Sobre as causas da recente aceleração inflacionária

André Lara Resende *
Francisco C. Lopes *

Este trabalho apresenta uma análise quantitativa das causas da recente aceleração inflacionária, focalizando os preços industriais. A estimativa de uma equação de preços industriais, que considera explicitamente os possíveis efeitos da política salarial e dos choques externos, indica que, ao menos em relação a tais preços, não há trade-off *entre inflação e hiato de produto. Uma simulação com o modelo estimado explica a inflação de 1979 de forma bastante satisfatória, o que não ocorre, entretanto, com a inflação de 1980, que é subestimada. As causas desta subestimação e o impacto da mudança para reajustes semestrais de salários são examinados na parte final do trabalho.*

1 — A econometria da inflação brasileira

A inflação brasileira tem sido usualmente analisada a partir do modelo da curva de Phillips, que postula uma relação inversa entre inflação e hiato de produto, como na equação abaixo:

$$\hat{P} = -a\ (y^P - y)\ + \hat{P}^e;\quad a > 0 \tag{1}$$

onde y^P é o logaritmo natural do produto potencial, y o logaritmo do produto, $(y^P - y)$ aproximadamente o hiato de produto, $\hat{P}$ a taxa de inflação e $\hat{P}^e$ a taxa de inflação esperada.

A interpretação teórica desse *trade-off* e a confiança em sua estabilidade no tempo sofreram profundas mudanças desde a época do trabalho original de Phillips até hoje. Entretanto, tal equação, ou

* Da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC/RJ).

alguma outra formulação muito próxima, foi estimada com dados da economia brasileira em diversos trabalhos com resultados aparentemente bastante satisfatórios.[1]

A equação (1) pode ser deduzida a partir de três equações básicas:

$$u - \bar{u} = a_1 \, (y^P - y) \, ; \quad a_1 > 0 \tag{2}$$

$$\hat{P} = \hat{w} \tag{3}$$

$$\hat{w} = - a_2 \; (u - \bar{u}) \; + \hat{P}^e ; \; a_2 > 0 \tag{4}$$

A primeira é a lei de Okun, que associa os desvios da taxa de desemprego, u, em relação à taxa natural de desemprego, $\bar{u}$, ao hiato de produto. A segunda, supondo um *mark up* fixo, afirma que os preços crescem de acordo com os custos de produção, isto é, os salários, $\hat{w}$. E, finalmente, a terceira é uma relação de ajustamento do salário real esperado ao excesso de demanda no mercado de trabalho, equação esta que tem implícita, entretanto, a hipótese de que os salários são fixados de forma totalmente independente da política salarial. Deve-se lembrar que nos últimos 15 anos existiu no Brasil uma regra compulsória de reajuste salarial, que só pode ser evadida pelas empresas através do custoso expediente da rotação da mão-de-obra. Neste sentido, a experiência brasileira é única, mas sua implicação para a evolução dos salários é totalmente desconsiderada pelas equações (4) e (1).

Sem assumir *a priori* se a política salarial é ou não irrelevante, pode-se formular um modelo que permita testar tal hipótese, dividindo-se o mercado de trabalho em dois setores.

[1] Ver, por exemplo, os trabalhos de A. C. Lemgruber, "A Inflação Brasileira e a Controvérsia sobre a Aceleração Inflacionária", *in Revista Brasileira de Economia*, vol. 27, n.º 4 (outubro/dezembro de 1973), e "Inflação: O Modelo da Realimentação e o Modelo da Aceleração", *in Revista Brasileira de Economia*, vol. 28, n.º 3 (julho/setembro de 1974), e C. R. Contador, "Crescimento Econômico e o Combate à Inflação", *in Revista Brasileira de Economia*, vol. 31, n.º 1 (janeiro/março de 1977).

No primeiro, chamado de mercado, para o qual a equação de ajustamento é equivalente ao modelo da curva de Phillips, o salário, portanto, não é afetado pela política salarial:

$$\hat{w}_1 = -b\ (y^P - y) + \hat{P}^e;\quad b > 0 \tag{5}$$

Em contrapartida, no segundo setor, chamado institucional, o salário depende do salário mínimo legal, $\hat{w}_{min}$, aqui sendo usado como uma *proxy* para o reajuste legal, e possivelmente também do excesso de demanda:

$$\hat{w}_2 = \hat{w}_{min} - c\ (y^P - y);\quad c > 0 \tag{6}$$

A taxa de crescimento do salário médio na economia é dada por:

$$\hat{w} = \alpha\hat{w}_1 + (1 - \alpha)\ \hat{w}_2;\quad 0 < \alpha < 1 \tag{7}$$

onde α é o peso relativo do setor de mercado no mercado de trabalho.

Considere-se agora que os preços industriais são dados por uma regra de *mark up* sobre custos de acordo com :

$$P_I = (1 + m)\left[\frac{w}{g} + \frac{eP^*_m}{d^*}\frac{Q}{d}\right] \tag{8}$$

onde P_I é o preço industrial, m o *mark up*, w o salário nominal, g a razão produto/trabalho, P^*_m o preço em moeda estrangeira do insumo importado, e a taxa de câmbio, d^* a razão produto/insumo importado, d a razão produto/insumo doméstico e Q o preço do insumo doméstico.

Esta formulação, incluindo o insumo importado nos custos industriais, permite considerar o impacto de choques externos (S), que parecem ter tido papel importante na recente inflação brasileira. Considerando-se d, d^* e o *mark up* m constantes e expressando a equação (8) em termos de taxas de variação, tem-se:

$$\hat{P}_I = \lambda_0\ (\hat{e} + P^*_m) + \lambda_1\ (\hat{w} - \hat{g}) + \lambda_2\hat{Q} \tag{9}$$

Substituindo-se (5) e (6) em (7), e depois (7) em (9), obtém-se:

$$\hat{P}_I = \lambda_0\ (\hat{e} + \hat{P}^*_m) + \lambda_1\alpha\hat{P}^e - \lambda_1\hat{g} + \lambda_1(1 - \alpha)\ \hat{w}_{min} - \\ - [\lambda_1\alpha b + \lambda_1(1 - \alpha)\ c]\ (y^P - y) + \lambda_2\hat{Q} \tag{10}$$

Supõe-se, adicionalmente, que a inflação esperada seja simplesmente a inflação passada e que a taxa de crescimento dos preços dos insumos domésticos seja uma média da taxa de crescimento dos preços industriais correntes e da inflação passada:

$$\hat{P}^e = \hat{P}_{-1} \tag{11}$$

$$\hat{Q} = \delta \hat{P}_I + (1 - \delta)\ \hat{P}_{-1} \tag{12}$$

É conveniente, para que se fique com a variável de pressão inflacionária externa em termos de choques, e para poder testar a importância relativa do setor de mercado de trabalho, que se defina as variáveis $\hat{\delta} = \hat{e} + \hat{P}^*_m - \hat{P}_{-1}$ e $\hat{\omega} = \hat{w}_{min} - \hat{g}$.

Pode-se, então, reescrever a equação (10) da forma:

$$\hat{P}_I = \gamma_0 \hat{\delta} + \gamma_1 \hat{\omega} + \gamma_2 \hat{P}_{-1} + \gamma_3 \hat{g} + \gamma_4 (y^P - y) \tag{13}$$

onde

$$\gamma_0 = \frac{\lambda_0}{1 - \delta \lambda_2}$$

$$\gamma_1 = \frac{\lambda_1 (1 - \alpha)}{1 - \delta \lambda_2}$$

$$\gamma_2 = \frac{\lambda_0 + \lambda_1 \alpha + \lambda_2 (1 - \alpha)}{1 - \delta \lambda_2}$$

$$\gamma_3 = \frac{\alpha \lambda_1}{1 - \delta \lambda_2}$$

$$\gamma_4 = - \frac{[\lambda_1 \alpha b + \lambda_1 (1 - \alpha) c]}{1 - \delta \lambda_2}$$

Os resultados da estimação da equação (13) estão apresentados na Tabela I.

Como a taxa de crescimento dos preços industriais pode ser uma das variáveis explicativas tanto do salário nominal como da taxa de câmbio — especialmente desta, devido ao sistema de minidesvalorizações aproximadamente de acordo com a paridade do poder de compra seguido pelo Brasil durante grande parte do período da

TABELA 1

Equação de preços industriais – 1960/78
(variável dependente: $\hat{P}_I$)

	Constante		Variáveis Independentes					
			$\hat{\delta}$	$\hat{\omega}$	$\hat{P}_{-1}$	$\hat{g}$	$(y^P - y)$	*Dummy*[a]
Equação (1) $R^2 = 0,97$ $DW = 2,30$	$SE = 0,04$	0,0267 (0,45)	0,2770 (2,58)	0,6034 (2,68)	0,3513 (1,44)	0,1716 (0,33)	0,0738 (0,33)	0,2828 (5,32)
Equação (2) $R^2 = 0,97$ $DW = 1,59$	$SE = 0,03$	— —	0,3803 (4,98)	0,4219 (3,78)	0,5545 (5,95)	— —	— —	0,2927 (7,22)
Equação (3) $R^2 = 0,98$ $DW = 2,08$	$SE = 0,03$	0,023 (0,50)	0,388 (5,93)	0,465 (6,64)	0,454 (4,46)	0,073 (0,17)	0,036 (0,29)	0,254 (7,43)
Equação (4) $R^2 = 0,98$ $DW = 1,95$	$SE = 0,03$	— —	0,431 (7,29)	0,426 (6,77)	0,552 (10,03)	—	—	0,290 (7,91)

NOTAS: Os valores entre parênteses são a estatística t. As equações (1) e (2) foram estimadas pelo método de variáveis instrumentais e as equações (3) e (4) pelo dos mínimos quadrados simples.
[a]Referente ao ano de 1963.

amostra –, estas duas variáveis não são exógenas ao modelo. Para superar tal dificuldade, o modelo foi estimado através do método de variáveis instrumentais, cujos resultados estão apresentados nas equações (1) e (2) da Tabela 1. Serviram de instrumentos as variáveis $\hat{P}^*_m$, $\hat{P}_{-1}$, $\hat{g}$, $(y^P - y)$, a constante, a *dummy* para 1963 e a taxa de crescimento de *quantum* das importações. Introduziu-se uma *dummy* para o ano de 1963 diante da observação de que o erro neste ano é sistematicamente cerca de três vezes o erro-padrão da regressão. Alguma mudança de estrutura ainda pouco entendida parece ter ocorrido em 1963.

Tanto o hiato de produto como a taxa de crescimento da renda *per capita* têm coeficientes insignificantes (e com sinais opostos aos esperados). Portanto, y_3 e y_4 são estatisticamente não diferentes de zero (note-se que, se $y_3 = 0$, então $\alpha\lambda_1 = 0$). Como $\alpha_1 \neq 0$ conforme se pode constatar pelo fato de que $\gamma_1 \neq 0$, conclui-se que $\alpha = 0$, isto é, o setor de mercado é desprezível no mercado de trabalho.

Se $\alpha = 0$ e $\gamma_4 = 0$, então $\lambda_1 c = 0$, o que significa que $c = 0$, isto é, a resposta dos salários no setor institucional às pressões de demanda é insignificante.

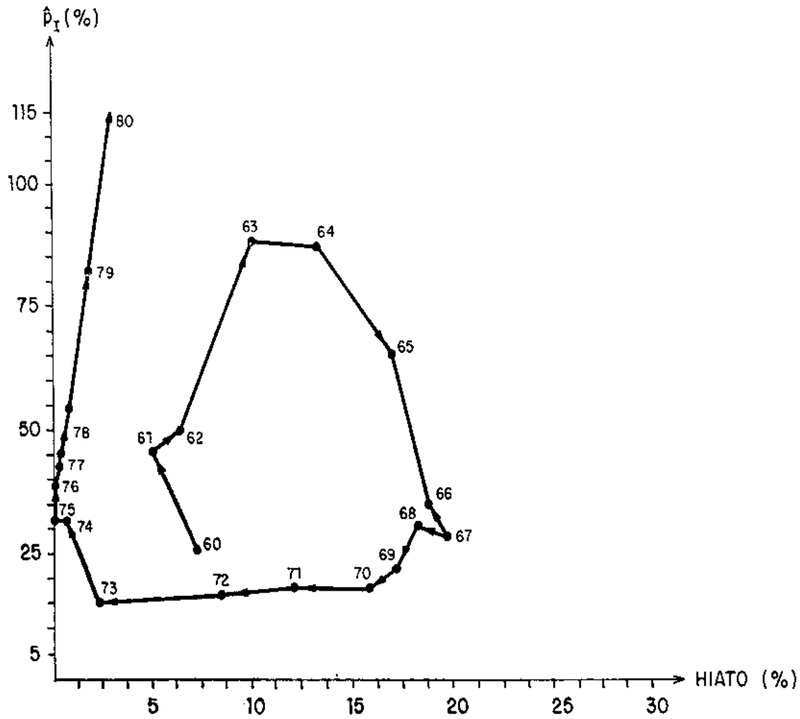
O modelo restrito, sem constante e com $\gamma_3 = \gamma_4 = 0$, foi estimado e os resultados estão na equação (2). Nas equações (3) e (4), estimadas por mínimos quadrados simples, os valores exagerados dos coeficientes da variável de choque externo confirmam as suspeitas de que a taxa de câmbio não é uma variável exógena no modelo.[2]

Os resultados aparentemente favoráveis obtidos em outros trabalhos para o modelo da curva de Phillips, onde o hiato aparece significativamente entre os determinantes da inflação, desaparecem quando se estima um modelo mais completo. A inclusão de variáveis que captam os efeitos dos choques e da política salarial na equação de preços industriais faz desaparecer o *trade-off* entre inflação e hiato de produto. Este aparente *trade-off* tem sido utilizado para justificar a necessidade de políticas recessivas para a obtenção de sucesso no combate à atual inflação brasileira. Contador,[3] por exemplo, argumenta sobre um gráfico (como o Gráfico 1, a seguir), interpretando-o com base na interação entre hiato e expectativas de acordo com o tradicional modelo da curva de Phillips, mas o Gráfico 1 pode ser interpretado de acordo com o modelo alternativo da equação (3). O período 1964/67, quando a inflação é muito reduzida, corresponde à política salarial do primeiro governo pós-1964, que, conforme amplamente estudado, exerceu forte controle sobre o salário mínimo, ao passo que os anos de 1973 e 1974, quando a inflação se acelera, corresponde ao período de choque externo

[2] Note-se que os coeficientes das variáveis $\hat{\partial}$ e $\hat{\omega}$ não são exatamente aqueles dos insumos importados, λ_0, e dos salários, λ_1, nos custos totais, mas sim expandidos pelo fator $\frac{1}{1 - \partial\lambda_2}$.

[3] C. R. Contador, "Inflação ou Recessão?", *in Conjuntura Econômica*, vol. 34, n.º 8 (agosto de 1980).

Gráfico 1



devido à elevação dos preços do petróleo. Estes são justamente os dois períodos em que o hiato e a inflação estão se movendo na direção prevista pela curva de Phillips. Na verdade, pequenas alterações no hiato nestes dois períodos parecem estar associadas a grandes variações na taxa de inflação. Se o modelo estimado não considerar as duas importantes variáveis relacionadas aos choques externos e à política salarial, haverá claramente uma fabricação estatística que tornará significativa a relação inversa entre hiato e inflação, apesar do período como 1967/73, quando o hiato teve variação muito maior e a inflação andou estável ou ligeiramente declinante.

2 — Simulação para 1979/80

A equação (2), além de nos fornecer uma explicação satisfatória para a evolução do IPA-industrial no período 1960/78, também foi utilizada para simular o comportamento dos preços industriais em 1979 e 1980, tentando, assim, identificar os fatores responsáveis pela aceleração recente do processo inflacionário (os dados básicos utilizados nas simulações aparecem na Tabela 2).

Temos, então, para 1979:

$$\hat{P}_I = 0{,}3803\ (34{,}5\%) + 0{,}4219\ (51{,}3\%) + 0{,}5545\ (38{,}9\%)$$

$$= \underset{\text{(choque externo)}}{13{,}1\%} + \underset{\text{(salários)}}{21{,}6\%} + \underset{\text{(outros insumos)}}{21{,}6\%} = 56{,}32\%$$

e, para 1980:

$$\hat{P}_I = 0{,}3803\ (74{,}20\%) + 0{,}4219\ (84{,}0\%) + 0{,}5545\ (55{,}4\%)$$

$$= \underset{\text{(choque externo)}}{28{,}2\%} + \underset{\text{(salários)}}{35{,}4\%} + \underset{\text{(outros insumos)}}{30{,}7\%} = 94{,}4\%$$

Pode-se observar que o valor de $\hat{P}_I$ estimado para 1979 é excepcionalmente próximo do atual, que, como mostra a Tabela 2, foi de 55,6% (o erro da estimativa é de apenas 0,72 pontos de percentagem).

Vemos também que, da elevação de cerca de 20 pontos percentuais da variável dependente entre 1979 e 1978, 13 pontos percentuais são explicados pela componente de choque externo, enquanto os outros sete o são pela componente de salários, refletindo o impacto apenas moderado sobre o salário médio anual de 1979 da mudança da política salarial no final do ano. Note-se, porém, que o salário mínimo real (deflacionado pelo IPA-DI) permanece constante.

O resultado da simulação para 1980 é bem menos satisfatório que para 1979: a equação explica uma inflação de preços industriais

TABELA 2

Dados básicos utilizados nas simulações

(em percentagens-taxas de variação das médias anuais)

Anos	Variáveis							
	$\hat{P}_I$	$\hat{P}_{-1}$	$\hat{w}_{min}$	$\hat{g}$	$\hat{\omega}$	$\hat{e}$	$\hat{P}^*_m$	$\hat{S}$
1978	35,3			3,1			5,0	
1979	55,6	38,9	55,1	3,8	51,3	48,4	25,0	34, 5
1980	103,8	55,4	87,1		84,0	99,6	30,1	74,20

$\hat{g}$: crescimento do PIB *per capita*, com crescimento do PIB de 6% e crescimento demográfico de 2,8%.

$\hat{P}^*_m$: 0,35 (Δ preço petróleo) + 0,65 (Δ preço não-petróleo) = 0,35 (75%) + 0,65 (6%).

$\hat{S}$: choque externo.

de 94,4%, que fica porém 9,1 pontos de percentagem abaixo do valor observado (estimado) de 103,5%. Este erro é quase três vezes maior que o erro-padrão da equação (3,4%), o que sugere a ocorrência de mudança estrutural na dinâmica dos preços industriais. A seção seguinte tentará mostrar que esta discrepância é conseqüência da alteração da política salarial em novembro de 1979.

É interessante notar que a componente de choque externo é responsável por mais da metade do aumento de cerca de 48 pontos percentuais no valor observado (estimado) de $\hat{P}_I$, o que evidencia — juntamente com o que se verificou para o ano anterior — a importância deste fator na explicação da aceleração recente do processo inflacionário.

Pode-se usar o modelo para se ter uma idéia da importância da minidesvalorização de 30%, ocorrida em dezembro de 1979, dentro dessa componente de choque externo da aceleração inflacionária.

Suponha-se que a regra tradicional de minidesvalorizações tivesse permanecido em vigor durante todo o período e que ela equivalesse a:

$$\hat{e} = \hat{P}_I - \hat{P}^* \tag{14}$$

onde $\hat{P}^*$ é a taxa de inflação externa. Segue-se que:

$$\hat{S} = \hat{e} + \hat{P}^*_m - \hat{P}_{-1} = \hat{P}_I + (\hat{P}^*_m - \hat{P}^*) - \hat{P}_{-1} \tag{15}$$

Supondo-se que a inflação externa foi $\hat{P}^* = 10\%$ e utilizando-se os dados da Tabela 2, temos $\hat{S} = \hat{P}_I - 15{,}2\%$. Portanto:

$$\hat{P}_I = 0{,}3803\ (\hat{P}_I - 35{,}4\%) + 35{,}44\% + 30{,}7\% \tag{16}$$

cuja solução é $\hat{P}_I = 84{,}9\%$. A comparação deste valor com a estimativa de 87,7%, gerada pela equação quando se incorpora a variação efetivamente ocorrida da taxa de câmbio, indica que o abandono da regra de paridade da equação (14) foi responsável por quase 10 pontos percentuais da inflação em 1980.

3 — O impacto inflacionário da mudança na política salarial

Em novembro de 1979 entrou em vigor a nova política salarial brasileira que substituiu a regra anterior de reajuste anual dos salários por uma nova regra de reajuste semestral. Nesta seção tentaremos determinar a magnitude do impacto inflacionário resultante desta mudança.

Os Gráficos 2 e 3 mostram que uma redução na periodicidade dos reajustes salariais resulta em aceleração da inflação numa economia em que as margens de lucro são mantidas constantes. Até o instante T a economia encontra-se em um equilíbrio inflacionário com reajustes salariais anuais; a partir de T os reajustes passam a ser semestrais. Nos gráficos, que representam a evolução no tempo do logaritmo do salário real de uma classe representativa de trabalhadores, vemos que o salário real decresce a uma taxa geométrica constante (portanto, linear no logaritmo) no período de 12 meses compreendido entre dois reajustes do salário nominal, sendo a taxa igual à taxa de inflação, e que também a média (geométrica) anual do salário real permanece constante até T.

O Gráfico 2 mostra que, se a taxa de inflação não se altera a partir de T, o salário real anual médio, então, eleva-se em virtude da maior freqüência dos reajustes, o que, porém, equivale a uma redução das margens de lucro, contrariando nossa suposição inicial. [4] Na verdade, a única forma de compatibilizar reajustes salariais mais freqüentes com margens de lucros inalterados é através de aumento na taxa de inflação a partir de T, como nos mostra o Gráfico 3. Neste caso, o salário real médio não se altera, apesar da redução na periodicidade dos reajustes, mas a mudança na política salarial produz, em contrapartida, um choque inflacionário.

É possível obter-se uma derivação formal desse resultado, que nos permita também determinar a ordem de grandeza do impacto inflacionário mencionado. Suponha-se que os reajustes salariais têm periodicidade anual e que a economia pode ser dividida em 12 setores produtivos com igual participação no produto agregado, cada um dos quais renegocia seu contrato coletivo de trabalho em um mês diferente do ano. Suponha-se, também, que cada setor reajusta seu preço somente uma vez por ano, imediatamente após o reajuste salarial de seus trabalhadores. Seja p_t o logaritmo do índice geral de preços e $p_t\ (k)$ o logaritmo do preço no mês t do setor que reajusta seu preço no mês k. Admita-se, para simplificar, que o índice geral de preços é uma média geométrica dos preços setoriais, de modo que:

$$p_t = \frac{1}{12} \sum_{k=1}^{12} p_t\,(k) \tag{17}$$

[4] Seja $p = (1+m)\ bw$, onde p é o preço, m a margem de lucro, b a relação trabalho/produto e w o salário nominal. Então, temos $(1+m)\ b\,(w/p) = 1$, que mostra que quando b é constante existe uma relação inversa entre salário real e margem de lucro.

Gráfico 2

MUDANÇA PARA REGRA DE REAJUSTE SALARIAL SEMESTRAL COM TAXA DE INFLAÇÃO CONSTANTE

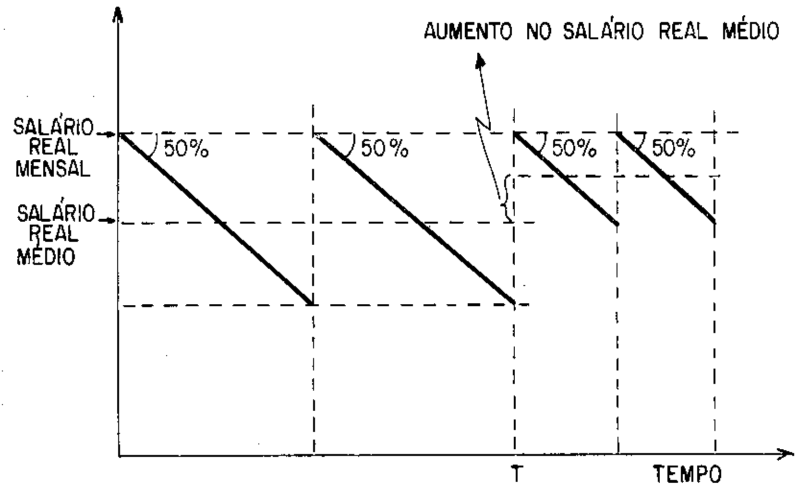
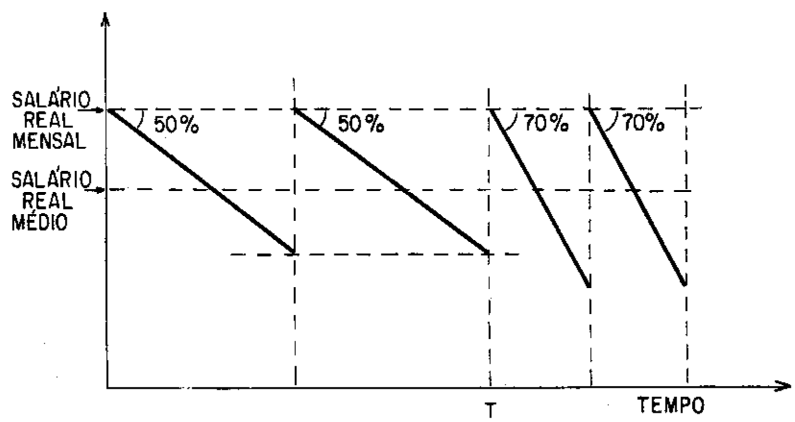


Gráfico 3

MUDANÇA PARA REGRA DE REAJUSTE SALARIAL SEMESTRAL COM SALÁRIO MÉDIO REAL CONSTANTE



A variação no mês t de uma variável qualquer x_t será indicada por dx_t. Como cada setor produtivo da economia só reajusta seu preço uma vez por ano, temos $dp_t\ (k) = 0$ se $k \neq t$, o que significa que a taxa mensal de inflação é dada por:

$$dp_t = \frac{1}{12}\, dp_t\ (t) \tag{18}$$

A economia opera com margens de lucro constantes, de modo que o aumento do preço de cada setor é uma média ponderada do reajuste salarial concedido e do aumento do preço médio dos insumos intermediários:

$$dp_t\,(t) = \gamma dw_t\,(t) + (1 - \gamma)\ dq_t\,(t) \tag{19}$$

e também podemos admitir que o aumento anual do preço de insumos intermediários incorporado no reajuste de preço é igual à inflação acumulada nos últimos 12 meses, isto é:

$$dq_t\,(t) = \sum_{j=1}^{12} dp_{t-j} \tag{20}$$

Supondo que a regra de política salarial corrige o salário nominal pela totalidade da inflação nos últimos 12 meses, temos:

$$dw_t\,(t) = \sum_{j=1}^{12} dp_{t-j} \tag{21}$$

e, portanto:

$$dp_t = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} dp_{t-j} \tag{22}$$

Esta última equação mostra que, se $dp_{t-j} = z$ para $j = 1, 2, \ldots 12$, então $dp_t = z$, o que caracteriza um equilíbrio inflacionário à taxa mensal de z.

Suponha-se agora que a sociedade resolve adotar reajustes semestrais de salário e que a passagem da regra existente de reajustes anuais para a nova sistemática se dá ao longo de seis meses. No primeiro mês T do semestre de transição ocorrem, simultaneamente, um reajuste em base anual dos salários dos trabalhadores, cujo último reajuste se deu 12 meses atrás (em $T-12$), e um reajuste em base semestral dos trabalhadores que tiveram o último reajuste seis meses atrás (em $T-6$). Como mostra o Gráfico 4, a partir de T esses dois grupos de trabalhadores passam a ter reajuste salarial em base semestral. Repetindo o mesmo processo em cada mês do semestre de transição, ter-se-á, ao final deste, todos os trabalhadores da economia recebendo reajustes em base semestral. [5]

O que acontece com a taxa de inflação como conseqüência dessa transição de reajustes anuais para reajustes semestrais de salário? Note-se que nossa equação (18) tem que ser agora substituída por:

$$dp_t = \frac{1}{12} \left[dp_t(t) + dp_t(t-6) \right] \tag{23}$$

Se admitimos, para simplificar, que os aumentos de preço dos insumos intermediários continuam a ser repassados aos preços de produtos em base anual, como na equação (20), temos:

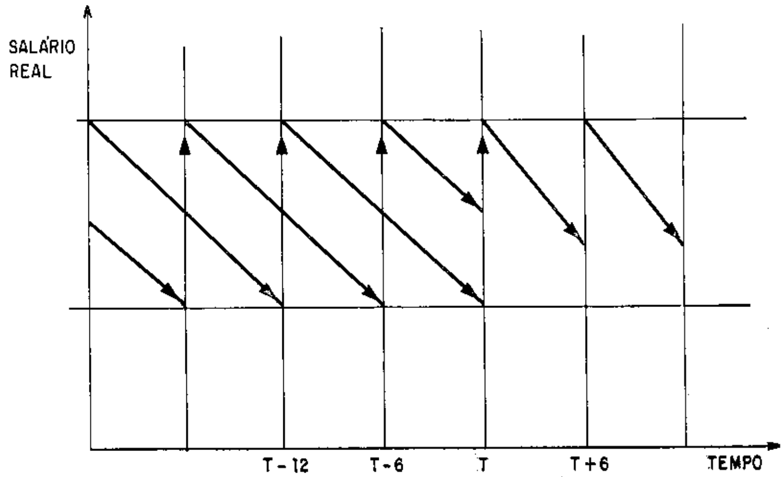
$$dp_t(t-6) = \gamma \sum_{j=1}^{6} dp_{t-j} \tag{24}$$

e, portanto:

$$dp_t = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} dp_{t-j} + \frac{\gamma}{2} \left(\frac{1}{6} \sum_{j=1}^{6} dp_{t-j} \right) \tag{25}$$

[5] Note-se que a estratégia de mudança da política salarial adotada no Brasil foi ligeiramente diferente da que estamos simulando aqui, tendo-se adotado em novembro de 1979, nosso mês T, um reajuste aproximadamente à inflação acumulada nos últimos seis meses (22%) para todos os trabalhadores que tinham tido seu último reajuste salarial entre os meses $T-12$ e $T-6$, e a partir daí todos os salários passaram a ser reajustados em base semestral. Não é razoável, entretanto, supor que todo o reajustamento salarial de novembro tenha sido simultaneamente repassado para os preços, o que justifica a simplificação que estamos adotando.

Gráfico 4



Supondo um equilíbrio inflacionário até o mês T com taxa mensal de inflação de z, de modo que $dp_{T-j} = z$ para $j = 1, 2, \ldots 12$, tem-se:

$$dp_t = z + \frac{\gamma z}{2} \tag{26}$$

que indica a aceleração inflacionária no primeiro mês da transição.

Para calcular a taxa de inflação no segundo mês do semestre de transição, notamos que:

$$\begin{aligned} dp_{T+1} &= dp_T + \frac{1}{12} (dp_{T-12}) + \frac{\gamma}{12} (dp_T - dp_{T-6}) \\ &= z + \left(\frac{13 + \gamma}{12} \right) \frac{\gamma z}{2} \end{aligned} \tag{27}$$

Repetindo o processo de cálculo, obtemos para o sexto mês do semestre de transição:

$$dp_{T+6} = Z\left[\frac{13+\gamma}{12}\right]^5 \frac{\gamma z}{2} \tag{28}$$

Se admitimos, para simplificar, que um novo equilíbrio inflacionário é eventualmente alcançado a esta última taxa de inflação mensal, que indicaremos por z', e introduzimos o valor $\overline{\gamma} = 0{,}42$ obtido na Seção 1, temos:

$$z' = 1{,}369\ z \tag{29}$$

como medida do impacto inflacionário da mudança de reajustes anuais para reajustes semestrais de salário. Considerando a taxa de inflação de 55% em 1979 (ver Tabela 2) e supondo $z = (55\%)/12 = 4{,}583\%$, obtemos $z' = 6{,}27\%$, que equivale em termos anuais a 75,3% (mantendo sempre a aproximação linear que está sendo utilizada aqui). Se adicionamos a este valor a estimativa de 24,0% para o componente de choque externo calculada na seção anterior, obtemos uma estimativa de 99,3% = (75,3% + 24,0%) para a inflação em 1980, que é muito próxima do valor atual de 103,8% (ver Tabela 2).

Nosso modelo teórico também produz explicação para a discrepância de 19,8 pontos de percentagem encontrada entre a taxa de inflação (de preços industriais) para 1980 e o valor correspondente projetado pela equação (2) da Seção 1. É fácil, ainda que tedioso, verificar que:

$$dp_{T+6} = \frac{1}{12}\sum_{j=1}^{12} dp_{T+6-j} + \left\{12 + \gamma + \gamma\left[\frac{13+\gamma}{12}\right] + \right.$$
$$\left. + \dots \gamma\left[\frac{13+\gamma}{12}\right]^4\right\} \frac{\gamma z}{24} \tag{30}$$

Como a equação de regressão da Seção 1 só incorpora, porém, o primeiro termo desta equação, portanto pode-se prever *a priori* uma discrepância entre o valor estimado econometricamente igual ao segundo termo. Substituindo os valores para z e γ, obtemos uma estimativa de 14,4 pontos percentuais para essa discrepância de 19,8 pontos percentuais encontrada na seção anterior.

4 — Conclusão

O exercício econométrico da Seção 1 sugere que, quando os salários e os choques externos, advindos de aumento no custo doméstico dos insumos importados, são explicitamente considerados, desaparece o *trade-off* entre a inflação — medida pelos preços industriais — e o hiato de produto.

A tradicional relação inversa entre a taxa de desemprego ou o hiato de produto — já que estas duas variáveis são medidas alternativas do grau de folga na economia e estão relacionadas de forma estável pela Lei de Okun — e a taxa de inflação dos preços industriais aparentemente não pode ser encontrada nos dados da economia brasileira das duas últimas décadas. Neste caso, desaparece a possibilidade de utilização do controle da demanda agregada para o combate à inflação.

Tal resultado é no mínimo surpreendente para os que se acostumaram a extrapolar a dinâmica de preços em mercados microeconômicos competitivos para a economia como um todo e para o mercado de trabalho em particular. Se uma redução da demanda agregada eleva a taxa de desemprego a níveis superiores à taxa natural, ou de equilíbrio, em princípio a taxa de crescimento dos salários nominais deveria reduzir-se. Ainda que os *mark ups* fossem insensíveis à demanda, a redução do ritmo de crescimento dos salários reduziria a taxa de inflação.

Questiona-se neste trabalho a possibilidade de funcionamento deste mecanismo de mercado numa economia como a brasileira, onde os salários são corrigidos por lei com base na inflação passada, caso em que esta só não será repassada integralmente aos custos se for utilizado o expediente da rotatividade da mão-de-obra. Tal expediente é, entretanto, extremamente custoso para as empresas que investiram na seleção e no treinamento de sua mão-de-obra, além de desgastante das relações empresas/trabalhadores, com reflexos negativos sobre a produtividade.

O exame dos efeitos da mudança da periodicidade dos reajustes salariais, feito na Seção 3, mostra também que a regra de indexação salarial tem efeitos importantes sobre o salário real e a taxa de inflação. O entendimento correto destas relações é fundamental para que se possa desenhar uma política de combate à inflação que não tenha efeitos colaterais perversos sobre o salário real e o nível de emprego.

(Originais recebidos em junho de 1981. Revistos em setembro de 1981.)