TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 6

Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária

Francisco L. Lopes

André Lara Resende

PUC-Rio – Departamento de Economia

www.econ.puc-rio.br

Outubro de 1979

Este trabalho é parte da pesquisa "Inflação e Balanço de Pagamentos: Uma análise Quantitativa das Opções de Política Econômica" financiada pelo PNPE, com interveniência da ANPEC.

I. Introdução

Nos últimos dois anos a inflação brasileira acelerou-se de forma só comparável ao ocorrido durante os anos críticos de 1963-64 que, apesar das inúmeras analises da crise no começo da década de sessenta, ainda é pouco compreendido. Neste trabalho faz-se uma análise quantitativa das causas da recente aceleração inflacionária. Tal analise e feita para os preços industriais. O comportamento de outros preços, como os preços agrícolas, parece seguir modelo distinto e não é estudado aqui.

Na seção II estima-se econometricamente uma equação de preços industriais que considera explicitamente os possíveis efeitos da política salarial e dos choques externos. Os resultados indicam que, ao menos para os preços industriais, não há *trade-off* entre inflação e hiato de produto. Na seção seguinte faz-se uma simulação com o modelo estimado para 1979 e 1980. A inflação de 1979 é explicada de forma muito satisfatória, mas a inflação de 1980 e subestimada. As causas desta subestimação e o impacto da mudança para reajustes semestrais de salários são examinados na última seção.

II. 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:

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

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

A interpretação teórica desse *trade-off*, assim como a confiança em sua estabilidade no tempo, sofreu profundas mudanças desde a época do trabalho original de Phillips até hoje. Entretanto, tal equação, ou alguma outra formulação muito próxima, foi estimada com dados da economia brasileira em diversos trabalhos com resultados aparentemente bastante satisfatórios. Veja-se por exemplo os trabalhos de Lemgruber (1973 e 1974) e Contador (1977).

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

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

(3) $\hat{p} = \hat{w}$

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

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 e, os salários $\widehat{w}$. E, finalmente, a terceira é uma relação de ajustamento do salário real esperado ao excesso de demanda no mercado de trabalho. Esta última equação tem, entretanto, implícita a hipótese de que os salários são fixados de forma totalmente independente da política salarial. Deve-se lembrar que nos últimos quinze 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 e ou não irrelevante pode-se formular um modelo que permita testar tal hipótese. Divide-se o mercado de trabalho em dois setores. Um primeiro setor, chamado de mercado, para o qual a equação de ajustamento é equivalente ao modelo da curva de Phillips:

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

Neste setor de mercado, portanto, o salário não é afetado pela política salarial. Em contrapartida, no segundo setor, chamado institucional, o salário depende do salário mínimo legal, $\widehat{w}_{min}$, aqui sendo usado como uma proxy para o reajuste legal, e possivelmente também do excesso de demanda.

(6) $\widehat{w}_2 = \widehat{w}_{min} - c(y^P - y); c < 0$

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

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

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

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

onde P_I e o preço industrial, m é o mark-up, w é o salário nominal, g é a razão produto/trabalho, P_m^* é o preço em moeda estrangeira do insumo importado, e é taxa de câmbio, d^* é a razão produto/insumo importado, b é a razão produto/insumo doméstico e Q é o preço do insumo doméstico. Esta formulação, incluindo o insumo importado nos custos industriais, permite considerar o impacto de choques externos, que parecem ter tido papel importante na recente inflação brasileira. Considerando-se d e d^* constante e expressando a equação (8) em termos de taxas de variação tem-se:

(9) $\hat{P}_I = \lambda_0(\hat{e} + \hat{P}_m^*) + \lambda_1(\hat{w} - \hat{g}) + \lambda_2\hat{Q} + \lambda_3\hat{m}$

Supondo-se adicionalmente que o mark-up pode responder a pressões de demanda de tal forma que:

(10) $\hat{m} = -f(y^P - y); f > 0$

e substituindo-se (5) e (6) em (7), e depois (7) e (10) em (9), obtém-se:

(11) $\hat{P}_I = \lambda_0(\hat{e} + \hat{P}_m^*) + \lambda_1\alpha P^e - \lambda_1\hat{g} - [\lambda_1\alpha b + \lambda_1(1-\alpha)c + \lambda_3 f](y^P - y) + \lambda_2\hat{Q}$

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;

(12) $\hat{P}^e = \hat{P}_{-1}$

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

Ê 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 no mercado de trabalho, que se defina as variáveis $\hat{S} = \hat{e} + \hat{P}_m^* - \hat{P}_{-1}$ e $\hat{\omega} = \hat{w}_{min} - \hat{g}$

Pode-se então reescrever a equação (11) da forma

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

onde $\gamma_0 = \frac{\lambda_0}{1-\delta\lambda_2}; \gamma_1 = \frac{\lambda_1(1-\alpha)}{1-\delta\lambda_2}; \gamma_2 = \frac{\lambda_0+\lambda_1\alpha+\lambda_2(1-\alpha)}{1-\delta\lambda_2}; \gamma_3 = -\frac{\alpha\lambda_1}{1-\delta\lambda_2}; \gamma_4 = -\left[\frac{\lambda_1\alpha b+\lambda_1(1-\alpha)c+\lambda_3 f}{1-\delta\lambda_2}\right]$

A equação (14) é o modelo estimado. A descrição dos dados utilizados está no apêndice e os resultados estão no quadro I.

Como a taxa de crescimento dos preços industriais pode ser uma das variáveis explicativas tanto do salário nominal como da taxa de cambio – especialmente da taxa de cambio devido ao sistema de minidesvalorização aproximadamente de acordo com a paridade do poder de compra seguido pelo Brasil durante grande parte do período da amostra – estas duas variáveis não são exógenas ao modelo. Para superar tal dificuldade o modelo foi estimado através de método de variáveis instrumentais e os resultados estão nas equações (1) e (2) do Quadro I abaixo. Serviram de instrumentos as variáveis $\hat{P}_m^*$, $\hat{P}_{-1}$, $\hat{g}$, $(y^P - g)$, 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 ocorrida em 1963.

Quadro I

Equação de Preços Industriais

Variável dependente: $\hat{P}_I$
Período: 1960-1978

Variáveis Independentes	Constante	$\hat{S}$	$\widehat{w}$	$\hat{P}_{-1}$	$\hat{g}$	$(y^P - y)$	Dummy[63]
Equação 1 $R^2 = 0.97$ SE = 0,04 DW = 2,30	0,0267 (0,45)	0,2770 (2,5 8)	0,6034 (2,68)	0,3513 (1,44)	0,1716 (0,33)	0,0738 (0,33)	0,2828 (5,32)
Equação 2 $R^2 = 0,97$ SE = 0,03 DW = 1,59	- -	0,3803 (4,9 8)	0,4219 (3,78)	0,5545 (5,95)	- -	- -	0,2927 (7,22)
Equação 3 $R^2 = 0,98$ SE = 0,03 DW = 2,08	0,023 (0,50)	0,383 (5,93)	0,465 (6,64)	0,454 (4,46)	0,073 (0,17)	0,036 (0,29)	0,254 (7,43)
Equação 4 $R^2 = 0,98$ SE = 0,03 DW = 1,95	- -	0,431 (7,29)	0,426 (6,77)	0,552 (10,03)	- -	- -	0,290 (7,91)

Valores entre parênteses são estatísticas *t*. As equações (1) e (2) foram estimadas pelo método de variáveis instrumentais. As equações (3) e (4) foram estimadas por mínimos quadrados simples.

Tanto o hiato de produto como a taxa de crescimento da renda per capita tem coeficientes insignificantes e com sinais opostos aos esperados. Portanto γ_3 e γ_4 sao estatisticamente não diferentes de zero. Note-se que se $\gamma_3 = 0$, 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 e, o setor de mercado e desprezível no mercado de trabalho.

Se $\alpha = 0$ e $\gamma_4 = 0$, então $\lambda_1 f + \lambda_1 f = 0$, o que significa que $c = 0$ e $f = 0$, isto é, tanto a resposta dos salários no setor institucional, como a resposta do mark-up , as pressões de demanda são insignificantes.

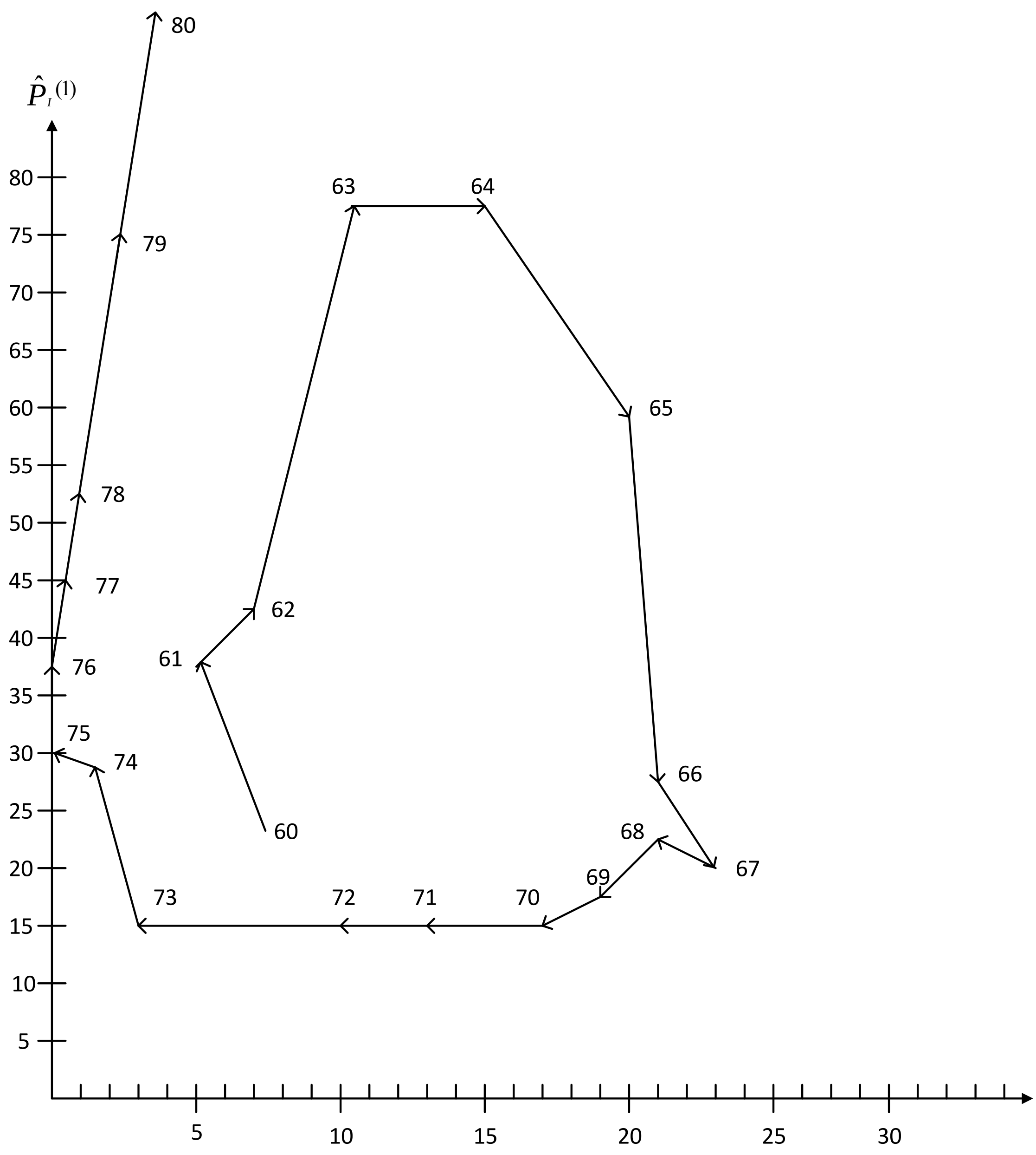
O modelo restrito, sem constante e com $\gamma_3 = \gamma_4 = 0$, foi estimado e os resultados estão na equação 2. As equações 3 e 4 foram estimadas por mínimos quadrados simples. Os valores exagerados dos coeficientes da variável de choque externo nestas equações confirmam as suspeitas de que a taxa de câmbio não é uma variável exógena no modelo[1].

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

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

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 sucessos no combate a atual inflação brasileira. Veja-se por exemplo Contador (1980) que argumenta sobre um gráfico corno o da Figura 1 interpretando-o com base na interação entre hiato e expectativas de acordo com o tradicional modelo da curva de Phillips. A Figura 1, entretanto, pode ser interpretada de acordo com o modelo alternativo da equação 3. Os anos entre 1964 e 1967, quando a inflação é muito reduzida, e o período correspondente à política salarial do primeiro governo pós-64 que, conforme está amplamente estudado, exerceu forte controle sobre o salário mínimo.

Figura 1



O período 73-74, quando a inflação se acelera, corresponde ao período do choque externo devido à elevação dos preços de 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 67/73, quando o hiato teve variação muito maior e a inflação andou estável ou ligeiramente declinante.

III. Simulação para 1979-1980

A seção anterior mostrou que a equação (2) nos fornece uma explicação satisfatória para a evolução do IPA-industria1 no período 1960-1978. Nesta seção utilizaremos a mesma equação para simular o comportamento dos preços industriais em 1979 e 1980 tentando assim, identificar os fatores responsáveis pela aceleração recente do processo

Os dados básicos utilizados nas simulações aparecem no Quadro II. Note-se que os dados para 1980, com exceção de $\hat{P}_{-1}$, são todos estimados a partir de informação parcial sobre o período. Temos então:

Quadro II

Dados básicos utilizados nas simulações (em percentagens taxas de variação das médias anuais)

Variável	$\hat{P}_I$	$\hat{P}_{-1}$	$\hat{w}_{min}$	$\hat{g}$	$\hat{\omega}$	$\hat{e}$	$\hat{P}_m^*$	$\hat{S}$
1978	35,3			3,1			5,0	
1979	55,6	38,9	55,1	3,8	51,3	48,4	25,0	33,5
1980*	103,5	55,4	71,8	3,1	68,7	95,1	30,0	63,2

*Estimado

Hipóteses para 1980:

P_I: valores observados até agosto; estimativa de variação mensal de 6% até dezembro, o correspondente à taxa anual de 109,2%.

$\hat{w}_{min}$: valores observados até novembro; INPC de novembro estimado em 34%.

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

$\hat{e}$: valores observados até julho; crescimento de 3,1% ao mês até dezembro correspondente a variação dezembro/dezembro de 45%.

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

Hipótese para 1979:

$$\begin{array}{llcccccl}
\hat{P}_I & = & 0{,}3803\ (33{,}5\%) & + & 0{,}4219\ (51{,}3\%) & + & 0{,}5545\ (38{,}9\%) & \\
 & = & 12{,}7\% & + & 21{,}6\% & + & 21{,}6\% & = 55{,}8\% \\
 & & \text{(choque externo)} & & \text{(salários)} & & \text{(outros insumos)} &
\end{array}$$

Hipótese para 1980:

$$\begin{array}{llcccccl}
\hat{P}_I & = & 0{,}3803\ (63{,}2\%) & + & 0{,}4219\ (68{,}7\%) & + & 0{,}5545\ (55{,}4\%) & \\
 & = & 24{,}0\% & + & 29{,}0\% & + & 30{,}7\% & = 83{,}7\% \\
 & & \text{(choque externo)} & & \text{(salários)} & & \text{(outros insumos)} &
\end{array}$$

Pode-se observar que o valor de $\hat{P}_I$ estimado para 1979 é excepcionalmente próximo do valor atual que, como mostra a Tabela 1, foi de 55,6%; o erro da estimativa é de apenas 0,2 pontos de percentagem.

Vemos também que da elevação de cerca de 20 pontos percentuais da variável dependente entre 1979 e 1978, 12 pontos percentuais são explicados pela componente de choque externo. Os outros 8 pontos percentuais são explicados 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 porem que o salário mínimo real (deflacionado pela 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 de 84%, que fica porem 19,8 pontos de percentagem abaixo do valor observado (estimado) de 103,5%. Este erro é de quase seis 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 essa discrepância é consequência da alteração da política salarial em novembro de 1979.

É interessante notar que a componente de choque externo e responsável pela metade do aumento de cerca de 48 pontos percentuais no valor observado (estimado) de $\hat{P}_I$ 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 ideia 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 tal regra equivalesse a:

$$(3.1) \qquad \hat{e} = \hat{p}_I - \hat{p}^*$$

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

$$(3.2) \qquad \hat{S} = \hat{e} + \hat{p}_m^* - \hat{p}_{-1} = \hat{p}_I + (\hat{p}_m^* - \hat{p}^*) - \hat{p}_{-1}$$

Supondo-se que a inflação externa foi $\hat{p}^* = 10\%$ e utilizando-se os dados da Tabela 1, temos: $\hat{S} = \hat{p}_I - 15{,}2\%$. Logo,

$$(3.3) \qquad \hat{p}_I = 0{,}3803(\hat{p}_I - 15{,}2\%) + 29{,}0\% + 30{,}7\%$$

cuja solução é $\hat{p}_I = 87{,}01\%$. A comparação deste valor com a estimativa de 87,7% gerada pela equação quando se incorpora à variação efetivamente ocorrida da taxa de câmbio indica que o impacto inflacionário da maxidesvalorização (ou, mais corretamente, do abandono da regra de paridade da equação 3.1) foi totalmente desprezível. Tal fato se deve à desvalorização inferior à indicada pela regra de paridade, durante o ano de 1980, o que contrabalançou o impacto da maxi.

IV. 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 que resultou desta mudança.

As figuras 2 e 3 mostram 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. As figuras 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 logarítmico) no período de doze meses compreendido entre dois reajustes do salário nominal, sendo esta taxa igual à taxa de inflação. Vemos também que a média (geométrica) anual do salário real permanece constante até T.

A figura 2 mostra que se a taxa de inflação não se altera a partir de T, então o salário real anual médio se eleva em virtude da maior frequência dos reajustes. Isto, porém, equivale a uma redução das margens de lucro, o que contraria nossa suposição inicial[2]. Na verdade, a única forma de

[2] 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.

compatibilizar reajustes salariais mais frequentes com margens de lucros inalteradas é através de aumento na taxa de inflação a partir de *T*, como nos mostra a figura 3. Neste caso, o salário real médio não se altera apesar da redução na periodicidade dos reajustes. Mas, como contrapartida, a mudança na política salarial produz um choque inflacionário.

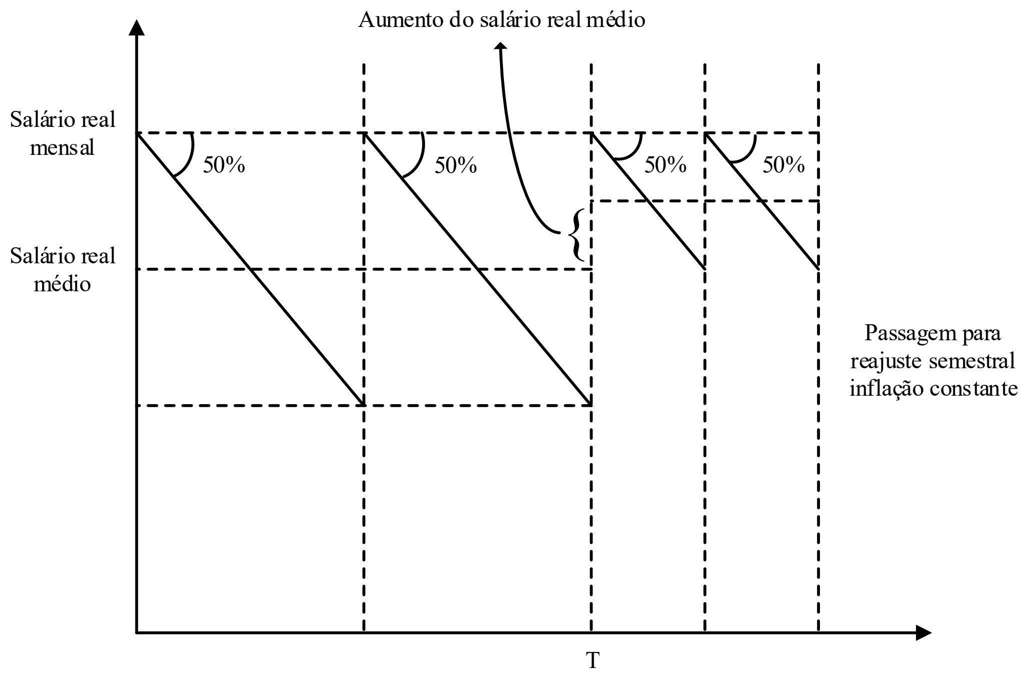


Figura 2

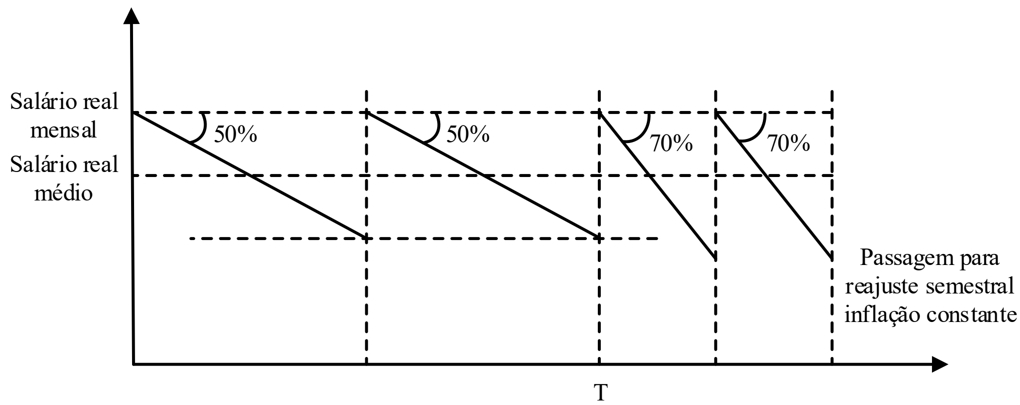


Figura 3

É possível obter-se uma derivação formal desse resultado, que nos permita também determinar a ordem de grandeza do impacto inf1acionário mencionado. Suponha que os reajustes salariais têm periodicidade anual e que a economia pode ser dividida em doze setores produtivos com igual

Então temos $(1+m)b\left(\frac{w}{p}\right)=1$, que mostra que quando b é constante existe uma relação inversa entre salário real e margem de lucro.

participação no produto agregado, cada um dos quais renegocia seu contrato coletivo de trabalho em um mês diferente do ano. Suponha 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, para simplificar, que o índice geral de preços é uma média geométrica dos preços setoriais, de modo que:

(4.1) $p_t = \frac{1}{12}\sum_{k=1}^{12}[p_t(k)]$

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 $k \neq t$. Isto significa que a taxa mensal de inflação é dada por:

(4.2) $dp_t = \frac{1}{12} dp_t(t)$

A economia opera com margens de lucro constante, 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:

(4.3) $dp_t(t) = \gamma dw_t(t) + (1-\gamma) dq_t(t)$

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

(4.4) $dq_t(t) = \sum_{j=1}^{12}\left[dp_{t-j}\right]$

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

(4.5) $dw_t(t) = \sum_{j=1}^{12}\left[dp_{t-j}\right]$

e, portanto,

(4.6) $dp_t(t) = \frac{1}{12}\sum_{j=1}^{12}\left[dp_{t-j}\right]$

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

Suponha 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 doze 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 a Figura 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 salariais em base semestral[3].

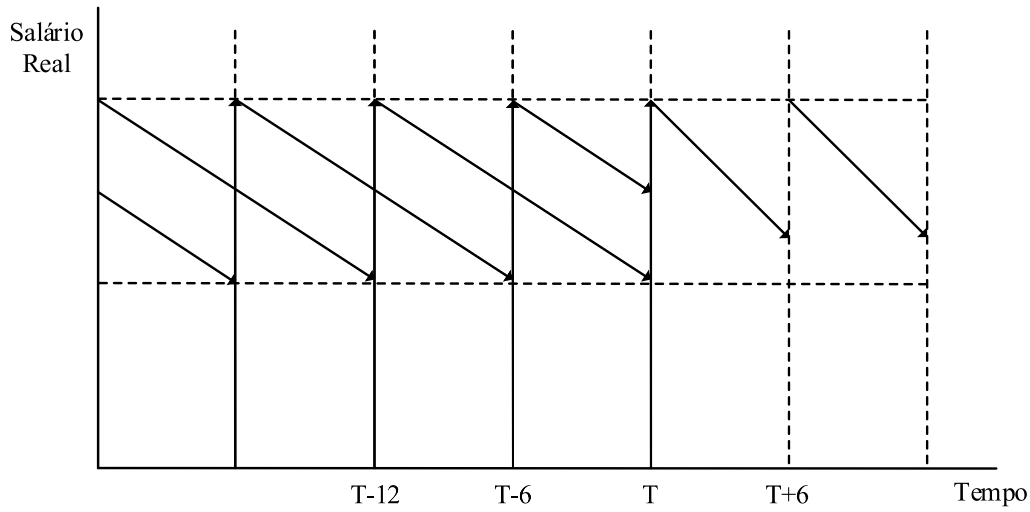


Figura 4

O que acontece com a taxa de inflação como consequência dessa transição de reajustes anuais para reajustes semestrais de salário? Note-se que nossa equação (4.2) tem que ser agora substituída por:

(4.7) $dp_t = \frac{1}{12}[dp_t(t) + dp_t(t-6)]$

e, se admitimos, para os aumentos de preço dos insumos intermediários continuam a ser repassados aos preços de produtos em base anual (como na equação 4.4), temos:

(4.8) $dp_t(t-6) = \gamma \sum_{j=1}^{6}[dp_{t-j}]$

e, portanto:

(4.9) $dp_t = \frac{1}{12}\sum_{j=1}^{12}[dp_{t-j}] + \frac{\gamma}{2}\left\{\frac{1}{6}\left[\sum_{j=1}^{6} d\, p_{t-j}\right]\right\}$

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,...12*, tem-se:

(4.10) $dp_t = z + \gamma \frac{z}{2}$

que indica a aceleração inflacionária no primeiro mês da transição.

[3] 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 *X*, um reajuste aproximadamente a inflação acumulada nos últimos seis meses (22%) para todos os trabalhadores que tinham tido seu último reajuste salarial entre os meses *T-13* 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.

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

(4.11) $dp_{T+1} = dp_T + \frac{1}{12}(dp_{T-12}) + \frac{\gamma}{12}(dp_T - dp_{t-6}) = z + z\frac{y}{2}(\frac{\gamma+13}{12})$

e repetindo o processo de cálculo obtemos para o sexto mês do semestre de transição:

(4.12) $dp_{T+5} = z + \gamma\frac{z}{2}\left[\frac{\gamma+13}{12}\right]^5$

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 $\gamma = 0{,}42$ obtido na seção 1, temos:

(4.13) $z' = 1{,}369z$

Como medida do impacto inflacionário da mudança de reajustes anuais para reajustes semestrais de salário. Considerando a taxa da inflação de 55% em 1979 (ver Tabela 1, seção 2) supondo $z = \frac{55\%}{12} = 4{,}583\%$ obtemos $z' = 6{,}27\%$ que equivale em termos anuais (mantendo sempre a aproximação linear que está sendo utilizada aqui) a 75,3%. 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 (estimado) de 103,5% (ver Tabela 1).

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 II. É fácil, ainda que tedioso, verificar que:

(4.14) $dp_{T+5} = \frac{1}{12}\{\sum_{j=1}^{12} dp_{T+5-j}\} + \gamma\frac{z}{24}\left\{12 + \gamma + \gamma\left[\frac{\gamma+13}{12}\right] + \cdots + \left[\frac{\gamma+13}{12}\right]^4\right\}$

A equação de regressão da Seção 2 só incorpora, porém, o primeiro termo desta equação, e, portanto, pode-se prever a priori uma discrepância entre o valor atual e o valor estimado econometricamente igual ao segundo termo. Substituindo os valores para z e y obtemos uma estimativa de 14,4 pontos percentuais para essa discrepância, que representa também uma boa aproximação para a discrepância de 19,8 pontos percentuais encontrada na seção anterior.

Referências Bibliográficas

Contador, C. R, (1977). "Crescimento Econômico e o Combate à Inflação". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 31, nº 1, jan/mar.

Contador, C. R, (1980). "Inflação ou Recessão?". *Conjuntura Econômica*, vol. 34, nº 8, agosto.

Lemgruber, A. C. (1973). "A Inflação Brasileira e a Controvérsia sobre a Aceleração Inflacionária". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 27, nº 4, out/dez.

Lemgruber, A. C. (1974). "Inflação: O Modelo da Realimentação e o Modelo da Aceleração". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 28, nº 3, jul/set.