

Inflação e nível de atividade no Brasil: um estudo econométrico *

FRANCISCO L. LOPES **

Este trabalho examina a relação empírica entre inflação e nível de atividade no Brasil. Inicialmente, é feita uma revisão crítica de alguns estudos econométricos existentes, entre os quais nosso trabalho anterior sobre o assunto, em co-autoria com André Lara Resende. Em seguida, propõe-se uma nova forma para modelar o processo inflacionário numa economia com indexação dessincronizada de salários. Estimativas deste modelo com dados anuais para o período 1969/81 sugerem que: a) tanto o hiato do produto industrial como sua variação contribuem estatisticamente para a explicação do processo inflacionário; mas b) o impacto de variações do nível de atividade sobre a taxa de inflação é muito pequeno.

1 — Introdução

A relação entre taxa de inflação e nível de atividade econômica é uma peça-chave no desenho de uma boa política de estabilização. O problema de estabilização sempre envolve uma escolha entre: a) uma estratégia convencional, exclusivamente baseada no controle ativo da demanda nominal; b) estratégias alternativas, que incorporam componentes de controle de preços ou salários; e c) simplesmente desistir do combate à inflação. A opção depende necessaria-

* Este trabalho é resultado de pesquisa financiada pelo Programa Nacional de Pesquisa Econômica. O autor agradece os comentários de colegas da PUC/RJ e de dois leitores anônimos. A definição das variáveis e a base de dados utilizados neste artigo estão contidas no Apêndice (não incluído nesta versão do trabalho), o qual se encontra com o autor e com a Editoria de PPE à disposição dos interessados.

** Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

mente de uma avaliação dos custos relativos das três alternativas, que só pode ser feita a partir de uma estimativa da relação empírica entre inflação e nível de atividade.

Este artigo está construído em duas partes. Na primeira, que engloba as Seções 2 a 4, fazemos uma revisão crítica dos estudos econométricos existentes, incluindo uma crítica metodológica de nosso trabalho anterior em co-autoria com André Lara Resende. O veredito de que nenhum desses estudos é satisfatório justifica o desenvolvimento de uma nova estimativa econométrica, o que é feito nas três seções da segunda parte do trabalho. O problema principal é atacado na Seção 5, quando construímos um modelo do processo inflacionário numa economia com indexação dessincronizada e de periodicidade fixa dos salários. A Seção 6 apresenta algumas estimativas do modelo e projeções da taxa de inflação até 1984 sob diferentes cenários. Desta forma, obtemos uma avaliação quantitativa da influência de variações no nível de atividade sobre a inflação. A Seção 7, última desta parte, apresenta uma justificativa teórica para a hipótese, utilizada no modelo da Seção 5, de que a política salarial determina o padrão de inflação inercial em nossa economia. O artigo termina com uma breve seção de conclusões.

2 — Estimativas tradicionais da Curva de Phillips para o Brasil

A Tabela 1 apresenta um resumo de algumas estimativas econométricas existentes para a relação entre inflação e nível de atividade no Brasil. Apesar de algumas diferenças quanto às variáveis utilizadas e quanto à escolha da variável dependente, todas as estimativas baseiam-se num modelo simples da Curva de Phillips aceleracionista, que supõe uma relação inversa entre aceleração da inflação e taxa de desemprego. Na falta de dados sobre a taxa de desemprego, a transposição do modelo ao caso brasileiro exige o uso do hiato de produto (calculado pelo desvio percentual de um índice de produto real agregado em relação a uma linha de tendência) como variável de demanda: fica implícita, portanto, a hipótese da existência de

TABELA I
Estimativas tradicionais da Curva de Phillips

Autor	Variável dependente	Período	Número de observações	Método de estimação	Equações estimadas (estatísticas <i>t</i> entre parênteses)	R ²	D. W.	Erro-padrão da regressão
1 — Lemgruber (1974)	\dot{q}_y	1963/73	21	MQO	$0,090 - 0,965 H + 0,051 \dot{q}_y (-1)$ (1,94) (6,73)	0,72	1,65	0,115
2 — Contador (1977)	H	1947/75	29	MQO	$0,087 - 0,169 \dot{q}_d + 0,836 \dot{q}_d^2$ (2,87) (-3,04) (6,31)	0,59	0,94	0,037
3 — Lemgruber (1980)	h	1950/79	30	MQO	$0,183 - 0,198 \Delta \dot{q}_y - 0,747 h (-1)$ (-0,82) (1,96) (6,88)	0,76	1,48	0,039
4 — Lemgruber (1980)	\dot{q}_y	1950/79	30	MQO	$0,033 - 0,583 h + 0,919 \dot{q}_d (-1)$ (1,18) (3,34) (0,09)	0,75	2,29	0,069
5 — Contador (1982)	\dot{q}_i	1950/79	30	MQO(?)	$0,121 - 0,699 h + 0,827 \dot{q}_i (-1)$ (2,66) (-1,86) (5,98)	0,57	2,39	—
6 — Estimativa do autor	\dot{q}_d	1952/81	30	MQO	$0,108 - 1,025 H + 1,065 \dot{q}_d (-1)$ (1,90) (2,44) (8,74)	0,74	1,96	0,140
7 — Estimativa do autor	\dot{q}_d	1952/64	12	MQO	$-0,074 + 1,837 H + 0,889 \dot{q}_d (-1)$ (-0,69) (1,27) (3,68)	0,75	2,25	0,124
8 — Estimativa do autor	\dot{q}_d	1965/81	16	MQO	$0,118 - 1,205 H + 1,053 \dot{q}_d (-1)$ (1,56) (2,60) (6,24)	0,77	1,46	0,148

Símbolos utilizados: \dot{q}_y = taxa de inflação, deflator implícito do PIB;

H = hiato de produto, medido pelo PIB;

\dot{q}_d = taxa de inflação, com base em médias anuais do IPA-DI-geral;

\dot{q}_d^2 = taxa esperada de inflação, calculada por modelo auto-regressivo;

h = hiato de produto na indústria;

\dot{q}_p = taxa de inflação, com base em médias anuais do IGP-DI; e

\dot{q}_i = taxa de inflação, com base em médias do IPA-oferta global-indústria.

NOTA: Ao comparar estas equações, há que se levar em conta que as medidas de hiato utilizadas pelos vários autores são ligeiramente diferentes:

- Lemgruber (1974): $H = 0$ em 1961 e taxa de crescimento do produto potencial de 7% ao ano;
- Contador (1977): $H = 0$ em 1951 e 1974;
- Lemgruber (1980): $H = 0$ em 1958 e taxa de crescimento do produto potencial de 6,8% ao ano;
- Contador (1982): produto potencial estimado pela tangência exponencial do produto efetivo em 1949 e 1974; e estimativa do autor: $H = 0$ em 1976 e taxa de crescimento do produto potencial de 7% ao ano.

uma relação estável entre taxa de desemprego e hiato de produto, ou seja, a Lei de Okun [cf. Okun (1970)].

Um exame superficial da tabela parece indicar que a aplicação desse modelo ao caso brasileiro é bastante exitosa. Em nenhuma estimativa o coeficiente da inflação defasada é significativamente diferente de 1, o que confirma a natureza aceleracionista da Curva de Phillips. Por outro lado, todas as estimativas do coeficiente do hiato são significativamente diferentes de zero e têm o sinal correto (com exceção da estimativa n.º 7, que será comentada mais adiante), o que confirma a existência de uma relação negativa significativa entre aceleração da inflação e nível de atividade.

Quando passamos, entretanto, para uma análise mais detalhada da evidência econométrica, algumas peculiaridades impõem-se à nossa atenção. Em primeiro lugar, notamos que o coeficiente do hiato aparece muito maior do que seria de se esperar a partir das estimativas tradicionais da mesma relação empírica em outros países. O estudo de Gordon (1977), por exemplo, para a economia americana nos anos 70, sugere um coeficiente para a taxa de desemprego entre 0,25 e 0,50, o que significa que um ponto percentual a mais de desemprego produz ao longo de um ano uma queda de $\frac{1}{4}$ a $\frac{1}{2}$ ponto de percentagem na taxa de inflação. Se supomos que, pela Lei de Okun, uma variação de um ponto percentual na taxa de desemprego corresponde a uma variação de 2,5 pontos percentuais no hiato de produto, então o coeficiente do hiato de produto na Curva de Phillips deveria ser, de acordo com esta evidência de Gordon, da ordem de 0,1 a 0,2. Isto é muito menor do que as estimativas da Tabela 1, que estão na faixa de 0,5 a 1,0.

Quanto maior o coeficiente do hiato, maior o impacto de variações no nível de atividade sobre a taxa de inflação. Com efeito, uma segunda peculiaridade comum a quase todas as estimativas da Tabela 1 é que reduções substanciais da taxa de inflação podem ser obtidas com custos relativamente moderados em termos de nível de atividade. Utilizando, por exemplo, a equação 8 da tabela, obtemos as seguintes projeções para a taxa de inflação (em termos de médias anuais) nos anos de 1982/84, sob a hipótese de que o hiato de

produto mantenha-se durante todo o período no nível de 13% atingido em 1981:

$$\hat{q}_a (1980) = 109,2\% \text{ (observado);}$$

$$\hat{q}_a (1981) = 113,0\% \text{ (observado);}$$

$$\hat{q}_a (1982) = 97,1\% \text{ (projeção);}$$

$$\hat{q}_a (1983) = 83,8\% \text{ (projeção); e}$$

$$\hat{q}_a (1984) = 72,5\% \text{ (projeção).}$$

Estas projeções indicam que, mesmo que a taxa de crescimento do PIB retorne já em 1982 ao seu nível tendencial, da ordem de 7% ao ano, o choque de demanda engendrado em 1981 terá sido suficiente para reduzir a taxa de inflação de 1984 para cerca de 60% do seu nível observado no ano de 1981. Sem dúvida, há um substancial contraste entre o "otimismo deflacionista" sugerido pelas estimativas brasileiras da Curva de Phillips e o oposto "pessimismo deflacionista" que parece impregnar a literatura americana que se baseia no mesmo modelo empírico [ver, por exemplo, Tobin (1980)].

Há que se considerar também certos elementos que tendem a estimular a dúvida quanto à capacidade de previsão das equações da Tabela I. Os erros-padrão de regressão são substanciais (da ordem de 10 pontos percentuais para a taxa de inflação) e as equações perdem totalmente sua aderência no episódio recente de aceleração da inflação (o erro de previsão da equação 6 para o ano de 1980 é da ordem de 40 pontos percentuais). Além disso, a estimativa do coeficiente do hiato é extremamente sensível à definição da amostra. Quando se comparam, por exemplo, as equações 7 e 8, correspondendo, respectivamente, a períodos anteriores e posteriores a 1964, observa-se que o coeficiente do hiato muda de sinal quando se passa de um período a outro.

Os gráficos de dispersão apresentados a seguir permitem uma análise visual da instabilidade deste coeficiente. Estão nos eixos a aceleração da inflação e o hiato: no Gráfico 1 aparecem observações para o período 1953/81 e no Gráfico 2 para o subperíodo 1953/64. Fica claro, neste último gráfico, que o sinal positivo do coeficiente

Gráfico 1

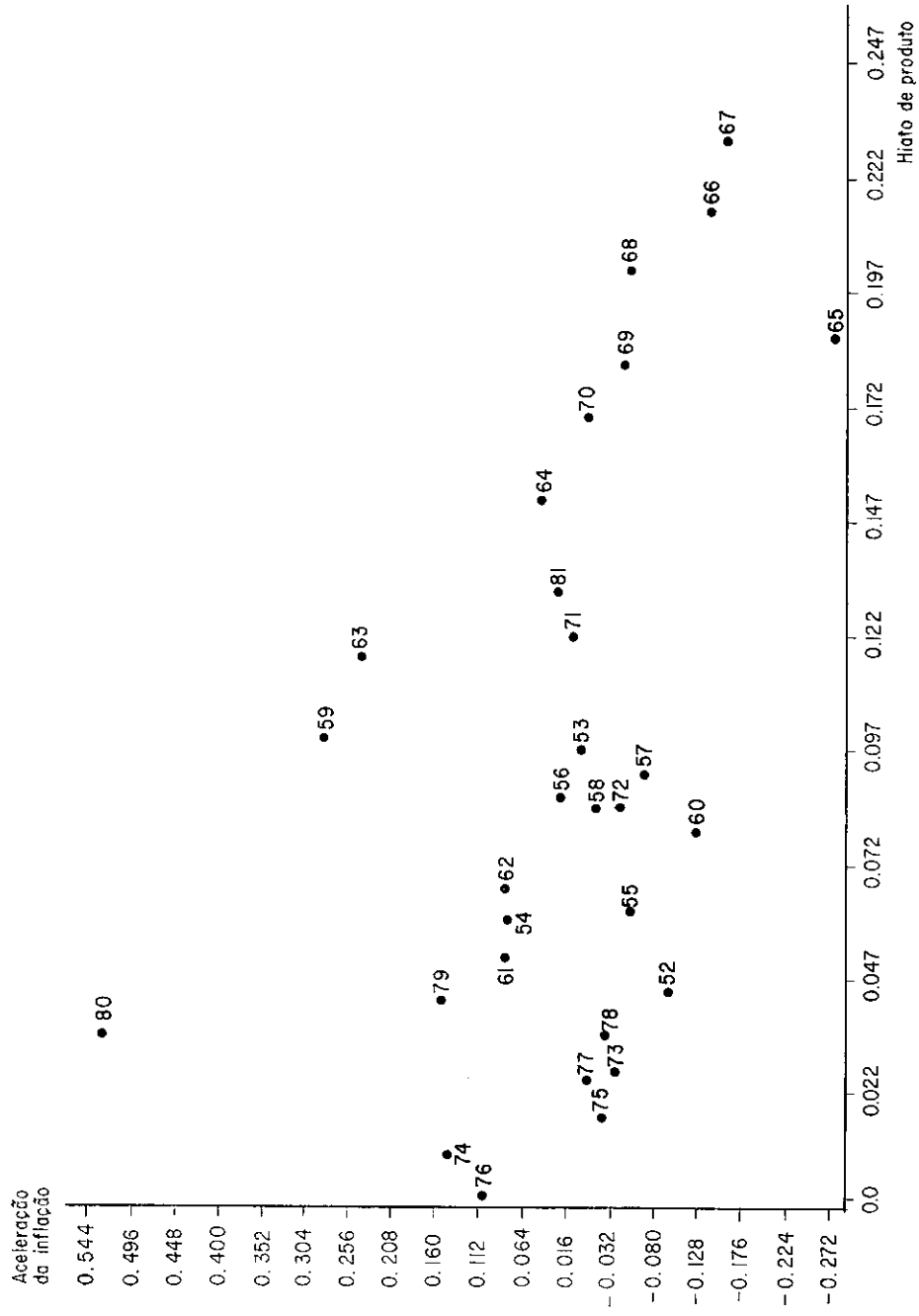
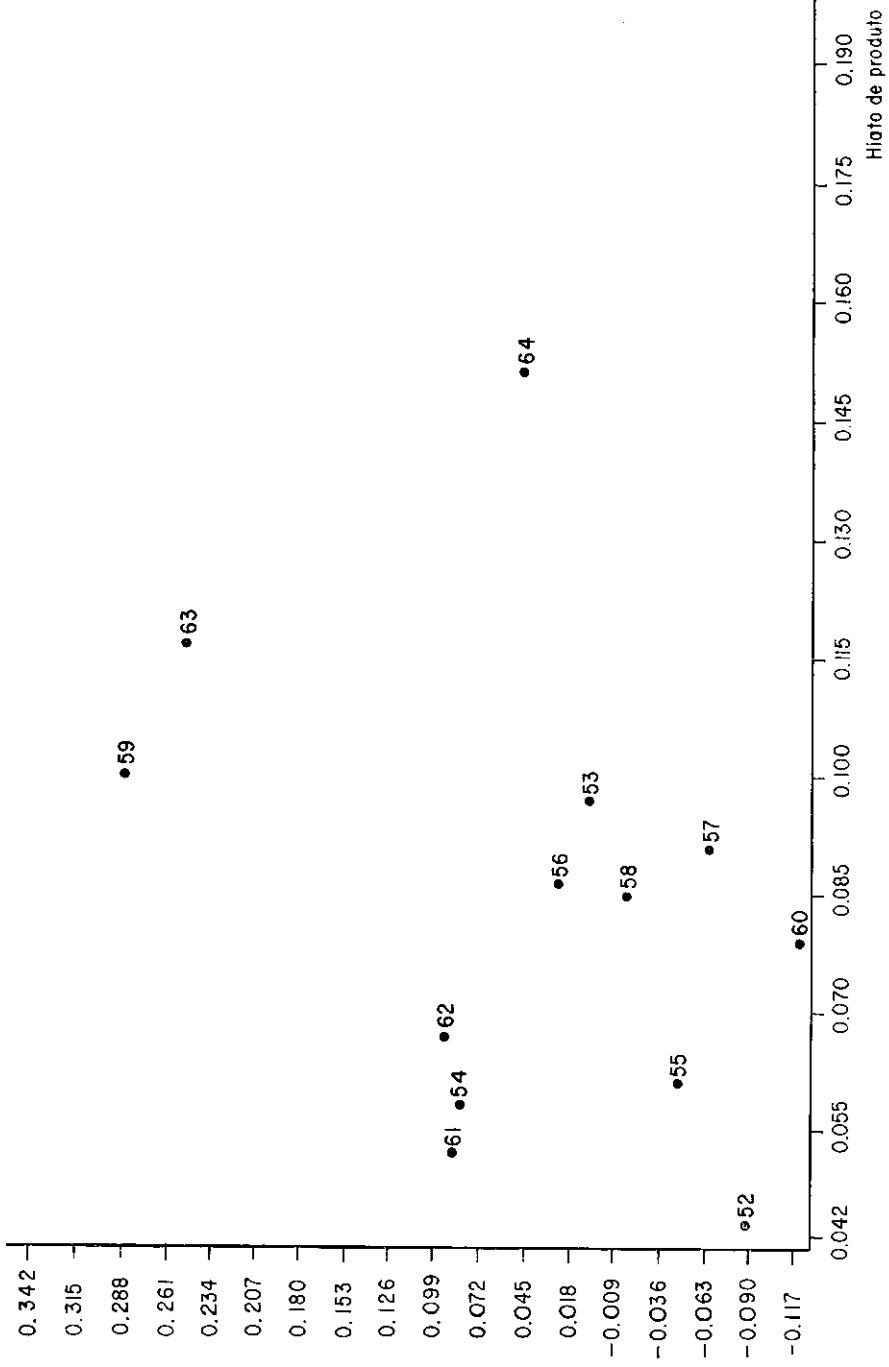


Gráfico 2

Aceleração da inflação



do hiato no período pré-1964 resulta das acelerações inflacionárias de 1959 e 1963 que não podem ser explicadas pelo modelo. É interessante, também, notar que, se forem eliminados do Gráfico 1 os pontos correspondentes ao período do PAEG (1965/67) e ao choque energético de 1980, fica difícil detectar qualquer relação sistemática entre aceleração da inflação e hiato de produto.

3 — O modelo de Lara Resende e Lopes

A partir do exame de um gráfico de dispersão (como o do Gráfico 1), ficam evidentes duas importantes omissões nas especificações tradicionais da Curva de Phillips para o Brasil. Uma delas é não levar em conta o efeito de choques inflacionários externos, o que certamente não pode ser justificado após a recente experiência da crise do petróleo. Além disso, essas especificações desconsideram totalmente uma característica institucional, da maior importância na economia brasileira a partir de 1965: a indexação compulsória de salários imposta pela legislação de política salarial, em suas diversas fases. Implicitamente, as equações da Tabela 1 adotam a hipótese de que o mecanismo de mercado neutraliza a política salarial, o que não parece razoável e certamente deveria ser testado empiricamente.

O modelo do processo inflacionário que construímos em colaboração com André Lara Resende visou exatamente a eliminar essas duas deficiências da análise econométrica convencional. Por um lado, ele incorpora um termo de choque externo, introduzindo o preço dos insumos importados como elemento de custo na equação de preços. Por outro, supõe o mercado de trabalho dividido em dois setores: um setor de mercado, em que a dinâmica dos salários não é afetada pela política salarial, e um setor institucional, em que o aumento de salários é exatamente igual ao reajuste legal (incluindo aumento de produtividade) definido pela política salarial. Como a dimensão relativa dos dois setores não é definida *a priori*, torna-se possível, em princípio, testar a hipótese da relevância da política salarial na determinação da dinâmica dos preços em nossa economia.

Uma versão do modelo em forma estrutural é a seguinte:

$$\hat{w} = a \hat{w}_1 + (1 - a) \hat{w}_2 \quad (1)$$

$$\hat{w}_1 = b - c H + \hat{q}_a(-1) \quad (2)$$

$$\hat{w}_2 = \hat{w}^* \quad (3)$$

$$\hat{q}_i = d_1 \hat{q}_m + d_2 (\hat{w} - g_p) + d_3 \hat{q}_a(-1) \quad (4)$$

onde: a , b , c , d_1 , d_2 e d_3 são constantes positivas; \hat{w}_1 e \hat{w}_2 são as taxas de variação do salário nominal, respectivamente nos setores de mercado e institucional; \hat{w} é a taxa média de variação do salário nominal; H é o hiato de produto global; $\hat{q}_a(-1)$ é a taxa de inflação calculada a partir de médias anuais do IPA-DI-global, com um período de defasagem; \hat{w}^* é a taxa de reajuste salarial definida pela política salarial vigente; \hat{q}_i é a taxa de inflação medida com base nas médias anuais do IPA-DI para a indústria; \hat{q}_m é a taxa de variação do preço em cruzeiros das importações; e g_p é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho.

O parâmetro a na equação (1) é o peso relativo do setor de mercado na força de trabalho. Se $a = 1$, a dinâmica do salário médio é dada pela Curva de Phillips convencional da equação (2); se $a = 0$, a dinâmica do salário nominal médio é definida pela política salarial, de acordo com a equação (3). Portanto, um teste de irrelevância ou não da política salarial na determinação da dinâmica de preços da economia equivale a testar empiricamente a hipótese $a = 1$.

A equação (4) supõe uma regra de *mark-up* para a fixação de preços no setor industrial, com \hat{q}_m indicando a taxa de variação do preço médio em cruzeiros dos insumos importados, $(\hat{w} - g_p)$ indicando a taxa de variação do custo de trabalho por unidade de produto e $\hat{q}_a(-1)$ indicando o elemento de inércia inflacionária embutido na taxa de variação do preço médio dos insumos domésticos.

Substituindo as equações (1), (2) e (3) na equação de preços (4), e definindo uma variável de choque externo $z = \hat{q}_m - \hat{q}_a(-1)$,

obtem-se a seguinte forma reduzida para a taxa de inflação dos preços industriais:

$$\begin{aligned}\hat{q}_i &= d_1 z + d_2 ab - d_2 acH + (d_1 + d_2 a + d_3) \hat{q}_d(-1) + \\ &\quad + d_2(1-a)(\hat{w}^* - g_p) - d_2 a g_p \\ &= f_1 z + f_0 - f_2 H + f_3 q_d(-1) + f_4(\hat{w}^* - g_p) - f_5 g_p\end{aligned}\quad (5)$$

A estimação desta forma reduzida para o período 1960/78, usando a variação do salário mínimo como *proxy* para \hat{w}^* e a taxa de crescimento do produto *per capita* como *proxy* para g_p , produziu os resultados apresentados na Tabela 2. Note-se que foi introduzida uma *dummy* para 1963, em consequência da observação de que, quando se estima a regressão sem *dummy* (como na equação 5 da tabela), o erro de previsão neste ano é sistematicamente cerca de três vezes o erro-padrão da regressão. Parte da explicação desta discrepância pode estar no fato de que a variação do salário mínimo funciona particularmente mal como *proxy* para a variação do custo da mão-de-obra em 1963.

O resultado surpreendente que aparece na Tabela 2 é que os coeficientes f_2 e f_5 da forma reduzida não são significativamente diferentes de zero e, além disso, aparecem com sinal contrário ao previsto pela teoria. Isto significa que essas regressões *não* nos permitem rejeitar a hipótese de que $a = 0$, ou seja, de que a dinâmica dos salários nominais depende somente da política salarial. Como os mesmos resultados podem ser replicados usando o IPA-DI-geral ao invés do IPA-DI para a indústria (com alguma perda do poder explicativo da regressão), a conclusão é que, aparentemente, não há nenhuma relação significativa entre taxa de inflação e nível de atividade na economia brasileira.

É interessante notar que, do ponto de vista do modelo desta seção, as estimativas tradicionais da Curva de Phillips da seção anterior representam apenas uma ilusão estatística. A idéia é que, se forem eliminadas do Gráfico 1 as observações "contaminadas" ou por choques externos (como 1974, 1976, 1979 e 1980) ou por indexação imperfeita dos salários nominais (como 1965, 1966, 1967 e até mesmo 1968), então desaparece totalmente a impressão de uma relação

TABELA 2

Modelo Lara Resende/Lopes
(variável dependente: \tilde{q}_i ; período: 1960/78)

	Variáveis independentes						
	Constante	z	\hat{w}	g_p	$\hat{q}_d(-1)$	g_p	H
Equação 1 $R^2 = 0,97$ $SE = 0,04$ $D.W. = 2,30$	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 $R^2 = 0,97$ $SE = 0,03$ $D.W. = 1,59$	—	0,3803 (4,98)	0,4219 (3,78)	0,5545 (5,95)	—	—	0,2927 (7,22)
Equação 3 $R^2 = 0,98$ $SE = 0,03$ $D.W. = 2,08$	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 $R^2 = 0,98$ $SE = 0,03$ $D.W. = 1,95$	—	0,431 (7,29)	0,426 (6,77)	0,552 (10,03)	—	—	0,290 (7,91)
Equação 5 $R^2 = 0,90$ $SE = 0,07$ $D.W. = 1,94$	0,143 (1,43)	0,400 (2,68)	0,560 (3,57)	0,224 (1,01)	-0,191 (-1,33)	0,121 (0,43)	—

NOTAS: Valores entre parênteses são estatísticas t . As equações 1 e 2 foram estimadas pelo método de variáveis instrumentais, usando como instrumentos a taxa de variação do preço em dólares das importações, $\hat{q}_d(-1)$, g_p , H , a constante, a dummy para 1963 e a taxa de crescimento do quantum das importações. As equações 3, 4 e 5 foram estimadas por mínimos quadrados simples. A variável de choque externo utilizada nas regressões foi definida como $z = (1 + q_m)/(1 + \hat{q}_d(-1))$.

*Referente ao ano de 1963.

inversa significativa entre a aceleração da inflação e o hiato de produto. A ilusão estatística teria resultado da coincidência de os choques externos inflacionários terem ocorrido em períodos de alto nível de atividade (hiato pequeno) e os choques salariais deflacionários em períodos de baixo nível de atividade (hiato grande).

4 — Um problema de identificação econométrica?

Em nossa opinião, o trabalho que realizamos em co-autoria com André Lara Resende teve o mérito de colocar sob suspeita as estimativas tradicionais da Curva de Phillips para o Brasil. Por outro lado, devemos confessar que o resultado extremado nos surpreendeu.

Quando o modelo da seção anterior foi concebido, nossa expectativa *a priori* era que tanto os choques salariais e externos como a pressão de demanda deveriam contribuir para a explicação do processo inflacionário, mas que a inclusão dos choques na análise econométrica iria reduzir substancialmente o coeficiente do hiato. A possibilidade de esse coeficiente ser nulo, que não pode ser rejeitada pela evidência da Tabela 2, não se incluía no nosso campo de cogitações.

Vale a pena examinar com certo cuidado os fundamentos econômicos da questão. É razoável supor que a política salarial fixa o padrão de inflação inercial em nossa economia — o que Eckstein (1981) chamou de *core inflation*.¹ Sabe-se, porém, que existem mecanismos que, em princípio, permitem que as empresas façam a variação do seu custo de mão-de-obra divergir do padrão definido pela política salarial: para cima, através de promoções, gratificações extraordinárias e outros benefícios; para baixo, através da rotação de mão-de-obra. É claro que em certos setores mais desenvolvidos do mercado de trabalho — correspondentes ao que Okun (1981) denominou de *career labor markets* — a rotação de mão-de-obra praticamente não é usada, já que implicaria uma quebra do contrato implícito de trabalho, caracterizando a firma como “mau empregador” e repercutindo negativamente sobre a produtividade do trabalho e a qualidade média dos novos trabalhadores que poderá contratar no futuro. Isto justificaria uma inflexibilidade para baixo da taxa de variação do custo da mão-de-obra nesses setores, relativamente ao padrão inercial definido pela política salarial, mesmo em situações de substancial redução de demanda.

Não é razoável, entretanto, inferir daí que a taxa de inflação (mesmo que medida em termos de preços industriais) deve ser também totalmente insensível a uma retração generalizada de demanda. Existem setores menos desenvolvidos do mercado de trabalho (o que Okun chama de *casual labor markets*) em que a maioria dos empregos tem curta duração e a noção de contrato implícito de trabalho não tem nenhuma relevância. Isto parece caracterizar segmentos importantes da agricultura, muitos serviços e até mesmo algumas indústrias

¹ Ver, a respeito, a Seção 7 adiante.

(por exemplo, construção civil e pequenas empresas industriais). Na economia americana, cerca de 10% dos trabalhadores na faixa etária de 30 a 34 anos têm empregos de menos de um ano de duração [cf. Hall (1980)]; para a economia brasileira, este número é possivelmente muitas vezes maior. Nestes setores, a política salarial não deve estabelecer um piso muito efetivo para a variação do custo da mão-de-obra.

Além disso, devemos notar que a política salarial pode também ser relativamente irrelevante para trabalhadores por conta própria ou profissionais liberais, e que é comum empresas adotarem a prática de descontos sobre o preço de venda quando são surpreendidas por uma retração brusca de demanda e desejam livrar-se rapidamente de seus estoques excessivos. Mesmo que o índice de preço seja calculado sem levar em conta esses descontos, ainda assim pode haver repercussões sobre a taxa de inflação, se o fenômeno estiver ocorrendo ao nível de bens intermediários e o custo dos insumos em outros setores for afetado.

Estas reflexões sugerem que, apesar da política salarial, deve haver alguma ligação entre inflação e nível de atividade, ainda que possivelmente tênue. Como então explicar os resultados da Tabela 2? Esta é uma questão complexa, para a qual infelizmente não temos uma resposta definitiva. É possível que a variável hiato de produto seja uma medida excessivamente inadequada do nível de atividade. É possível, também, que o modelo das equações (1) a (4) esteja incorretamente especificado e que, em consequência, uma ligação fraca entre inflação e nível de atividade não tenha sido captada. Há que se considerar ainda a possibilidade de que a mecânica dos reajustes salariais torne impossível a identificação econométrica da equação (5).

Para entender este último ponto, considere-se uma versão alternativa do modelo estrutural das equações (1) a (4) da seção anterior, em que introduzimos explicitamente a dinâmica da política salarial. Neste modelo, a equação de preços é:

$$\hat{q} = j \hat{q}_m + (1 - j) \hat{q}_w \quad (6)$$

onde \hat{q} é a taxa de variação do índice de preço agregado, \hat{q}_m é, como antes, a taxa de variação do preço médio em cruzeiros das importações e \hat{q}_w é a taxa de variação do custo da mão-de-obra. Esta última variável é determinada por:

$$\hat{q}_w = k_0 \hat{w}^* + (1 - k_0) \hat{w}^* (-1) + k_1 - k_2 H \quad (7)$$

onde os primeiros dois termos do lado direito da equação são consequência da prática de reajustes salariais dessincronizados com periodicidade fixa [ver Lopes e Bacha (1982) para uma derivação detalhada dessa relação] e os outros dois termos representam o impacto da demanda agregada sobre o custo da mão-de-obra. A terceira equação do modelo representa a regra de indexação dos salários:

$$\hat{w}^* = (1 - \delta) \hat{q} \quad (8)$$

que faz a taxa de reajuste salarial igual ou menor que a taxa de inflação corrente, se o parâmetro δ for, respectivamente, nulo ou positivo.² Este parâmetro representa, portanto, um elemento discricionário de controle salarial, que parece ter sido particularmente importante nos anos de 1965 a 1968.

² Em nosso trabalho com Edmar Bacha, o equivalente às equações (7) e (8) aparece como única equação:

$$\hat{q}_w = \lambda \hat{p} + (1 - \lambda) \hat{p} (-1)$$

já que não levamos em consideração os termos de demanda da equação (7) e o parâmetro de política discricionária da equação (8). Não seria correto, porém, supor que:

$$\hat{q}_w = \hat{w}^* = \lambda \hat{p} + (1 - \lambda) \hat{p} (-1)$$

porque a variável \hat{w}^* não é uma *proxy* adequada para a taxa de variação da média anual do custo da mão-de-obra \hat{q}_w . Isto parece ser confirmado pela seguinte regressão para o período 1960/78:

$$\hat{w}^* = 0,88 \hat{q}_c + 0,02 \hat{q}_c (-1) \quad R^2 = 0,76$$

(5,13) (0,13) D.W. = 2,46

onde q_c é o índice de custo de vida (média anual).

Substituindo (7) em (6), e usando (8) para eliminar o termo $\hat{w}^*(-1)$, obtemos:

$$\begin{aligned}\hat{q} &= j \hat{q}_m + (1-j) k_0 \hat{w}^* + (1-j) (1-k_0) (1-\delta) \hat{p}(-1) + \\ &\quad + (1-j) k_1 - (1-j) (1-k_2) H \\ &= f'_1 \hat{q}_m + f'_4 \hat{w}^* + f'_3 \hat{q}(-1) + f'_0 - f'_2 H\end{aligned}\quad (9)$$

que só não é idêntica à equação (5), estimada na Tabela 2, porque estamos desprezando aqui o termo de crescimento da produtividade g_p .

O problema de identificação fica claro quando consideramos o modelo de duas equações simultâneas, (8) e (9), com variáveis endógenas \hat{q} e \hat{w}^* . É óbvio que este modelo não permite identificar a equação (9); se rodamos uma regressão tentando estimar esta equação, estamos na realidade estimando a equação (8), que é a única identificada. Nessa regressão, os coeficientes f'_0 e f'_2 tenderão a ser não-significativamente diferentes de zero, mas os coeficientes f'_1 e f'_3 podem ser significativos se as variáveis \hat{q}_m , \hat{w}^* e $\hat{q}(-1)$ forem fortemente colineares, o que é compatível com os resultados da Tabela 2.

Obviamente, o julgamento sobre o fato de determinada equação ser identificada ou não só pode ser feito com base na presunção de que o modelo estrutural considerado é de fato o correto. Como isto é sempre impossível de se estabelecer *a priori*, há que se ter muito cuidado antes de rejeitar uma regressão em função de um argumento de não-identificação: afinal, qualquer modelo econômico é apenas uma aproximação da realidade.

É interessante notar que, do ponto de vista do nosso objetivo de pesquisa, esse problema de identificação (se de fato existe) é perfeitamente contornável. Como nossa meta é apenas determinar a magnitude da derivada parcial da taxa de inflação em relação ao hiato, só precisamos de uma estimativa da forma reduzida do modelo composto pelas equações (8) e (9), ou seja, de uma estimativa de:

$$\hat{q} = f''_1 \hat{q}_m + f''_3 \hat{q}(-1) + f''_0 - f''_2 H \quad (10)$$

Esta, porém, não é uma equação fácil de estimar, apesar de sua aparente simplicidade. O problema é que, em virtude da equação (8), todos os coeficientes f'_i da forma reduzida dependem do parâmetro de política salarial discricionária δ ,³ o qual provavelmente assumiu valores positivos diferentes em diversos anos da amostra. Isto significa que cada termo do lado direito da equação teria que ser desdobrado várias vezes para captar essas variações discricionárias da regra de reajuste salarial, o que tenderia a reduzir a zero os graus de liberdade da regressão.

A estratégia que adotaremos aqui, para evitar este problema de instabilidade nos coeficientes da equação (10), é restringir nossa amostra aos anos posteriores a 1968, para os quais é razoável supor que a política salarial produziu taxas de reajustes praticamente iguais à taxa de inflação (em virtude inclusive do abono salarial de 10% em 1974), o que equivale a dizer que o parâmetro δ pode ser considerado uniformemente nulo [cf. Simonsen (1974)].

Além disso, porém, duas outras deficiências do modelo das equações (6) e (8) devem ser consideradas antes de tentarmos estimá-lo econometricamente. Um problema está na equação (7), que define a variação do custo da mão-de-obra em função dos reajustes salariais. Esta equação foi derivada em nosso trabalho com Edmar Bacha a partir de uma série de hipóteses simplificadoras e com a finalidade precípua de análise teórica, sendo difícil avaliar *a priori* a gravidade dos erros de aproximação que estaremos cometendo ao utilizá-la em uma análise econométrica. O outro problema tem a ver com a forma de inclusão dos choques externos na equação de preços (6). São duas as considerações a fazer aqui: em primeiro lugar, sabe-se que o preço interno dos derivados de petróleo teve uma evolução após 1974 bastante diversa da evolução do preço internacional do petróleo, o que certamente não pode ser captado pela nossa variável \hat{q}_m da forma como está definida aqui; em segundo lugar, está implícita na equação (6) a hipótese de elasticidade de substituição unitária, enquanto a evidência brasileira e internacional parece indicar que a elasticidade de substituição entre insumos domésticos e insumos

³ O coeficiente do hiato, por exemplo, seria $f'_g = f'_k / (f'_k (1-\delta))$.

energéticos é bem menor que 1, provavelmente não superior a 0,20. A próxima seção desenvolve um modelo da dinâmica inflacionária, no qual todos esses problemas são superados.

5 — Um modelo do processo inflacionário com indexação dessincronizada de salários

Suponha-se a seguinte regra de *mark-up* para a formação dos preços industriais:

$$p_i = \{x_0 p_0(-2) + x_m p_m(-2) + x_w c_w\} (1 + \alpha) \quad (11)$$

onde p_i é o valor do índice de preços industriais em determinado mês, $p_0(-2)$ e $p_m(-2)$ são os valores com dois meses de defasagem, respectivamente, do preço do óleo combustível e do preço em cruzeiros das importações não-petróleo, c_w é o custo médio da mão-de-obra (que será examinado em detalhe em seguida) com um mês de defasagem, os termos x_k , para $k = 0, m, w$, indicam os respectivos coeficientes técnicos de insumo-produto e α é o *mark-up*. A estrutura de defasagens assumida aqui é arbitrária e pressupõe — a nosso ver realisticamente — que aumentos no custo da mão-de-obra repercutem sobre os preços mais rapidamente que aumentos nos custos do óleo combustível e outros insumos importados. O ideal é que a estrutura de defasagens fosse determinada empiricamente, mas isto não foi tentado na presente pesquisa.

A partir de (11), supondo *mark-up* constante, podemos calcular a taxa de inflação em 12 meses dos preços industriais:⁴

$$(1 + \hat{p}_i) = \lambda_0 \{1 + \hat{p}_0(-2)\} + \lambda_m \{1 + \hat{p}_m(-2)\} + \lambda_w \{1 + \hat{c}_w\} \quad (12)$$

⁴ O leitor poderá notar a convenção adotada neste trabalho de usar o símbolo p para indicar o valor de um índice de preço em determinado mês e o símbolo q para indicar o valor médio do mesmo índice de preço ao longo de 12 (ou seis) meses. Dessa forma, \hat{p} é uma taxa de inflação em 12 meses, enquanto \hat{q} é uma taxa de inflação anual medida em termos de médias anuais (ou semestrais).

onde: as taxas de variação em 12 meses são calculadas pela fórmula $\hat{z} = (z/z(-12)) - 1$, de modo que, por exemplo, $\hat{p}_i = (p_i/p_i(-12)) - 1$ e $\hat{p}_0(-2) = (p_0(-2)/p_0(-14)) - 1$; e as elasticidades são definidas como $\lambda_0 = x_0\pi_0(-12)$, $\lambda_m = x_m\pi_m(-12)$ e $\lambda_w = x_w\pi_w(-12)$, com o símbolo π introduzido para representar preços relativos, isto é, $\pi_0 = p_0(-2)/p_i$, $\pi_m = p_m(-2)/p_i$ e $\pi_w = c_w/p_i$.

Suporemos que os coeficientes técnicos de produção são determinados por:

$$x_k = \bar{x}_k \{ \pi_k(-12) \}^{-\sigma} \quad (13)$$

para $k = 0, m$ ou w , onde \bar{x}_k são constantes e σ pode ser interpretado como a elasticidade de substituição (constante) entre os insumos. Note-se que foi adotada a hipótese simplificadora de que a substituição entre insumos responde ao preço relativo correspondente com uma defasagem de 12 meses. A hipótese alternativa de que a substituição entre insumos responde ao preço relativo corrente também foi testada, mas, como o valor da elasticidade de substituição que adotaremos será de apenas 0,20, as duas hipóteses produzem estimativas praticamente idênticas desses coeficientes técnicos.

Uma elasticidade de substituição pequena também nos permite supor que a soma das elasticidades λ_k é aproximadamente igual a 1,⁵ de modo que podemos reescrever (12) como:

$$p_i = \lambda_0 \{ \hat{p}_0(-2) - \hat{c}_w(-1) \} + \lambda_m \{ \hat{p}_m(-2) - \hat{c}_w(-1) \} + \hat{c}_w(-1)$$

ou, ainda, considerando (13) e a definição dos λ_k :

$$\hat{p}_i = \bar{x}_0 \{ \pi_0(-12) \}^{1-\sigma} \{ \hat{p}_0(-2) - \hat{c}_w(-1) \} + \bar{x}_m \{ \pi_m(-12) \}^{1-\sigma} \{ \hat{p}_m(-2) - \hat{c}_w(-1) \} + \hat{c}_w(-1) \quad (14)$$

⁵ É fácil verificar que a fórmula correta neste caso é:

$$\sum_k \lambda_k \frac{x_k}{x_k(-12)} = 1$$

Como os reajustes salariais têm periodicidade fixa de n períodos e estão mais ou menos uniformemente distribuídos ao longo do tempo, podemos supor o custo da mão-de-obra definido como:

$$c_w = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{k=n} w(-k) \quad (15)$$

onde $w(-k)$ é o salário nominal com uma defasagem de k meses. Desta forma, o custo da mão-de-obra em determinado mês é uma média simples dos valores do salário nominal que se verificaram nos últimos n meses.

Se considerarmos que a política salarial determina um padrão para os reajustes de salários, mas que os reajustes efetivos podem diferir deste padrão em função do nível de atividade, parece razoável construir a seguinte medida aproximada para a variação do custo da mão-de-obra:

$$\hat{c}_w = \hat{c}_w^* + a - bh \quad (16)$$

onde c_w^* é uma média simples para os últimos n meses de um índice do salário nominal definido pela política salarial (w^*), isto é: ⁶

$$c_w^* = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{k=n} w^*(-k) \quad (17)$$

⁶ Vale a pena notar que o termo genérico n está sendo utilizado aqui para que possamos levar em consideração a mudança de periodicidade da política salarial que ocorreu em novembro de 1979, quando o valor de n passou de 12 para seis. Esta mudança de política salarial será simulada aqui da seguinte forma:

a) Antes de 1979:

$$c_w^* = \frac{1}{12} \sum_{k=1}^{k=12} w^*(-k)$$

b) Para dezembro de 1979:

$$c_w^* = \frac{1}{12} \left\{ \sum_{k=1}^{k=6} w^*(-k) + (1,22) \sum_{k=7}^{k=12} w^*(k) \right\}$$

Note-se que \hat{w}^* é a taxa de reajuste determinada pela política salarial e w^* é um índice construído a partir de \hat{w}^* .

Substituindo (16) em (14), resulta:

$$\begin{aligned} \hat{p}_i &= \bar{x}_0 f_0(-12) \{ \hat{p}_0(-2) - \hat{c}_w^* \} + \bar{x}_m f_m(-12) \{ \hat{p}_m(-2) - \hat{c}_w^* \} + \\ &\quad + \hat{c}_w^* + a_i - b_i h \\ &= \bar{x}_0 z_0 + \bar{x}_m z_m + \hat{c}_w^* + a_i - b_i h \end{aligned} \quad (18)$$

onde $f_k(-12) = \{ \pi_k(-12) \}^{1-\sigma}$ e as variáveis $z_k = f_k(-12) \{ \hat{p}_k(-2) - \hat{c}_w^* \}$ indicam os choques inflacionários que podem ser atribuídos às variações dos preços em cruzeiros do petróleo (para

c) Após 1979:

$$\hat{c}_w^* = \frac{1}{6} \sum_{k=1}^{k=6} w^*(-k)$$

Uma medida do impacto inflacionário potencial dessa mudança de periodicidade pode ser obtida comparando-se os valores de \hat{c}_w^* que seriam produzidos a partir de 1979 pela fórmula do item "a" com os valores "reais" produzidos pelas fórmulas dos itens "b" e "c". O resultado é o seguinte:

(Em %)			
Ano	(Fórmula antiga)	(Valores "reais")	(Diferença)
1979	47	62	0,15
1980	80	88	0,08
1981	102	104	0,02

Em períodos de aceleração inflacionária, é natural que a taxa de inflação medida pela média dos últimos seis meses seja maior que a taxa de inflação medida pela média dos últimos 12 meses, mas o valor da diferença no ano de 1979 sugere a possibilidade de um impacto inflacionário adicional como consequência da mudança de periodicidade.

Note-se, porém, que este é um impacto inflacionário sobre o custo da mão-de-obra, que transbordará sobre os preços se os *mark-ups* forem fixos, mas também pode ser absorvido por reduções nos *mark-ups* sem efeito inflacionário sobre os preços. Nossa experiência nesta pesquisa, em que experimentamos com as duas medidas alternativas da variação do custo da mão-de-obra em 1979, favorece a primeira hipótese, mas a nosso ver esta ainda é uma questão empírica em aberto. De qualquer forma, na pior das hipóteses, o impacto inflacionário que pode ser atribuído à mudança na política salarial é da ordem de 10 pontos percentuais, bastante pequeno, portanto, em comparação com a ordem de magnitude da aceleração inflacionária recente.

$k = 0$) e dos outros insumos importados (para $k = m$). Note-se que esta equação define uma relação entre a taxa de inflação em 12 meses dos preços industriais e a taxa de variação medida por médias, anuais ou semestrais, do salário nominal definido pela política salarial, mais choques inflacionários de oferta e demanda. Esta é a nosso ver a única especificação da dinâmica inflacionária compatível com a mecânica de reajustes salariais dessincronizados de periodicidade fixa existente em nossa economia.

6 — Implementação empírica do modelo

A Tabela 3 apresenta estimativas da equação (18) e algumas possíveis variantes dessa equação. Como se pode ver, o ajustamento estatístico do modelo aos dados é bastante satisfatório. Observe-se, também, que:

a) os coeficientes das variáveis de choque de oferta, z_0 e z_m , são significantes em todas as estimativas;

b) alterações no valor assumido para a elasticidade de substituição (comparar estimativas 1 e 6) afetam relativamente pouco os valores estimados dos coeficientes: a diferença mais importante é no coeficiente de z_0 , que dobra quando o valor da elasticidade é alterado de 0,20 para 1;

c) o coeficiente do hiato tem sinal correto em todas as estimativas e é altamente significativo nas quatro primeiras; nas duas últimas, a significância é menor, mas o valor estimado do coeficiente é praticamente o mesmo que na estimativa 1;

d) nossa equação explica mal o ano de 1973, quando o erro de estimativa é sistematicamente duas a três vezes maior que o erro-padrão médio dos outros anos, o que talvez seja consequência de erro de medida na variável dependente (lembrar a controvérsia sobre subestimativa nos índices de inflação para 1973), justificando o uso da *dummy* nas estimativas 2, 3 e 4; e

e) as melhores estimativas do ponto de vista do erro-padrão da regressão (*SER*) são as 3 e 4, nas quais a variação do hiato aparece significativamente como variável de demanda.

TABELA 3

Estimativa da equação (18)
(variável dependente: P_i — IPA-oferta global-indústria; período: 1969/81 — valores para
dezembro de cada ano — 13 observações)

mínimos quadrados ordinários

Estimativa	Variáveis independentes						R ²	D.W.	SER	
	ϵ_0	ϵ_m	Constante	h	Δh	χ^2_w				Dummy (1973)
n.º 1 ($\sigma = 0,20$)	0,031 (2,36)	0,237 (4,72)	-0,013 (-0,87)	-0,316 (-2,20)	—	1*	—	0,90	1,72	0,035
n.º 2 ($\sigma = 0,20$)	0,021 (2,03)	0,274 (6,73)	-0,002 (-0,15)	-0,398 (-3,32)	—	1*	-0,081 (-2,43)	0,94	1,40	0,028
n.º 3 ($\sigma = 0,20$)	0,019 (2,02)	0,299 (8,12)	-0,009 (-0,82)	-0,298 (-2,78)	-0,334 (-2,25)	1*	-0,103 (-3,58)	0,96	2,17	0,023
n.º 4 ($\sigma = 0,20$)	0,018 (1,97)	0,295 (8,26)	—	-0,366 (-5,40)	-0,299 (-2,15)	1*	-0,108 (-3,94)	0,96	2,07	0,026
n.º 5 ($\sigma = 0,20$)	0,035 (2,29)	0,246 (4,53)	-0,005 (-0,26)	-0,268 (-1,58)	—	0,985 (16,60)	—	0,99	1,76	0,037
n.º 6 ($\sigma = 1$)	0,065 (3,68)	0,259 (4,38)	-0,023 (-1,44)	-0,200 (-1,39)	—	1*	—	0,90	1,86	0,035

* Restrição exógena sobre o coeficiente.

Estas estimativas 3 e 4 sugerem uma noção interessante sobre a forma como variações no nível de atividade afetam a taxa de inflação. Sua implicação é que uma alteração do hiato, que seja sustentada ao longo do tempo, produz um impacto muito maior sobre o processo inflacionário ao longo do primeiro ano após a alteração do que nos anos subseqüentes. Uma justificativa para este efeito pode estar na alteração dos *mark-ups*: se a taxa de variação do *mark-up* médio na indústria está positivamente associada à taxa de variação do produto industrial, segue-se que ela está também negativamente associada a variações no hiato do produto industrial.⁷ Podemos lembrar, também, que nos estudos clássicos de Phillips (1958) e Lipsey (1960) tanto a taxa de desemprego como a sua variação são utilizadas para explicar o processo inflacionário, e Lipsey constrói uma justificativa com base na variação da dispersão do desemprego entre diferentes setores da economia.

Nossa justificativa preferida para este resultado baseia-se, porém, na noção de que, numa economia como a brasileira, a evolução do produto potencial da indústria deve ser afetada pela evolução do nível de atividade. Pensemos numa economia com forte pressão populacional, em que coexistem lado a lado um segmento “moderno” e um segmento “tradicional” do mercado de trabalho. O que caracteriza um trabalhador como membro do segmento moderno pode ser seu maior nível de qualificação e o fato de residir numa área geográfica economicamente desenvolvida do país. A oferta de trabalho para a indústria depende da força de trabalho existente nesse segmento moderno do mercado de trabalho. É razoável supor que a curto prazo existe uma curva de oferta de trabalho inelástica para a indústria, mas a médio prazo a migração de trabalhadores do setor tradicional para o moderno (ou vice-versa), em resposta a variações no emprego industrial, faz com que esta curva de oferta de curto prazo desloque-se horizontalmente. O resultado é que uma variação do

⁷ Seja y o logaritmo do produto industrial e \bar{y} o logaritmo do produto potencial. Podemos definir, sem grande erro de aproximação, $h = \bar{y} - y$, que implica $\Delta h = \Delta \bar{y} - \Delta y$. Nesta última expressão, o primeiro termo é (aproximadamente) a taxa de crescimento do produto potencial — que se supõe constante — e o segundo a taxa de crescimento do produto industrial (QED).

nível de atividade industrial tem seu efeito sobre o excesso de demanda (ou oferta) no segmento moderno do mercado de trabalho e, em consequência, sobre o salário nominal nesse setor, parcialmente neutralizado a médio prazo por esses deslocamentos da oferta de trabalho.⁸

É importante notar que o coeficiente do hiato estimado na Tabela 3 não pode ser comparado com estimativas convencionais deste coeficiente, como as da Tabela 1, já que a variável $\hat{p}_i - c_w^*$ é diferente da aceleração anual da inflação $p_i - \hat{p}_i(-12)$. Podemos, porém, calcular esta aceleração anual se usarmos a nossa equação para projetar \hat{p}_i , mês a mês, para os 12 meses seguintes. Para isto, porém, precisamos de uma outra equação que nos permita determinar a evolução no tempo de w^* e, conseqüentemente, de c_w^* . A equação que usaremos é para a taxa de variação em 12 meses de w^* , com um *lead* de dois meses refletindo a sistemática atual de utilização do INPC na fixação do reajuste salarial:

$$\hat{w}^*(+2) = 0,32 \hat{p}_i + 0,68 \hat{c}_w^* - 0,21 z_a + 0,14 \text{ dummy-1974}$$

(5,65) (-1,87) (7,87)

$R^2 = 0,95$
 $D.W. = 2,08$
 $SER = 0,016$

⁸ Para tornar nosso resultado econométrico consistente com este argumento, a medida do produto potencial tem que ser reformulada da seguinte forma: considere-se a nossa medida de hiato $h = \bar{y} - y$, onde \bar{y} é o conceito usual de produto potencial, construído a partir da suposição de uma taxa de crescimento constante, \bar{g} , e suponha-se que a equação de preços estimada é:

$$\Delta \hat{p} = -a(h + \Delta h) + b$$

em que, como em nossa estimativa da Tabela 3, o coeficiente de h e Δh é o mesmo.

Definindo uma nova medida de produto potencial como $y^* = 0,5(\bar{y} + y(-1))$, podemos reescrever esta última equação como:

$$\Delta \hat{p} = -a(y^* - y) + b^*$$

onde $b^* = b - a\bar{g}$. Note-se que a taxa de crescimento de y^* é, aproximadamente, $g^* = 0,5(\bar{g} + g(-1))$, onde $g(-1)$ é a taxa de crescimento do produto efetivo no ano anterior.

Esta equação foi estimada por mínimos quadrados ordinários para o período 1969/80 com a restrição de os coeficientes de \hat{p}_i e \hat{c}_w^* somarem 1. A variável z_a é uma medida de choque agrícola, igual à diferença entre a taxa de crescimento da produção agrícola para o abastecimento interno e o valor de tendência desta variável, da ordem de 4% ao ano. Foi incluída uma variável *dummy* para captar o abono salarial de 10% outorgado em 1974.

Os resultados de um exercício de simulação para o período 1982/84 são apresentados na Tabela 4. Nas três simulações apresentadas supomos que o preço interno do óleo combustível varia proporcionalmente ao IPA-DI-indústria e que a taxa de variação do preço interno das importações mantém com a taxa de reajuste salarial a mesma relação de proporcionalidade observada em 1981 (ver notas explicativas da tabela). Naturalmente, estas hipóteses são arbitrárias e têm que ser levadas em conta quando da leitura dos resultados das simulações.

As três simulações diferenciam-se da seguinte forma:

a) *simulação de referência* – hiato de produto industrial aumentando ao longo de 1982 até 27% (correspondendo a uma taxa de crescimento do produto industrial de 4%) e mantendo-se constante depois; não há choque agrícola ($z_a = 0$);

b) *alternativa 1* – hiato constante ao nível de 22,4% observado em 1981 (correspondendo a uma taxa de crescimento do produto industrial de 8,5% em todo o período); não há choque agrícola; e

c) *alternativa 2* – a única diferença em relação à simulação de referência é a hipótese de choque agrícola deflacionário em 1982, com $z_a = 5\%$.

É interessante notar que, apesar da significância estatística dos coeficientes do hiato e da variação do hiato na nossa regressão de preços industriais, o efeito sobre a dinâmica inflacionária do violento choque de demanda sofrido pela economia brasileira em 1981 parece ser pequeno. Na simulação de referência, por exemplo, o choque de demanda intensifica-se ao longo de 1982, mas a taxa de inflação cai apenas cerca de 7 pontos percentuais, para posteriormente voltar a aumentar, apresentando ao final de 1984 praticamente o mesmo valor observado ao final de 1981. Comparando a alternativa 1 com

TABELA 4

Simulações da taxa de inflação em 12 meses dos preços industriais
(IPA-DI)

(Em %)

Ano/Mês	Simulação de referência	Alternativa 1	Alternativa 2
1981/12	99,6	99,6	99,6
1982/06	93,2	96,3	92,5
1982/12	92,3	96,4	91,5
1983/06	96,7	100,2	96,1
1983/12	98,7	103,4	97,3
1984/06	99,6	105,6	97,5
1984/12	99,9	107,2	97,4

NOTAS: a) Valor observado em 1981/12.
 b) Em todas as simulações supõe-se que:
 $p_o = \hat{p}_i$ (preço interno do óleo combustível cresce junto com o IPA-DI-indústria); e
 $p_m = (1 + \hat{p}^*) (1,10) - 1$ (mantém-se a relação entre as taxas de variação do preço em cruzeiros das importações e de reajuste salarial — isto é, INPC — observada em 1981).
 c) *Simulação de referência* — supõe hiato aumentando ao longo de 1982 até 27% no final do ano (equivalente a uma taxa de crescimento do produto industrial de 4% em 1982) e constante depois; choque agrícola $z_a = 0$.
 d) *Alternativa 1* — supõe hiato constante no nível de 22,4% observado em 1981 e choque agrícola $z_a = 0$.
 e) *Alternativa 2* — igual à simulação de referência quanto à evolução do hiato, mas supõe choque agrícola deflacionário: $z_a = 5\%$ em 1982.

a simulação de referência, vemos que, se o hiato não aumentar em cerca de 5 pontos percentuais ao longo de 1982 (ficando em 22,4%, ao invés de subir para 27%), a taxa de inflação no final de 1982 será maior em cerca de 4 pontos percentuais e, ao final de 1984, em cerca de 7 pontos percentuais. O choque deflacionário agrícola da alternativa 2 produz diferenças ainda menos significativas em relação à simulação de referência.

É claro que os resultados das simulações dependem das hipóteses utilizadas quanto ao preço interno do petróleo e outras importações. A grosso modo, entretanto, eles parecem corroborar o pessimismo deflacionista sugerido pelo nosso trabalho anterior com André Lara Resende. A recessão, a despeito de seu alto custo social, parece ser um mecanismo pouco eficiente para o combate à inflação no caso brasileiro.

7 — Uma nota sobre o papel das expectativas

Nosso modelo do processo inflacionário assume que a política salarial determina o padrão de inflação inercial da economia. Nesta seção vamos mostrar que esta hipótese seria adequada mesmo que a política salarial fosse aplicada apenas em um pequeno segmento do mercado de trabalho, com os salários no resto do mercado sendo determinados pelo livre jogo das forças de mercado.

Considere-se um modelo semelhante ao que postulamos no trabalho em co-autoria com André Lara Resende, com o mercado de trabalho dividido em dois setores. No setor 1, o mercado opera livremente, e a variação do salário nominal é determinada pela Curva de Phillips:

$$\hat{w}_1 = -b h_1(-I) + \hat{p}^e \quad (21)$$

onde h_1 é a taxa de desemprego no setor e \hat{p}^e a taxa esperada de inflação. O setor 2 é o segmento do mercado de trabalho no qual a política salarial determina o padrão inercial de inflação, de modo que a variação do salário nominal é:

$$\hat{w}_2 = -c h_2(-I) + \hat{w}_0 \quad (22)$$

onde h_2 é a taxa de desemprego no setor e \hat{w}_0 o padrão inercial definido pela política. Para a presente discussão não interessa especificar com mais detalhe esta última variável: basta supor que ela é determinada por uma regra estável e plenamente conhecida pelo público. Finalmente, supõe-se que a taxa de inflação é igual a uma média ponderada das taxas de variação de salário nominal nos dois setores:

$$\hat{p} = a \hat{w}_1 + (1-a) \hat{w}_2 \quad (23)$$

Substituindo (21) e (22) em (23), obtemos uma forma reduzida do modelo:

$$\begin{aligned} \hat{p} = & -ab h_1(-I) + a\hat{p}^e - (1-a) c h_2(-I) + \\ & + (1-a) \hat{w}_0 \end{aligned} \quad (24)$$

que, com *expectativas racionais*, pode ser usada para calcular a taxa esperada de inflação:

$$\hat{p}^e = \frac{-1}{(1-a)} \{ab h_1(-1) + (1-a) c h_2(-1)\} + \hat{w}_0 \quad (25)$$

Aplicando (25) em (24), obtemos:

$$\hat{p} = \frac{-ab}{(1-a)} h_1(-1) - c h_2(-1) + \hat{w}_0 \quad (26)$$

que mostra que o padrão inercial de inflação na economia (ou seja, a taxa de inflação que ocorre quando $h_1(-1) = h_2(-1) = 0$) é determinado pela política salarial, apesar de existir um segmento do mercado de trabalho em que os salários resultam do livre jogo das forças de mercado.

8 — Conclusão

Este trabalho estudou a relação empírica entre inflação e nível de atividade no Brasil. As primeiras três seções foram dedicadas a uma revisão crítica dos principais estudos econométricos existentes. Diversas estimativas da Curva de Phillips convencional, feitas para o Brasil por Lemgruber e Contador, são examinadas na Seção 2. Os coeficientes do hiato de produto estimados por estes autores são muito maiores do que seria de se esperar com base em estimativas semelhantes para a economia americana. Além disso, os erros-padrão de regressão são substanciais, as equações têm pouca capacidade preditiva no episódio recente de aceleração inflacionária e a estimativa do coeficiente do hiato parece ser bastante sensível à definição do período de amostra.

A Seção 3 reproduz os resultados de nosso trabalho anterior em co-autoria com André Lara Resende, que visava a corrigir duas omissões injustificáveis daquelas estimativas convencionais da Curva de Phillips para o Brasil: não levar em conta o efeito dos choques inflacionários externos e desconsiderar a indexação compulsória dos salários imposta pela legislação de política salarial. Como se sabe, este trabalho produziu o resultado inesperado de que não existe

relação estatisticamente significativa entre inflação e nível de atividade.

Este surpreendente resultado é avaliado criticamente na Seção 4. Alguns argumentos teóricos são apresentados, sugerindo que esta relação poderia existir apesar da política salarial. Segue-se uma discussão da possibilidade de que a equação estimada em nosso trabalho com Lara Resende não seja econometricamente identificada. Este tipo de argumento, entretanto, sempre envolve a presunção de que o modelo estrutural considerado é de fato o correto, o que obviamente não se pode estabelecer *a priori*. A seção também discute algumas formas para se contornar este problema potencial de não identificação.

Neste ponto do artigo ficam claras as motivações para nossa sugestão de uma nova fórmula para modelar o processo inflacionário numa economia com indexação dessincronizada de salários, que é apresentada na Seção 5. Nesta especificação, a taxa de inflação em 12 meses é explicada por uma taxa de inflação defasada construída a partir de valores médios, para certo número de meses, de um índice de salário. O modelo também leva em consideração os choques inflacionários externos e o fato de que, em virtude da política de subsídios, a evolução do preço interno dos derivados de petróleo não acompanha necessariamente a evolução do preço internacional do produto.

Estimativas do modelo com dados anuais para o período 1969/81 são reportadas na seção seguinte, mostrando que tanto o hiato de produto industrial como a sua variação contribuem significativamente para a explicação econométrica da taxa de inflação dos preços industriais (conceito IPA-oferta global). No entanto, um exercício de simulação com esta equação, também apresentado na Seção 6, mostra que *o impacto de variações no nível de atividade sobre a taxa de inflação é muito pequeno*. Supondo, por exemplo, que o hiato de produto na indústria aumenta ao longo de 1982 para cerca de 27% (correspondendo a uma taxa de crescimento industrial de 4% neste ano) e depois mantém-se constante neste elevado nível, obtemos uma redução da taxa de inflação dos preços industriais dos 99% em dezembro de 1981 para cerca de 92% em dezembro de 1982 (na simulação mais otimista), ou seja, uma redução de apenas

7 pontos percentuais como consequência da maior depressão do nível de atividade sofrida pela economia brasileira em sua história recente. Em nossas simulações, a taxa de inflação aumenta a partir de 1983, mas este resultado depende crucialmente da hipótese adotada para a política cambial.

A última seção do trabalho examina rapidamente uma suposição teórica que está implícita no modelo utilizado nas duas seções anteriores. A hipótese é que a política salarial determina o padrão inercial de inflação, e esta seção demonstra que a hipótese seria adequada mesmo que a política salarial fosse aplicada apenas em um pequeno segmento do mercado de trabalho, com os salários no resto do mercado sendo determinados pelo livre jogo das forças de mercado. Basicamente, este teorema nos diz que a) numa economia em que o mercado de trabalho está segmentado em dois setores, b) com os salários sendo determinados em um deles por uma regra de política salarial e c) sendo determinados no outro por uma Curva de Phillips convencional com expectativas racionais, então d) o padrão inercial de inflação (que é a taxa de inflação que ocorre quando os dois mercados estão simultaneamente em equilíbrio) é exatamente aquele determinado pela regra de política salarial, ou seja, nesta economia a regra de política salarial domina as expectativas.

Bibliografia

CONTADOR, Cláudio. Crescimento econômico e o combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 31 (1), jan./mar. 1977.

———. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: comentários. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 12 (2) :607-14, ago. 1982.

ECKSTEIN, Otto. *Core inflation*. McGraw-Hill, 1981.

GORDON, Robert. Can the inflation of the 1970s be explained? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1977.

- HALL, Robert. Employment fluctuations and wage rigidity. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1980.
- LARA RESENDE, A., e LOPES, Francisco. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 11 (3):599-616, dez. 1981.
- LEMGRUBER, A. C. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia*, 28 (3), jul./set. 1974.
- . Real output-inflation tradeoffs, monetary growth and rational expectations in Brazil: 1950-1979. In: *Anais do II Encontro Brasileiro de Econometria*. Nova Friburgo, 1980.
- LIPSEY, R. G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, fev. 1960.
- LOPES, Francisco, e BACHA, Edmar. *Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective*. Mimeo. PUC/RJ, 1981.
- OKUN, Arthur. Potential GNP: measurement and significance. In: SMITH, W., e TEIGEN R., eds. *Readings in money, national income, and stabilization policy*. R. D. Irwin, 1970.
- . *Prices and quantities*. Brookings Institution, 1981.
- PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, nov. 1958.
- SIMONSEN, M. H. Política antiinflacionária: a contribuição brasileira. In: *Ensaio Económicos da EPGE*. Expressão e Cultura, 1974.
- TOBIN, James. Stabilization policy ten years after. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1980.

(Originais recebidos em setembro de 1982.)

