TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 59

Política Salarial e a Dinâmica do Salário Nominal: Notas Preliminares*

Francisco Lafaiete Lopes

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

Junho de 1983

1. Introdução

A indexação compulsória e generalizada dos salários tem sido uma peculiaridade da economia brasileira desde a segunda metade da década dos sessenta. A legislação de política sala rial 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 renda real)[1]. Estes princípios em conjunção com o fato de que vários grupos de trabalhadores recebem 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 os resultados que obtive anteriormente em coautoria com Edmar Bacha (ver Lopes-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 desses casos raros em análise econômica, em que é possível 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 em meu trabalho anterior em coautoria com Edmar Bacha, que são reformulados nas seções 3 e 4, ainda sob a hipótese de uma distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste. A seção 5 trata do caso geral em que a distribuição dos trabalhadores por data de reajuste não é especificada a priori,

[1] A rigor o princípio da recomposição do pico prévio só foi instituído pela lei 6708 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 ar taxas estimadas e verificadas de inflação 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) "menos pela adequação teórica da fórmula do que pelo melhor ajuste à realidade das previsões da taxa de inflação" (p. 141). A lei salarial de 1974, 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 6708/79, e as várias outras que sucederam, estabeleceram o princípio de reajustes diferenciados por classe de renda. Entretanto, estudos empíricos (ver Baungarten, 1981 e Camargo, 1980), demonstram que esta inovação praticamente não afetou a evolução da folha to tal 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 2045/83.

gerando resultados que são aplicados na seção seguinte à experiência brasileira. A seção 7 conclui 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 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. Trata-se, essencialmente, de um problema de agregação em intervalos discretos de tempo de um conjunto de variáveis que seguem, de forma não sincronizada, um padrão similar recorrente de variação continua no tempo.

Uma solução para este problema foi apresentada em meu trabalho com Edmar Bacha, apoiada nas hipóteses de inflação constante dentro de cada período de análise e distribuição uniformemos trabalhadores por data de reajuste. Vamos considerar inicialmente o caso mais simples em que cada trabalhador tem um único reajuste salarial por período. A Figura 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[2] fazendo com que o salário real volte ao pico prévio vo. Dentro de cada período, entretanto, como o salário nominal permanece fixo e os preços continuam a subir continuamente, o salário real cai progressiva mente até a data do próximo reajuste. Na figura 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_0, no início do período, a um nível mínimo $v_0/(1+\hat{q})$, no fim do período . Utilizando a média geométrica para calcular o salário real médio do período[3], temos:

$$\bar{v}_{(t/0)} = [v_0 \frac{v_0}{(1+q)}]^{\frac{1}{2}} = \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{2}}} \tag{1}$$

[2] 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.

[3] 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 explicada posteriormente.

Esta equação revela uma propriedade básica dos si£ temas 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 o que é ilustrado pela Figura 1: como no período (t) a taxa de inflação é menor que no período anterior $(t-1)$[4], 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[5], mas neste trabalho a média geométrica será sistematicamente adotada, em virtude da grande simplificação analítica que possibilita[6].

A generalização da equação (1) para o caso de n reajustes salariais por período de análise é trivial. Em termos da Figura 2, temos $A = \log v_0$ e $B = \log \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{n}}}$, 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 $(1+\hat{q})$. Podemos calcular então:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \left[v_0 \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{n}}} \right]^{0,5} = \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{2n}}} \qquad (2)$$

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), meu trabalho com Bacha utilizou 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 trabalhadores em (t) e "p" e o preço médio em (t)[7],temos:

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

4 Para medir a taxa de inflação na figura, considere o ângulo de queda do logaritmo do salário real.

5 Seja s a taxa instantânea de inflação no período, que supomos ter dimensão z. Utilizando a média aritmética temos: $\bar{v}_{(t/0)} = \frac{1}{z}\int_0^z v_0 e^{-sx}\,dx = \frac{v_0(1-e^{-sz})}{sz}$, podendo-se facilmente verificar a relação inversa entre s e $\bar{v}_{(t/0)}$. Ver Lopes-Williamson (1980) para uma discussão desta relação.

6 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 da Figura 1, isto é, consequência de que neste caso a linha de queda do salário real (ou de seu logaritmo) poderia ter diferentes curvaturas.

7 Note a importante distinção entre "p", preço médio no período da 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.

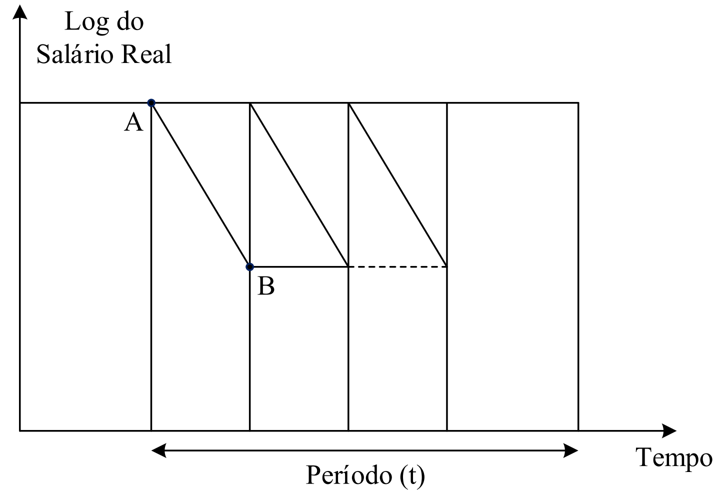

Figura 2

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

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

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

$$\tilde{w} - \tilde{p} = \frac{1}{2n}[\hat{q}_{-1} - \hat{q}] \qquad (3)$$

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:

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

Utilizando (4) em (3) resulta:

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

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

Esta equação é uma solução elegante para nosso 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 período $(t-1)$ e (t)[8], e neste caso, com $\tilde{p} = \tilde{p}_{-1}$, (5) reduz-se a $\tilde{w} = \tilde{p}$. Pode-se pensar em (5) como uma primeira aproximação, no caso de processos inflacionários razoavelmente estáveis (i.e., com $\tilde{p} - \tilde{p}_{-1}$ pequeno), mas de fato não é uma solução satisfatória para nosso problema.

[8] Para uma prova formal ver o apêndice de meu trabalho com Bacha.

3. Distribuição Uniforme, Caso Simples

Nosso primeiro objetivo será resolver o problema de agregação com apenas as seguintes hipóteses:

(a) inflação constante dentro de cada período, mas podendo variar entre períodos, e

(b) distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste.

Posteriormente abandonaremos a hipótese de distribuição uniforme. Vamos começar examinado, nesta seção, o caso mais simples de um reajuste por período de análise.

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

Temos na Figura 3:

$$A = \log \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})}$$

$$B = \log \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})^{(1-\theta)}}$$

$$C = \log \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})^{(1-\theta)}(1+\hat{q})^{\theta}}$$

$$D = \log v_0$$

$$E = \log \frac{v_0}{(1+\hat{q})}$$

$$F = \log \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{(1-\theta)}}$$

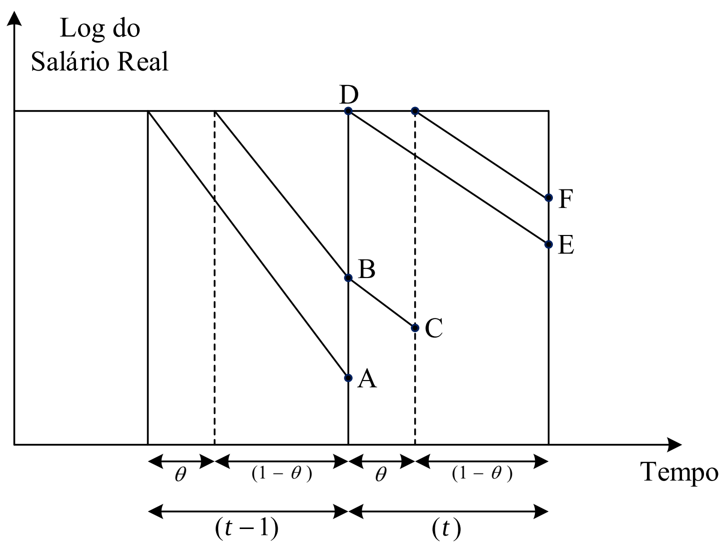

Figura 3

Calcula-se os salários reais médios nos dois subperíodos de (t) definidos pela data de reajuste deste indivíduo (sempre usando médias geométricas):

$$\bar{v}_{(\theta/\theta)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})^{1-\theta}(1+\hat{q})^{\frac{\theta}{2}}}$$

$$\bar{v}_{(1-\theta/\theta)} = \frac{v_0}{(1-\hat{q})^{\frac{1-\theta}{2}}}$$

obtemos o salário real médio em (t) como uma média geométrica ponderada destes dois valores:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \bar{v}^{\theta}_{(\theta/\theta)}\bar{v}^{1-\theta}_{(1-\theta)/\theta} = \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})^{b_1}(1+\hat{q})^{b_2}} \tag{6}$$

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 $\bar{v}_{(t/0)}$ varia em função de θ. Note os casos extremos:

$$\bar{v}_{(t/0)} = \bar{v}_{(t/1)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{0,5}}$$

Note também que $\log v_{(t/\theta)}$ é uma função quadrática de θ:

$$\log \bar{v}_{(t/\theta)} = \log v_0 - (1-\theta)\theta \log(1+\hat{q}_{-1}) - [\frac{1}{2} - (1-\theta)\theta] \log(1+\hat{q}) \tag{7}$$

A Figura 4 ilustra a forma desta função, para o caso representado na Figura 3 de uma desaceleração da inflação. Naturalmente, a curvatura seria invertida no caso oposto de uma aceleração inflacionária[9]. 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[10]. 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 os trabalhadores com data de reajuste no início ou fim do período. No caso oposto, de uma aceleração inflacionária, os trabalhadores com data de reajuste no meio do período têm uma perda de renda real menor no período de transição. Ou seja, variações na taxa de inflação tem 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.

[9] 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: $0,25[\log(1+\hat{q}) - \log(1+\hat{q}_{-1})]$.

[10] Já que, quando $\hat{q} = \hat{q}_{-1}$, esta equação reduz-se a: $\bar{v}_{(t/0)} = \frac{v_0}{1+\hat{q}}$ qualquer que seja o valor de θ.

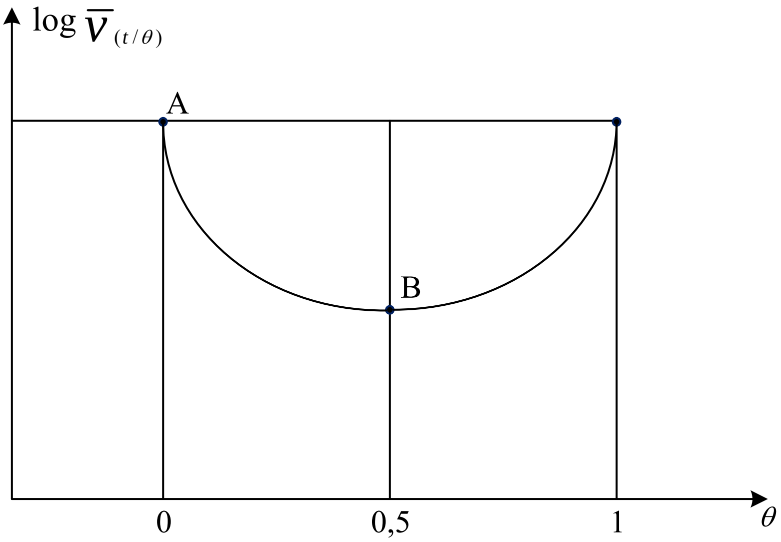

Figura 4

A hipótese de distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste significa que θ é uniformemente distribuído no intervalo [0,1]. Neste caso, a média (geométrica) dos salários reais médios de todos os trabalhadores no período ($\boldsymbol{t}$) pode ser calculada como[11]:

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

ou, utilizando (7)[12]:

$$\log \bar{v}_{(t)} = \log v_0 - \frac{1}{6}\log(1+\hat{q}_{-1}) - \frac{1}{3}\log(1+\hat{q}) \tag{8}$$

Eliminando os logaritmos:

$$\bar{v}_{(t)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})^{\frac{1}{6}}(1+\hat{q})^{\frac{1}{3}}} \tag{9}$$

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

$$\tilde{w} - \tilde{p} = \frac{1}{3}(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}) + \frac{1}{6}(\tilde{q}_{-2} - \tilde{q}_{-1}) \tag{10}$$

que é nossa nova versão da equação (3) da seção anterior, para o caso de n = 1.

O passo seguinte da solução de nosso problema é transformar preços de fim de período em preços médios. Entretanto, se a taxa de inflação é constante dentre de cada período, e o preço médio é medido pela média geométrica, a solução é trivial, pois $p = (q - q_{-1})^{0,5}$, isto é, a média geométrica de todos os preços do período é igual à média geométrica dos extremos (note que log q é linear quando

[11] Note que como a distribuição de θ é definida num intervalo de dimensão unitária, a função de densidade é $f(\theta) = 1$.

[12] Aplicando a integral em (7) obtemos: $\log \bar{v}_{(t)} = \log v_0 - B(2,2)\log(1+\hat{q}_{-1}) - \left[\frac{1}{2} - B(2,2)\right]\log(1+\hat{q})$, onde $B(2,2) = \int_0^1 (1-\theta)\theta d\theta = \frac{1}{6}$, pela conhecida propriedade da função beta.

θ varia entre 0 e 1).

Segue-se que $\tilde{p} = 0{,}5\tilde{q} + 0{,}5\tilde{q}_{-1}$. Logo,

$$\tilde{q} = 2\tilde{p} - \tilde{q}_{-1} \tag{11}$$

Substituindo (11) em (10), obtemos

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

ou

$$\tilde{w} = \frac{1}{3}\tilde{p} + \frac{2}{3}p_{-1} + \frac{1}{6}(\tilde{q}_{-1} - q_{-2}) \tag{12}$$

que é a nossa nova versão da equação (5) anterior, no caso de $n = 1$. Note que agora o valor, do parâmetro "h" é menor ($\frac{1}{3}$ em lugar de $\frac{1}{2}$), mas em compensação surge um termo adicional, que depende da aceleração da inflação ao longo do período $(t - 1)$.

4. Distribuição Uniforme, Múltiplos Reajustes

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. A Figura 5 ilustra o problema para o caso de quatro reajustes por período.

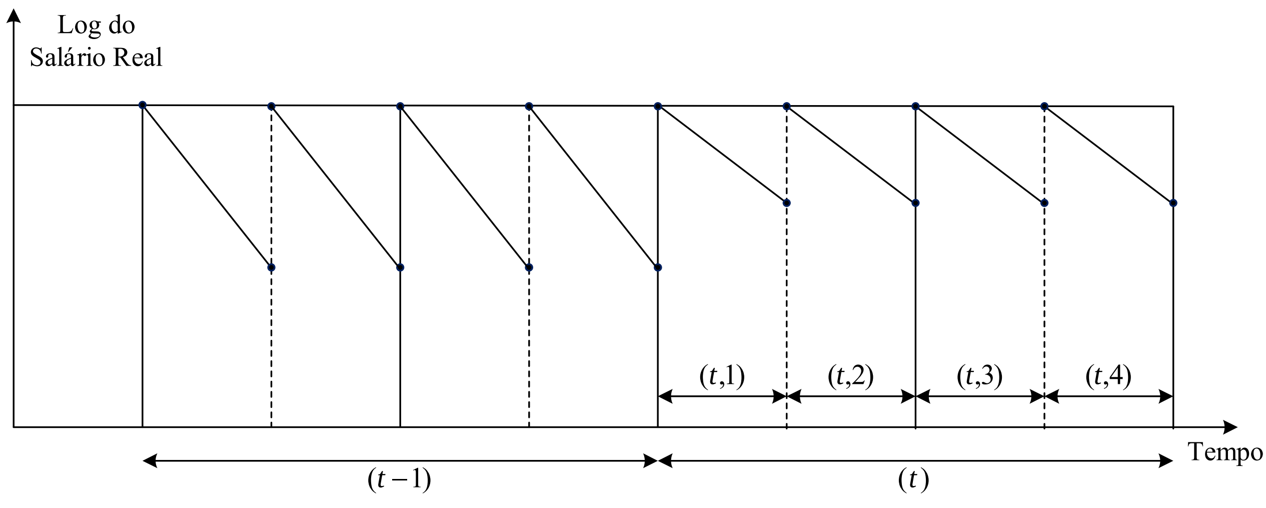

Figura 5

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

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

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):

$$\bar{v}_{(1,t)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{3n}}(1+\hat{q}_{-1})^{\frac{1}{6n}}} \tag{14}$$

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:

$$\bar{v}_{(k,t)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{\frac{1}{2n}}} \tag{15}$$

para $k > 1$.

Aplicando (14) e (15) em (13)[13]:

$$\bar{v}_{(t)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q})^{(\frac{1}{2n}-\frac{1}{6n^2})}(1+\hat{q}_{-1})^{\frac{1}{6n^2}}} \tag{16}$$

Segue-se, pelo mesmo argumento usado na seção anterior, que:

$$\tilde{w} = h\tilde{p} + (1-h)\tilde{p}_{-1} + b(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) \tag{17}$$

com:

$$h = 1 - \frac{1}{n} + \frac{1}{3n^2}$$

$$b = \frac{1}{2n} - \frac{1}{3n^2}$$

Pode-se ver que há uma curiosa relação entre os parâmetros desta equação e o parâmetro h, que indiciaremos agora como h^*, da equação (5) anterior, derivada originalmente em meu trabalho com Bacha:

$$h^* = h + b = 1 - \frac{1}{2n} \tag{18}$$

Seguem-se alguns valores representativos destes parâmetros:

n	h^*	h	b
1	0,50	0,33	0,167
2	0,75	0,58	0,167
3	0,875	0,77	0,104

Observe que, à medida que a frequência de reajustes por período aumenta, h cresce e b diminui. De fato, no limite, quando n tende para infinito, h tende para 1 e b para 0, e a equação (17) transforma-se em $\tilde{w} = \tilde{p}$. Ou seja, à medida que a frequência de reajustes aumenta, o sistema aproxima-se de uma condição de indexação perfeita, na qual o salário real médio por período de reajuste não é mais

[13] Para entender esta passagem algébrica, note que o denominador da função é: $\left[(1+\hat{q}_{-1}{}^{\frac{1}{6n}}(1+\hat{q})^{\frac{1}{3n}}(1+\hat{q})^{\frac{1}{2n}} \dots (1+\hat{q})^{\frac{1}{2n}}\right]^{\frac{1}{n}} = | \dots (n-1) \dots | = (1+\hat{q}_{-1})^{\frac{1}{6n}}(1+\hat{q})^{\left(\frac{1}{3n}+\frac{n-1}{2n}\right)\frac{1}{n}} = (1-\hat{q}_{-1})^{\frac{1}{6n}}(1+\hat{q})^{(\frac{1}{2n}+\frac{1}{3n^2}-\frac{1}{2n^2})}$.

afetado por variações na taxa de inflação. Neste limite, a inércia inflacionária, representada na equação (17) pelos termos de inflação defasada e aceleração inflacionária, desaparece completamente.

5. O Caso Geral

A hipótese de distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste, adotada nas duas últimas seções, ainda que tenha a vantagem de nos permitir determinar os valores exatos dos parâmetros determinantes da dinâmica do salário nominal a partir apenas de considerações teóricas, limita em certa medida a relevância empírica dos nossos resultados. É trivial, porém, a generalização desses resultados para o caso de uma distribuição arbitrária dos trabalhadores por data de reajuste.

Considere em primeiro lugar o sistema com um reajuste por período de análise. Supondo que $f(\theta)$ é a função de densidade de θ no intervalo [0,1], podemos definir:

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

É trivial verificar que a equação (9) da seção 3 deve ser reformulada como:

$$\bar{v}_{(t)} = \frac{v_0}{(1+\hat{q}_{-1})^{\lambda}(1+\hat{q})^{\frac{1}{2}-\lambda}} \tag{18}$$

tendo como consequência:

$$\widetilde{w} - \tilde{p} = \left(\frac{1}{2} - \lambda\right)(\tilde{q}_{-2} - \tilde{q}_{-1}) + \lambda(\tilde{q}_{-2} - \tilde{q}_{-1}) \tag{19}$$

Considerando uma relação genérica entre preços de fim de período e preços médios:

$$\tilde{p} = a\tilde{q} + (1-a)\tilde{q}_{-1} \tag{20}$$

obtemos, usando (20) em (19):

$$\widetilde{w} = h\tilde{p} + (1-h)\tilde{p}_{-1} + b(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) \tag{21}$$

onde: $h = 1 - \frac{1}{a}(\frac{1}{2} - \lambda)$ e $b = 1 - h - \frac{1}{2}$, que é a forma geral da equação anterior.

Para o caso de múltiplos reajustes, repetindo o argumento da seção 4 sem especificar a priori o valor de λ, obtemos:

$$\widetilde{w} - \tilde{p} = \left(\frac{1}{2n} - \frac{\lambda}{n^2}\right)(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}) + \frac{\lambda}{n^2}(\tilde{q}_{-2} - \tilde{q}_{-1}) \tag{22}$$

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

$$\widetilde{w} = h\tilde{p} + (1-h)\tilde{p}_{-1} + b(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) \tag{23}$$

onde:

$$h = 1 - \frac{1}{na}(\frac{1}{2} - \frac{\lambda}{n})$$

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

Esta última equação é a formulação mais geral da dinâmica do salário nominal sob uma política salarial de periodicidade fixa e recomposição do pico prévio.

Note que o parâmetro λ agora é definido como:

$$\lambda = \int_{0}^{1} \theta(1-\theta) f_n(\theta/n) d\theta$$

onde $f_n(\theta/n)$ é a função de densidade de (θ/n) no intervalo $[0,1/n]$. No caso da distribuição uniforme dos trabalhadores por data de reajuste, o valor desse parâmetro serã independente da frequência de reajustes por período de anãlise, mas em geral, não se pode garantir que isto aconteça[14].

Quando não se especifica a priori a distribuição dos trabalhadores por data de reajuste, torna-se impossível determinar os valores dos parâmetros h e b das equações (21) e (23) com base apenas em considerações teóricas. A solução neste caso é determinar empiricamente estes valores, através de análise de regressão, como se verá na seção seguinte.

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 λ. 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 (19) da seção anterior:

$$y = k_1 + k_2 U + k_3$$

onde:

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

$$x = \tilde{q}_{-2} - 2\tilde{q}_{-1} + \tilde{q}$$

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, a parte a manipulação algébrica utilizada para definir as variáveis compostas

[14] A relação entre as funções de densidade $f_n(.)$ e $f(.)$ é a seguinte:

$$f_n\left(\frac{\theta}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{k=n-1} \frac{f(\frac{\theta+k}{n})}{\int_{\frac{k}{n}}^{\frac{k+1}{n}} f(x)dx}$$

Naturalmente, se para todos os valores de θ, $f(\theta) = 1$, mesma forma $f_n\left(\frac{\theta}{n}\right) = n$.

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 ideia 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 (24). 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 construimos a partir de dados do DIESE, 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 significantes e apresentam os sinais esperados a priori.

O coeficiente de x, que corresponde ao λ 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 $\lambda = \frac{1}{6} = 0{,}167$, 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 (24) transforma-se em:

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

que é bastante próxima da equação estimada por Modiano (1983), para o período 1966/81. Em termos da formulação teórica da equação (19), o que acontece neste caso é que $h = 0{,}5$ e $b = 0$.

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 obtidas por Modiano (1983), indicando que 10 pontos percentuais de hiato de produto produzem uma queda anual da ordem de 3 pontos percentuais nas variáveis $\widetilde{w}$ e $\widehat{w}$[15].

[15] Para calcular o impacto sobre a taxa de variação do salário nominal $\widehat{w}$, temos que lembrar que $\widetilde{w} = \log(1 + \widehat{w})$. Portanto, se definirmos $\log(1 + \widehat{w}^*) = \tilde{p} - 0{,}5(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}) + k_1(\tilde{q}_{-2} - 2\tilde{q}_{-1} + \tilde{q})$ podemos reescrever a equação (21) como: $(1 + \widehat{w}) = (1 + \widehat{w}^*)e^{(k_2U + k_3)}$. Quando $k_2 = -0{,}3$ e $U = 0{,}10$, temos $\exp(k_2U) = 0{,}97$, indicando uma queda de *aproximadamente* 3 pontos percentuais em $\widehat{w}$.

Tabela 1

Período	Coeficientes Estimados			R^2	D.W.	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

Nota: 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

Ano	Índice do salário médio anual de 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
67	48	28,0	30,1	0,2295
68	63	33,9	37,4	0,2015
69	79	42,1	46,2	0,1809
1970	100	52,0	56,6	0,1681
71	124	63,7	68,2	0,1210
72	156	77,2	83,1	0,0833
73	193	90,5	96 ,8	0,0263
74	252	113,6	131,0	0,0025
75	356	157,1	179,5	0,0165
76	523	222,2	253,1	0,0000
77	785	311,3	354,4	0,0235
78	1182	437,6	506,8	0,0344
79	1875	641,3	788,0	0,0414
1980	3601	1154,4	1504,8	0,0345
81	7768	2315,1	3016,2	0,1309
82	16766	4549,2	5942,6	0,1950

Fontes:

1. (w): Construído por Modiano (83), com base em dados do IBGE.
2. (p) e (q): Construído pelo autor.
   Para 1966/70 foram utilizados os índices de atualização do Departamento Nacional de Salários, obtidos em *10 Anos de Política Salarial*, DIEESE, 1975.
   Para 1971/73 foram utilizadas médias dos reajustes concedidos para algumas principais categorias, obtidas em *Relatório Mensal da Assessoria Econômica*, SEPLAN, julho 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 79 e maio de 80 o índice é uma média simples do índice com defasagem de seis meses corrigidos pelo INPC e do índice com defasagem de doze meses multiplicado pelo fator 1,22 e corrigido pelo INPC.

3. (U): Construído por Modiano (83). 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 6708. 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 ã 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 acima permite determinar, a partir de um dado valor de λ, 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:

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

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.

$$\tilde{w} = \tilde{p} - 0{,}712(\tilde{q} - \tilde{q}_{-1}) - 0{,}078(\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}) - 0{,}255U + 0{,}066 \tag{25}$$

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 (25) subestima *w* em cerca de 6,5 e 8 pontos de percentagem, respectivamente, em 1981 e 1982. Isto corresponde a mais de 3 erros padrão da regressão estimada para o período 1968-79 (que a Tabela 1 nos informa ter sido de 0,02), e indica tom relativo insucesso da equação (25) neste teste de simulação.

Tabela 3

Simulação dos Reajustes Semestrais com Base na Equação (25)

Ano	$\tilde{w}$	$\tilde{p}$	$\tilde{q}$	$\tilde{q} - \tilde{q}_{-1}$	$\tilde{q}_{-1} - \tilde{q}_{-2}$	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	0,769	0,675	0,678	-0,017	0,046	0,195	0,690	0,079

Nota: $\tilde{w}^e$ é o valor estimado de $\tilde{w}$ a partir da equação (25).

É possível, entretanto, que esta subestimativa possa ser explicada pelos outros dois elementos da política salarial pós-79 que não foram levados em consideração. Em primeiro lugar, há que se notar que tanto a lei 6708 de novembro de 79 como sua sucessora, a lei 6886 de dezembro de 80, estabeleceram que as parcelas salariais até 3 salários mínimos teriam reajustes 10% acima do INPC, enquanto as parcelas entre 3 e 10 salários mínimos teriam reajustes pelo INPC integral. Baumgartem (1981) calculou que a lei 6886 produziu uma variação da folha total de salários da economia 1,5 pontos percentuais acima do INPC[16]. Se considerarmos que na indústria cerca de 90% da folha de salários está concentrada 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 que admitir que a diferença entre a variação da folha de salários industrial e a variação do INPC deve ter superado aqueles 1,5 pontos percentuais mencionadas anterior mente. 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 observarmos 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 que reconhecer que a experiência pós-79 não permite um teste conclusivo do nosso modelo teórico que mostram erros de previsão despresíveis, como resultantes do uso da equação (26) em substituição à equação (25).

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

[16] Ou seja, se $\hat{w}^*$ foi a taxa de variação do salário determinada pelo INPC então $1 + \hat{w} = (1 + \hat{w}^*)(1{,}015)$ e $\tilde{w} = \tilde{w}^* + 0{,}015$.

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 Pérsio Arida (1982) parecem apresentar maiores dificuldades, mas constituem-se também em importante área para pesquisa futura.

8. Referências

Pérsio Arida, "Reajuste Salarial e Inflação", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, agosto 1982.

Alfredo Luiz Baumgarten, "A Aritmética Perversa da Política Salarial", *Revista Brasileira de Economia*, out/dez. 1981.

José Marcio Camargo, "A Nova Política Salarial, Distribuição de Rendas e Inflação", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, dezembro 1980.

Lívio Carvalho, "Políticas Salariais Brasileiras no Período 1964-81", *Revista Brasileira de Economia*, jan/mar 1982.

Francisco Lafaiete Lopes e John Williamson, "A Teoria da Indexação Consistente", *Estudos Econômicos*, nº 3, 1980.

Francisco Lafaiete Lopes Edmar Bacha, "Inflation, Growth and Wage Policy: A Brazilian Perspective", *Journal of Development Economics*, Dezembro de 1982.

Eduardo Modiano, "A Dinâmica de Salários e Preços na Economia Brasileira: 1966/81", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, abril de 1983.