para 1,  $\zeta$  para 0 e, como consequência, a equação (18) reduz-se a  $\tilde{w} = \tilde{p}$ . Em outros termos, à medida que a frequência de reajustes aumenta, o sistema aproxima-se de uma condição de indexação perfeita, na qual o salário real por período de análise não é mais afetado por variações na taxa de inflação. Neste limite, a inércia inflacionária, representada na equação (18) pelos termos de inflação defasada e aceleração inflacionária, desaparece completamente.

## 6 — A experiência brasileira

A experiência brasileira de política salarial nos permite testar o modelo desenvolvido nas seções anteriores e obter uma estimativa empírica do parâmetro  $\lambda$ . Como o período delimitado pelos anos 1968 e 1979 caracterizou-se por periodicidade anual de reajustes e recomposição aproximada do pico prévio, temos uma amostra de 12 observações anuais para estimar a seguinte versão da equação (17) da seção anterior:

$$y = k_1x + k_2U + k_3 \quad (19)$$

onde  $y = \tilde{w} - \tilde{p} - \frac{1}{2}(q_{-1} - \tilde{q})$ ,  $x = \tilde{q}_{-2} - 2q_{-1} + \tilde{q}$  e  $U$  é uma medida do hiato de produto da economia, medido pela diferença percentual entre PIB potencial e PIB efetivo.

Pode-se notar que, à parte a manipulação algébrica utilizada para definir as variáveis compostas  $x$  e  $y$ , a diferença entre a equação de regressão e sua equivalente teórica é a inclusão dos termos de demanda agregada ( $k_2U + k_3$ ). A idéia é que o salário nominal médio observado na indústria pode diferir do salário nominal médio definido pela regra de política salarial em consequência das repercussões no mercado de trabalho das oscilações do nível de atividade.

A Tabela 1 apresenta os resultados da análise de regressão com a equação (19). Os dados utilizados, que são reproduzidos na Tabela 2, foram: para o salário nominal médio ( $w$ ), o índice de salário

médio anual do pessoal ocupado na indústria de transformação, construído por Modiano (1983); para o índice de preço aplicado aos reajustes salariais ( $q$  e  $p$ ), uma série que construímos a partir de dados do DIEESE, até 1979, e com base no INPC a partir de 1980; para o hiato de produto, o índice construído por Modiano (1983) com base na tendência log-linear de uma série de produto real.

Foram utilizados três períodos de amostra diferentes para testar a estabilidade dos coeficientes. A aderência estatística da equação é satisfatória; os coeficientes estimados são altamente significativos e apresentam os sinais esperados *a priori*.

O coeficiente de  $x$ , que corresponde ao  $\lambda$  da análise teórica, situa-se na faixa de 0,26 a 0,32 nas três regressões. É interessante notar que nossas estimativas não permitem rejeitar a hipótese de  $\lambda = 1/6 = 0,167$ , que corresponde à distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste. Note-se também que, se  $\lambda = 0,25$  e  $\tilde{p} = 0,5\tilde{q} + 0,5\tilde{q}_{-1}$ , a equação (19) transforma-se em:

$$\tilde{w} = 0,5\tilde{p} + 0,5\tilde{p}_{-1} + k_2U + k_3$$

que é bastante próxima da equação estimada por Modiano (1983) para o período 1966/81. Em termos da formulação teórica da equação (18), o que acontece neste caso é que  $h = 0,5$  e  $\zeta = 0$ .

O coeficiente do hiato de produto ( $U$ ) é negativo, como seria de se esperar *a priori*, com valor na faixa de  $-0,24$  a  $-0,32$ . Isto também é compatível com os coeficientes da ordem de  $-0,36$  obtidos por Modiano (1983), indicando que 10 pontos percentuais de hiato de produto produzem uma queda anual da ordem de 3 pontos percentuais nas variáveis  $\tilde{w}$  e  $\hat{w}$ .<sup>15</sup>

<sup>15</sup> Para calcular o impacto sobre a taxa de variação do salário nominal  $\hat{w}$ , temos que lembrar que  $\tilde{w} = \log(1 + \hat{w})$ . Portanto, se definirmos:

$$\log(1 + \hat{w}^*) = \tilde{p} - 0,5(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}) + k_1(\tilde{q}_{-2} - 2\tilde{q}_{-1} + \tilde{q})$$

podemos reescrever a equação (21) como:

$$(1 + \hat{w}^*) = (1 + \hat{w}^*) e^{(k_2 U + k_3)}$$

Quando  $k_2 = -0,3$  e  $U = 0,10$ , temos  $\exp(k_2 U) = 0,97$ , indicando uma queda de *aproximadamente* três pontos percentuais em  $\hat{w}$ .

TABELA 1  
*Estimativas econométricas da equação (19)*

Períodos	Coeficientes estimados			$R^2$	DW	SER
	$x$	$U$	Constante			
1969/78	0,258 (3,95)	-0,316 (-4,29)	0,065 (9,51)	0,84	1,82	0,015
1968/78	0,319 (4,61)	-0,237 (-3,17)	0,061 (7,81)	0,77	1,76	0,018
1968/79	0,311 (3,95)	-0,255 (-3,03)	0,666 (7,72)	0,70	1,30	0,020

NOTAS: Os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$  dos respectivos coeficientes. Na regressão para o período 1968/79 foi utilizada a taxa de variação outubro/outubro, ao invés de dezembro/dezembro, para representar o valor de  $\hat{q}$  para 1979. Desta forma, elimina-se a perturbação introduzida pela mudança de política salarial em novembro deste ano.

TABELA 2  
*Base de dados*

Anos	Índice do salário médio anual do pessoal ocupado na indústria de transformação ( $w$ )	Índice de reajuste salarial		Hiato do produto ( $U$ )
		Média anual ( $p$ )	Dezembro ( $q$ )	
1966	37	21,4	24,1	0,2130
1967	48	28,0	30,1	0,2295
1968	63	33,9	37,4	0,2015
1969	79	42,1	46,2	0,1809
1970	100	52,0	56,6	0,1681
1971	124	63,7	68,2	0,1210
1972	156	77,2	83,1	0,0833
1973	193	90,5	96,8	0,0263
1974	252	113,6	131,0	0,0025
1975	356	157,1	179,5	0,0165
1976	523	222,2	253,1	0,0000
1977	785	311,3	354,4	0,0235
1978	1.182	437,6	506,8	0,0344
1979	1.875	641,3	788,0	0,0414
1980	3.601	1.154,4	1.504,8	0,0345
1981	7.768	2.315,1	3.016,2	0,1309
1982	16.766	4.549,2	5.942,6	0,1950

FONTES:  $w$  = construído por Modiano (1983), com base em dados do IBGE;  
 $p$  e  $q$  = construído pelo autor: para 1966/79, foram utilizados os índices de atualização do Departamento Nacional de Salários, obtidos em DIEESE (1975); para 1971/73, foram utilizadas médias dos reajustes concedidos para algumas principais categorias, obtidas em SEPLAN (1979); para 1974/79, foram utilizados os índices oficiais de correção salarial, segundo informação desta mesma fonte; de 1980 em diante, foram utilizadas as taxas de variação do INPC; para os meses entre novembro de 1979 e maio de 1980, o índice é uma média simples do índice com defasagem de seis meses corrigido pelo INPC e do índice com defasagem de 12 meses multiplicado pelo fator 1,22 e corrigido pelo INPC; e  
 $U$  = construído por Modiano (1983): diferença percentual entre PIB real observado e PIB real potencial, com o último estimado pela tendência log-linear da série do primeiro, ajustada para assumir somente valores positivos.

Em novembro de 1979 entrou em vigor a nova política salarial da Lei n.º 6.708. As principais inovações introduzidas foram a mudança de reajustes anuais para semestrais, a instituição da livre negociação do aumento de produtividade e a diferenciação dos reajustes por faixas salariais. Em vista destas alterações, não faz sentido adicionar observações posteriores a 1979 à amostra utilizada na análise de regressão da Tabela 1.

Podemos, entretanto, utilizar essas observações para submeter nosso modelo teórico a um teste parcial. A equação (17) anterior permite determinar, a partir de um dado valor de  $\lambda$ , os coeficientes da equação de salários para diferentes periodicidades. Tomando o valor  $\lambda = 0,311$ , estimado na Tabela 1 para o período 1968/79, e supondo que este parâmetro não se altera com a passagem de reajustes anuais para semestrais, podemos calcular os coeficientes da equação para  $n = 2$ , a saber:

$$\left( \frac{1}{2n} - \frac{\lambda}{n^2} \right) = 0,172 \quad \text{e} \quad \frac{\lambda}{n^2} = 0,078$$

Adotando, igualmente, os demais coeficientes estimados na Tabela 1, chegamos à seguinte equação para simulação da dinâmica salarial no regime de reajustes semestrais implantado no final de 1979:

$$\begin{aligned} \bar{w} = \bar{p} - 0,172 (\bar{q} - \bar{q}_{-1}) - 0,078 (\bar{q}_{-1} - \bar{q}_{-2}) - \\ - 0,255U + 0,066 \end{aligned} \quad (20)$$

A Tabela 3 fornece os elementos para um exercício de simulação relativo aos anos de 1981 e 1982. Obviamente, como a equação foi derivada na suposição de um *steady state* de  $n$  reajustes salariais por período de análise, não seria correto utilizá-la para simular a dinâmica salarial em 1980, quando o valor de  $n$  foi alterado em relação ao ano anterior.

Como se pode ver na Tabela 3, a equação (20) subestima  $\bar{w}$  em cerca de 6,5 e 8 pontos de percentagem, respectivamente em 1981 e 1982. Isto corresponde a mais de três erros-padrão da regressão estimada para o período 1968/79 (que a Tabela 1 nos informa ter sido de 0,02) e indica um relativo insucesso da equação (20) neste teste de simulação.

TABELA 3

Simulação dos reajustes semestrais com base na equação (20)

Anos	$\tilde{w}$	$\tilde{p}$	$\tilde{q}$	$\tilde{q}-\tilde{q}_{-1}$	$\tilde{q}_{-1}-\tilde{q}_{-2}$	$U$	$\tilde{w}^e$	$\tilde{w}-\tilde{w}^e$
1979	0,461	0,382	0,441					
1980	0,653	0,589	0,647	0,206				
1981	0,769	0,697	0,695	0,048	0,206	0,131	0,705	0,064
1982	0,760	0,675	0,678	-0,017	0,048	0,195	0,690	0,079

NOTA:  $\tilde{w}^e$  é o valor estimado de  $\tilde{w}$  a partir da equação (20).

É possível, entretanto, que esta subestimativa possa ser explicada pelos outros dois elementos da política salarial posterior a 1979 que não foram levados em consideração. Em primeiro lugar, há que se notar o fato de que tanto a Lei n.º 6.708, de novembro de 1979, como sua sucessora, a Lei n.º 6.886, de dezembro de 1980, estabeleceram que as parcelas salariais até três salários mínimos teriam reajustes 10% acima do INPC, enquanto as parcelas entre três e 10 salários mínimos teriam reajustes pelo INPC integral. Baumgarten (1981) calculou que a Lei n.º 6.886 produziu uma variação da folha total de salários da economia 1,5 ponto percentual acima do INPC.<sup>16</sup> Se considerarmos que na indústria cerca de 90% da folha de salários estão concentrados na faixa de 10 salários mínimos [segundo Camargo (1980)], ao passo que para a economia como um todo esta fração é da ordem de 70%, temos de admitir que a diferença entre a variação da folha de salários industrial e a variação do INPC deve ter superado aquele 1,5 ponto percentual mencionado anteriormente. Se supusermos, conservadoramente, que esta discrepância foi de 2 pontos percentuais, ficam faltando entre 4,5 e 6 pontos percentuais para explicar a subestimativa da Tabela 3.

Não parece absurdo imaginar que esta última discrepância seja consequência dos coeficientes de aumento de produtividade negociados nos dissídios coletivos durante o período. O fato de obser-

<sup>16</sup> Em outros termos, se  $\hat{w}^*$  foi a taxa de variação do salário determinada pelo INPC, então  $1 + \hat{w} = (1 + \hat{w}^*) (1,015)$  e  $\tilde{w} = \tilde{w}^* + 0,015$ .

varmos uma subestimativa da mesma ordem de magnitude nos dois anos de simulação parece reforçar esta suposição, mas a verdade é que não dispomos de elementos para um julgamento definitivo da questão. Em última análise, temos de reconhecer que a experiência posterior a 1979 não permite um teste conclusivo do nosso modelo teórico.

A simulação da Tabela 3 baseou-se na equação teórica (17), que pressupõe o conhecimento tanto de  $\tilde{p}$  como de  $\tilde{q}$ . Suponha-se, porém, que nossa equação de salários esteja sendo utilizada como parte de um modelo econométrico que exija a determinação simultânea de  $\tilde{w}$ ,  $\tilde{p}$  e  $\tilde{q}$ . Qual seria a *performance* preditiva da equação em 1981 e 1982?

Naturalmente, a resposta a esta questão depende da especificação completa do modelo econométrico, mas sem dúvida parte do erro de previsão pode resultar agora da necessidade de trabalharmos com uma relação *a priori* entre  $\tilde{p}$  e  $\tilde{q}$ . Quanto nos custa isto em termos de capacidade de previsão?

Para o período 1968/78 encontramos uma relação surpreendentemente estável entre  $\tilde{p}$  e  $\tilde{q}$ :

$$\begin{aligned} \tilde{p} - \tilde{q}_{-1} &= 0,584 (\tilde{q} - \tilde{q}_{-1}) & R^2 &= 0,97 \\ &(65,43) & DW &= 1,19 \\ & & SER &= 0,008 \end{aligned}$$

que pode ser usada para eliminar  $\tilde{q}$  da equação (20):

$$\begin{aligned} \tilde{w} &= 0,706\tilde{p} + 0,294\tilde{p}_{-1} + 0,044 (\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) - \\ &- 0,255U + 0,066 \end{aligned} \quad (21)$$

Esta última equação corresponde à equação (18) com  $h = 0,706$  e  $\zeta = 0,044$ . A partir dos dados da Tabela 3, podemos então calcular as seguintes estimativas para  $\tilde{w}$ :

$$1981: \tilde{w}^e = 0,706$$

$$1982: \tilde{w}^e = 0,700$$

que mostram erros de previsão desprezíveis, como resultantes do uso da equação (21) em substituição à equação (20).

## 7 — Conclusão

Ainda que nosso teste empírico não tenha sido conclusivo, acreditamos que o modelo teórico desenvolvido neste trabalho é uma boa representação da dinâmica do salário nominal induzida por um sistema de reajustes salariais dessincronizados com periodicidade fixa e recomposição do pico prévio de renda real. A única hipótese simplificadora utilizada para sua construção foi a de que a inflação é constante dentro de cada período de análise, o que normalmente é aproximadamente verdadeiro para períodos relativamente curtos de tempo.

Naturalmente, em aplicações empíricas do modelo pode surgir o problema adicional de desejarmos trabalhar com médias aritméticas das variáveis, enquanto nossa derivação teórica baseia-se em médias geométricas. Isto, entretanto, introduz apenas uma pequena margem de erro nas equações, que tende a desaparecer quando calculamos taxas de variação.

Esta investigação limitou-se a um sistema de reajustes salariais com periodicidade fixa e recomposição do pico prévio. É evidente, porém, que a mesma técnica de análise pode ser aplicada a um sistema com recomposição parcial do pico prévio ou a períodos de mudança de periodicidade em sistemas de periodicidade fixa. Sistemas de indexação com periodicidade endógena, do tipo analisado por Arida (1982), parecem apresentar maiores dificuldades, mas também constituem uma importante área para pesquisa futura.

## Bibliografia

- ARIDA, Persio. Reajuste salarial e inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 12 (2) :311-42, ago. 1982.
- BAUMGARTEN, Alfredo Luiz. A aritmética perversa da política salarial. *Revista Brasileira de Economia*, out./dez. 1981.
- CAMARGO, José Marcio. A nova política salarial, distribuição de rendas e inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10 (3) :971-1.000, dez. 1980.

- CARVALHO, Lívio de. Políticas salariais brasileiras no período 1964-81. *Revista Brasileira de Economia*, jan./mar. 1982.
- DIEESE. *10 anos de política salarial*. São Paulo, 1975.
- LOPES, Francisco L., e BACHA, Edmar L. Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, set. 1983.
- LOPES, Francisco L., e WILLIAMSON, John. A teoria da indexação consistente. *Estudos Econômicos*, 3, 1980.
- 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.
- SEPLAN. *Relatório mensal da assessoria econômica*. Brasília, jun. 1979.
- SIMONSEN, Mario H. *Política antiinflacionária: a contribuição brasileira*. Ensaios Econômicos da EPGE. Rio de Janeiro, 1974.

(Originais recebidos em fevereiro de 1984. Revisos em abril de 1984.)