

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 33

Inflação e Nível de
Atividade no Brasil:
Um Estudo Econométrico*
Francisco L. Lopes



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

Setembro de 1982

* Este trabalho é resultado de pesquisa financiada pelo Programa Nacional de Pesquisa Econômica.

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 necessariamente 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 e 4, fazemos uma revisão crítica dos estudos econométricos existentes, incluindo uma crítica metodológica de meu trabalho anterior em coautoria com André Lara Resende. O veredito de que nenhum desses estudos é satisfatório justifica o desenvolvimento, na segunda parte do trabalho, de uma nova estimativa econométrica. Esta parte contém três seções. O problema principal é atacado na seção 5, quando construímos um modelo do processo inflacionário numa economia com indexação dessincronizada, de periodicidade fixa, de 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 uma relação estável entre a taxa de desemprego e hiato de produto, ou seja, a Lei de Okun (Okun, 1962).

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 um, 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 tem o sinal correto (com exceção da estimativa nº 7, que será comentada mais adiante), o que confirma a existência de uma relação negativa significativa entre aceleração da inflação e nível de atividade.

Tabela 1
Estimativas Tradicional a 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	\hat{q}_y	1953-73	21	MQO	$0,090 - 0,905H + 0,951\hat{q}_y(-1)$ (1,94) (6,73)	0,72	1,65	0,115
2. Contador, 1977	H	1947-75	29	MQO	$0,037 - 0,159\hat{q}_d + 0,336\hat{q}_d^e$ (2,87) (-3,04) (5,91)	0,59	0,94	0,037
3. Lemgruber, 1980	h	1950-79	30	MQO	$0,183 - 0,198\Delta\hat{q}_g - 0,747h(-1)$ (-0,25) (1,96) (6,88)	0,76	1,48	0,039
4. Lemgruber, 1980	\hat{q}_g	1950-79	30	MQO	$0,033 - 0,583h + 0,913\hat{q}_g(-1)$ (1,18) (3,34) (0,09)	0,75	2,29	0,069
5. Contador, 1982	\hat{q}_i	1950-79	30	MQO(?)	$0,012 - 0,699h + 0,827\hat{q}_i(-1)$ (2,66) (-1,86) (5,99)	0,57	2,39	-
6. Estimativa do Autor	\hat{q}_d	1952-81	30	MQO	$0,103 - 1,025H + 1,065\hat{q}_d(-1)$ (1,90) (2,44) (8,74)	0,74	1,96	0,140
7. Estimativa do Autor	\hat{q}_d	1952-64	12	MQO	$-0,074 + 1,837H + 0,889\hat{q}_d(-1)$ (-0,69) (1,21) (3,68)	0,75	2,25	0,124
8. Estimativa do Autor	\hat{q}_d	1965-81	16	MQO	$0,118 - 1,205H + 1,053\hat{q}_d(-1)$ (1,56) (2,60) (6,84)	0,77	1,46	0,148

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

H = hiato de produto, com base em médias anuais do IPA-DI – geral

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

\hat{q}_d^e = taxa esperada de inflação, calculada por modelo auto regressivo

h = hiato de produto na indústria

\hat{q}_g = taxa de inflação, com base em médias anuais do IGP-DI

\hat{q}_i = taxa de inflação, com base em médias do IPA-Oferta Global – Indústria

Quando passamos, entretanto, para uma análise mais detalhada da evidência econométrica, algumas peculiaridades se impõem 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 Robert 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 $\frac{1}{2}$ de 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 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 1982-1984, sob a hipótese de que o hiato do produto se mantenha durante todo o período no nível de 13% atingido em 1981:

\hat{q}_d	(1980) = 109,2%	(observado)
\hat{q}_d	(1981) = 113,0%	(observado)
\hat{q}_d	(1982) = 97,1%	(projeção)
\hat{q}_d	(1983) = 83,8%	(projeção)
\hat{q}_d	(1984) = 72,5%	(projeção)

Estas projeções indicam que mesmo que a taxa de crescimento do BIP 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 inflação para cerca de 60% do seu nível observado no ano de 1984. 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 aquela 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 1. 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 cerca de 40 pontos percentuais). Além disso, a estimativa do coeficiente do hiato é extremamente sensível à definição da amostra. Quando se compara, por exemplo, as equações 7 e 8, correspondendo respectivamente a períodos antes e depois de 1964, observa-se que o coeficiente do hiato muda de sinal quando se passa de um período ao outro.

Os gráficos de dispersão apresentados nas Figuras 1 e 2 permitem uma análise visual da instabilidade deste coeficiente. Estão nos eixos a aceleração da inflação e o hiato; na Figura 1 aparecem observações para o período 1953-81, na Figura 2 para o subperíodo 1953-64. Fica claro

nesta última figura que o sinal positivo, do coeficiente do hiato no período pré-64 resulta das acelerações inflacionárias de 1959 e 1963 que não podem ser explicadas pelo modelo. É interessante, também, notar que, se forem eliminados da Figura 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.

Figura 1

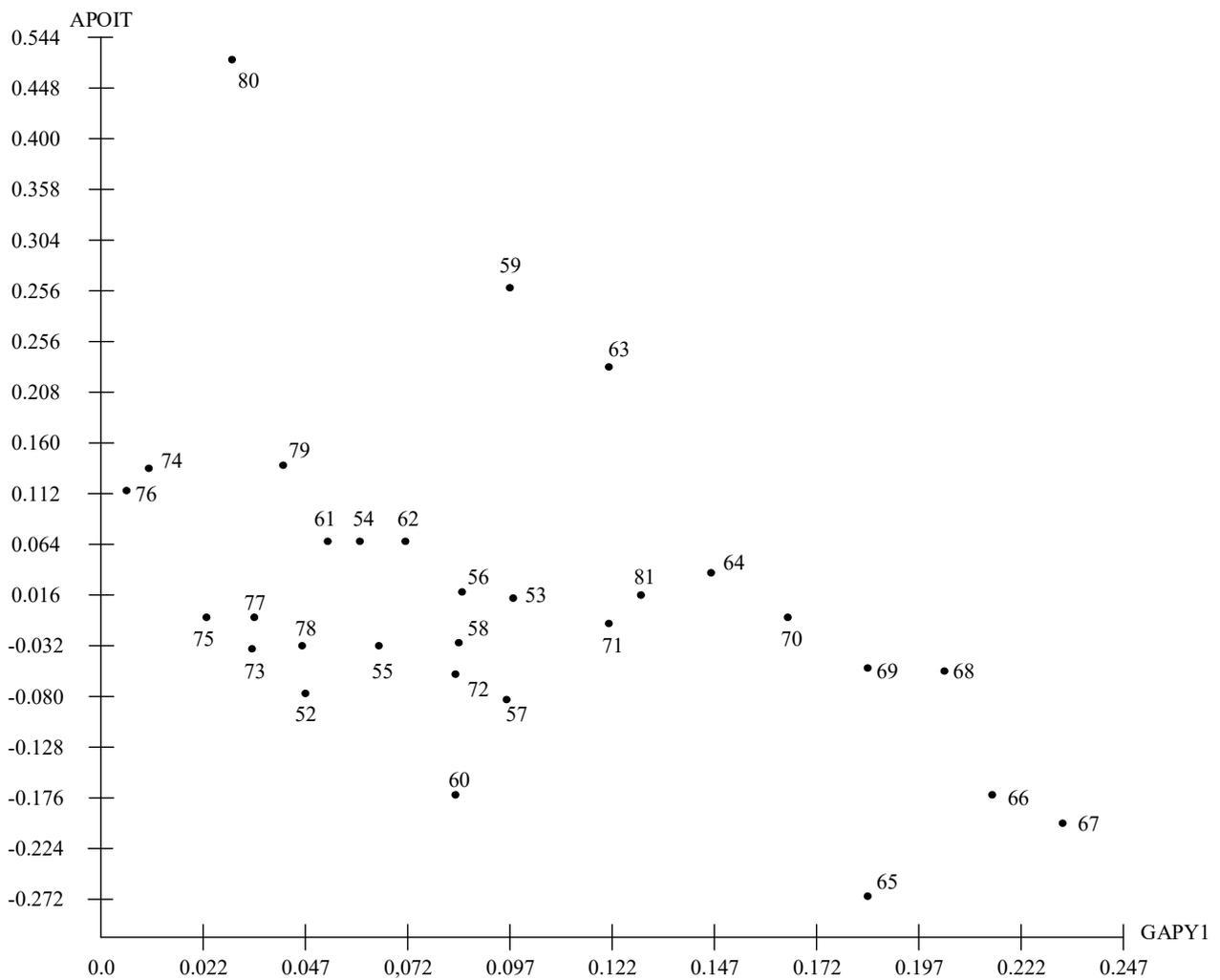
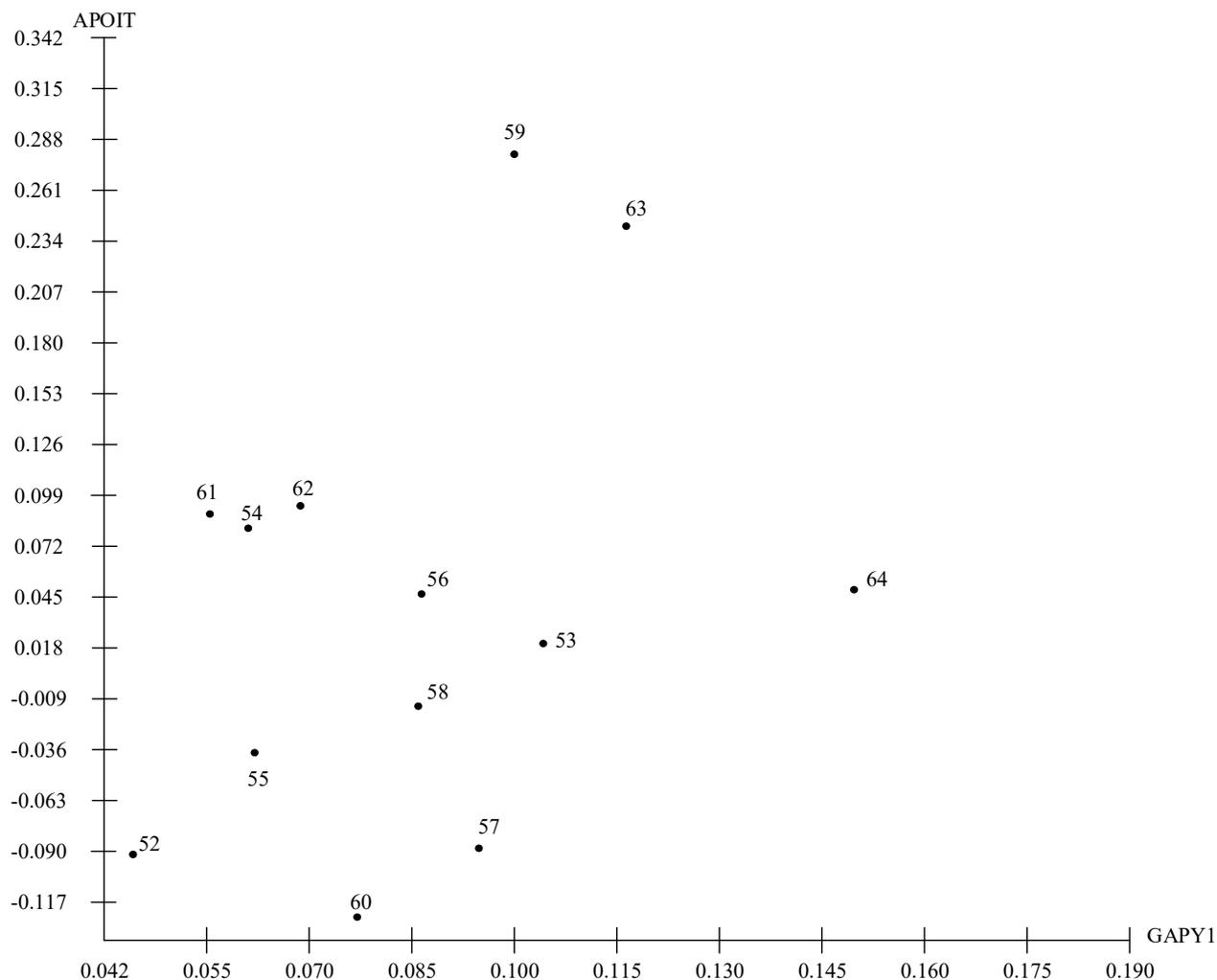


Figura 2



3. O Modelo de Lara-Resende e Lopes

A partir do exame de um gráfico de dispersão como o da Figura 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 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 lado, 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:

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

$$(2) \hat{w}_1 = b - cH + q_d(-1)$$

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

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

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; $\hat{q}_d(-1)$ 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; 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 $\hat{q}_d(-1)$ 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 $z = \hat{q}_m - \hat{q}_d(-1)$, obtém-se a seguinte forma reduzida para a taxa de inflação dos preços industriais:

$$\begin{aligned} \hat{p}_i &= d_1z + d_2ab - d_2acH + (d_1 + d_2a + d_3)\hat{q}_d(-1) + d_2(1 - a)(\hat{w}^* - g_p) - d_2ag_p \\ &= f_1z + f_0 - f_2H + f_3q_d(-1) + f_4(\hat{w}^* - g_p) - f_5g_p \end{aligned}$$

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 3 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 $\alpha = 0$, 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.

Tabela 2

Modelo Lara-Resende/Lopes
 Variável dependente: \hat{q}_i
 Período: 1960-1978
 Variáveis Independentes

	constante	z	$\hat{w} - g_p$	$\hat{q}_d(-1)$	g_p	H	Dummy ^a
Equação 1 R ² = 0,97 SE = 0,04 DW = 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 DW = 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 DW = 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 DW = 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 DW = 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 $z = (1 + \hat{q}_m)/(1 + \hat{q}_d(-1))$.

^a Referente ao ano de 1963.

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 ideia é que se forem eliminados da Figura 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 inversa significativa entre a aceleração da inflação e hiato de produto. A ilusão estatística teria resultado da coincidência de terem os choques externos inflacionários 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?

Na minha opinião, meu trabalho com André Lara Resende teve o mérito de colocar sob suspeita as estimativas tradicionais da Curva de Phillips para o Brasil. Por outro lado, devo confessar que nosso 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 desse 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 (o que Otto Eckstein em 1981 chamou de “core inflation”) em nossa economia¹. 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 numa quebra do contrato implícito de trabalho, caracterizando a firma como “mau empregador”, e repercutindo negativamente sobre a produtividade do trabalho e sobre 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

¹ Ver a respeito na seção 7 abaixo.

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 (por exemplo, construção civil e pequenas empresas industriais). Na economia americana, cerca de 10% dos trabalhadores na faixa etária de 30 a 34 anos tem empregos de menos de um ano de duração (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 de 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) e (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 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:

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

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:

$$(7) \quad \hat{q}_w = k_0\hat{w}^* + (1 - k_0)\hat{w}^*(-1) + k_1 - k_2H$$

onde os primeiros dois termos do lado direito da equação são consequência da prática de reajustes salariais dessincronizados com periodicidade fixa (ver Lopes-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:

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

que faz a taxa de reajuste salarial igual ou menor que a taxa de inflação corrente, se o parâmetro δ for, respectivamente, nulo ou positivo². Este parâmetro representa, portanto, um elemento discricionário de controle salarial, que parece ter sido particularmente importante nos anos 1965 a 1968.

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

$$(9) \quad \hat{q} = j\hat{q}_m + (1 - j)k_0\hat{w}^* + (1 - j)(1 - k_0)(1 - \delta)\hat{p}(-1) + (1 - j)k_1 - (1 - j)(1 - k_2)H = f'_1q_m + f'_4\hat{w}^* + f'_3\hat{q}(-1) + f'_0 - f'_2H$$

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) e 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_0^1 e f_3^1 tenderão a ser não significativamente diferentes de zero, mas os coeficientes f_1' e f_3' podem ser significantes se as variáveis q_m , \hat{w}^* e $\hat{q}(-1)$ forem fortemente colineares. Isto é compatível com os resultados da Tabela 2.

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

$$(10) \quad \hat{q} = f_1^r \hat{q}_m + f_3^r \hat{q}(-1) + f_0^r - f_2^r H$$

Esta, porém, não é uma equação fácil de estimar, apesar de sua aparente simplicidade. O

² Em meu 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 de mão de obra \hat{q}_w . Isto parece ser confirmado pela seguinte regressão para o período 1960-1978, onde q_c é o índice de custo de vida (média anual).

$\hat{w}^* = 0,88\hat{q}_c + 0,02\hat{q}_c(-1)$	$R^2 = 0,76$
(5,13) (0,13)	$D.W. = 2,46$

problema é que, em virtude da equação (8), todos os coeficientes f_i^r da forma reduzida dependem do parâmetro de política salarial discricionária δ^3 e este parâmetro 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 *es* te 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 (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 no meu trabalho com Edmar Bacha a partir de uma série de hipóteses simplificadoras e com a finalidade precípua de análise teórica. É 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 energéticos é bem menor que um, 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 a seguinte regra de mark-up para a formação dos preços industriais:

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

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 de, respectivamente, o preço do óleo combustível e o 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

³ O coeficiente do hiato, por exemplo, seria $f_2^r = \frac{f_2^i}{f_4^i(1-\delta)}$

respectivos coeficientes técnicos 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 doze meses dos preços industriais⁴.

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

onde: as taxas de variação em doze meses são calculadas pela fórmula $\hat{z} = \left(\frac{z}{z(-12)}\right) - 1$, de modo que, por exemplo, $\hat{p}_i = \left(\frac{p_i}{p_i(-12)}\right) - 1$ e $\hat{p}_0(-2) = \left(\frac{p_0(-2)}{p_0(-14)}\right) - 1$; e as elasticidades são definidas como $\lambda_0 = x_0\rho_m(-12)$, $\lambda_m = x_m\rho_m(-12)$ e $\lambda_w = x_w\rho_w(-12)$, com o símbolo ρ introduzido para representar preços relativos, isto é: $\rho_0 = \frac{p_0(-2)}{p_i}$, $\rho_m = \frac{p_m(-2)}{p_i}$ e $\rho_w = \frac{c_w}{p_i}$.

Suporemos que os coeficientes técnicos de produção são determinados por:

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

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 que foi adotada a hipótese simplificadora de que a substituição entre insumos responde ao preço relativo correspondente com uma defasagem de doze 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 um⁵ 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 :

$$(14) \quad \hat{p}_i = \bar{x}_0[\rho_0(-12)]^{1-\sigma}[\hat{p}_0(-2) - \hat{c}_w(-1)] + \bar{x}_m[\rho_m(-12)]^{1-\sigma}[\hat{p}_m(-2) - \hat{c}_w(-1)] + \hat{c}_w(-1)$$

Como os reajustes salariais tem 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:

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 doze (ou seis) meses. Dessa forma, \hat{p} é uma taxa de inflação em doze meses, enquanto \hat{q} é uma taxa de inflação anual medida em termos de médias anuais (ou semestrais)

⁵ É fácil verificar que a fórmula correta neste caso é: $\sum_k[\lambda_k \frac{x_k}{x_k(-12)}] = 1$

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

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:

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

onde \hat{c}_w^* é uma média simples para os últimos n meses de um índice do salário nominal definido pela política salarial (w^*), isto é⁶:

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

Note 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:

$$(18) \quad \hat{p}_i = \bar{x}_0 f_0(-12)[\hat{p}_0(-2) - \hat{c}_w^*] + \bar{x}_m f_m(-12)[\hat{p}_m(-2) - \hat{c}_w^*] + \hat{c}_w^* + a_i - b_i h =$$

$$\bar{x}_0 z_0 + \bar{x}_m z_m + \hat{c}_w^* + a_i - b_i h$$

onde $f_k(-12) = [\rho_k(-12)]^{1-\sigma}$ e as variáveis $z_k = f_k(-12)[\hat{p}_k(-2) - \hat{c}_w^*]$ indicam os choques

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 6. Esta mudança de política salarial será simulada aqui da seguinte forma:

a) Antes de 1979

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

b) Para dezembro de 1979

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

c) Após 1979

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

Uma medida do impacto inflacionário potencial dessa mudança de periodicidade pode ser obtido 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:

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 doze 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, 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 de mão de obra em 1979, favorece a primeira hipótese, mas a meu 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 à ordem de magnitude da aceleração inflacionária recente.

inflacionários que podem ser atribuídos às variações dos preços em cruzeiros do petróleo (para $k = 0$) e dos outros insumos importados (para $k = m$). Note que esta equação define uma relação entre a taxa de inflação em doze 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 periodicidades 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 também que:

- (a) os coeficientes das variáveis de choque de oferta, z_0 e z_m , são insignificantes em todas as estimativas;
- (b) alterações no valor assumido para a elasticidade de substituição (comparar estimativas 1 e 6) afetam relativamente poucos 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 significativa nas quatro primeiras; nas duas últimas estimativas, 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; isto talvez seja consequência de erro de medida na variável dependente (lembrar controvérsia sobre subestimativa da inflação nos índices de inflação para 1973), e justifica o uso da dummy nas estimativas 2,3 e 4;
- (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 (20)
 Variável Dependente: p_i (IPA-Oferta Global – Indústria)
 Período: 1969-1981
 Mínimos Quadrados Ordinários

Estimativa	Variáveis Independentes							R^2	DW	SER
	z_0	z_m	constante	h	Δh	q_w^*	dummy-1973			
Nº 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
Nº 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	1,49	0,028
Nº 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
Nº 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
Nº 5 ($\sigma = 0,20$)	0,035 (2,29)	0,246 (4,53)	-0,005 (-0,26)	-0,268 (-1,58)	-	0,965 (16,60)	-	0,99	1,76	0,037
Nº 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

Essas 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, que nos anos subsequentes. 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 industrial⁷. 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.

. Minha justificativa preferida para esse 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. Pense 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 essa curva de oferta de curto prazo se desloque horizontalmente. O resultado é que uma variação do 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 trabalho⁸.

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 essa aceleração anual se usarmos a nossa equação para projetar \hat{p}_i , mês a mês, para os doze meses seguintes. Para

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 termo é a taxa de crescimento do produto industrial (QED).

⁸ Para tornar nosso resultado econométrico consistente com este argumento, a medida do produto potencial tem que ser reformulada da seguinte forma. Considere 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} . Suponha 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 que a taxa de crescimento de y^* é aproximadamente $y^* = 0,5[\bar{y} + y(-1)]$, onde $g(-1)$ é a taxa de crescimento do produto efetivo no ano anterior.

isto, porém, precisamos de uma outra equação que nos permita determinar a evolução no tempo de w^* e, conseqüentemente, de \hat{c}_w^* . A equação que usaremos é para a taxa de variação em doze meses de w^* , com um “lead” de dois meses refletindo a sistemática atual de utilização do INPC na fixação do reajuste salarial:

$$\hat{w}^*(+12) = 0,32\hat{p}_i + 0,68\hat{c}_w^* - 0,21z_a + 0,14 \text{ Dummy } 74$$

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

$$R^2 = 0,95$$

$$D.W. = 2,08$$

$$SER = 0,016$$

que 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 a um. 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 1982-1984 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 essas hipóteses são arbitrárias, e tem que ser levadas em conta quando da leitura dos resultados das simulações.

As três simulações se diferenciam 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 período); não há choque agrícola.
- (c) Alternativa 2 – 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 se intensifica 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 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 quando 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.

Tabela 4

Simulações da Taxa de Inflação em Doze Meses dos Preços Industriais (IPA-DI)
(Valores em Percentagens)

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 toda simulação se supõe que:

1. $\hat{p}_0 = \hat{p}_i$ (preço interno do óleo combustível cresce junto com o IPA-DI Indústria).

2. $\hat{p}_m = (1 + \hat{w}^*)(1,10) - 1$ (mantém-se a relação entre preço em cruzeiros das importações e reajuste salarial – i.e., 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 $z_z = 0$.

d) Alternativa 1: supõe hiato constante no nível de 22,4% observa do 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.

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 um modelo semelhante ao que postulei em meu trabalho 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:

$$(21) \quad w_1 = -bh_1(-1) + \hat{p}^e$$

onde h_1 é a taxa de desemprego no setor e \hat{p}^e é 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:

$$(22) \quad \hat{w}_2 = -ch_2(-1) + \hat{w}_0$$

onde h_2 é a taxa de desemprego no setor e \hat{w}_0 é 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:

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

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

$$(24) \quad \hat{p} = -abh_1(-1) + a\hat{p}^e - (1 - a)ch_2(-1) + (1 - a)\hat{w}_0$$

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

$$(25) \quad \hat{p}^e = \frac{-1}{1-a} [abh_1(-1) + (1 - a)ch_2(-1)] + \hat{w}_0$$

Aplicando (25) em (24), obtemos:

$$(26) \quad \hat{p} = \frac{-ab}{1-a} h_1(-1) - ch_2(-1) + \hat{w}_0$$

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 determinada 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 examinou a relação empírica entre inflação e nível de atividade no Brasil. Após constatar a inadequação dos estudos econométricos existentes sobre esta questão, sugerimos uma

nova forma de modelar o processo inflacionário numa economia com indexação dessincronizada de salários. Nesta especificação, a taxa de inflação em doze meses é explicada por uma taxa de inflação defasada construída a partir de valores médios, para certo número de meses, do 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 mostraram que, tanto o hiato do produto industrial como a sua variação, contribuem significativamente para a explicação estatística da taxa de inflação dos preços industriais (conceito IPA-oferta global). Um exercício de simulação mostrou, porém que, apesar disto, *o impacto de variações no nível de atividade sobre o processo inflacionário 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 se mantém 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. Uma redução de apenas 7 pontos percentuais na taxa de inflação de 1982 seria neste caso o único resultado da maior depressão no nível de atividade sofrida pela Economia Brasileira em sua história recente.

Apêndice: Base de Dados

Os dados utilizados estão apresentados na Tabela A.1. A definição das variáveis é a seguinte:

$P3FT = \hat{p}_i$ (taxa de inflação doze meses medida pelo IPA-Oferta Global-Indústria de Dezembro de cada ano)

$$Z20VAT = F020 * (POCOT - ICVAT) = Z_0$$

$$Z2IVAT = FI20 * (PICOT - ICVAT) = Z_m$$

$ICVAT = \hat{c}_w^*$ (taxa de inflação medida por valores médios do índice de salário nominal definido pela política salarial; até 1979 médias de doze meses; após 1979 médias de seis meses; ver nota de rodapé 6 no texto para o ano de 1979; em todos os casos o último mês para cálculo da média é dezembro).

$GAPY3 = h$ (hiato de produto na indústria; crescimento do produto potencial a 8,5% ao ano; produto atual igual ao potencial em 1976).

$$F020 = \rho_0 0,8$$

$POCOT = \hat{p}_0(-2)$ (taxa de variação doze meses, preço interno do óleo combustível, Outubro de cada ano).

$$FI20 = \rho_m 0,8$$

PICOT = $\hat{p}_m(-2)$ (taxa de variação doze meses, preço em cruzeiros insumos importados, Outubro de cada ano; calculado a partir do Índice de preços de importação geral, Coluna 39 da Conjuntura Econômica, e da taxa de câmbio Cr\$/US\$).

$$ICVFT = \hat{c}_w^* \text{ (taxa de inflação doze meses, ICV-RJ, Dezembro de cada ano).}$$

ZOVAT = $\rho_0[\hat{p}_0(-2) - \hat{c}_w^*]$ (variável choque petróleo, equivalente a Z20VAT, mas supondo $\sigma = 1$).

$$ZIVAT = \rho_m[\hat{p}_m(-2) - \hat{c}_w^*] \text{ (variável equivalente a Z2IVAT no caso } \sigma = 1 \text{).}$$

Fonte de Dados: Conjuntura Econômica e Conselho Nacional de Petróleo.

ID	P3FT	ICVFT	ICVAT
1969.00	0.150478	0.235801	0.235549
1970.00	0.189060	0.212966	0.229940
1971.00	0.169999	0.228637	0.209966
1972.00	0.153846	0.185573	0.213769
1973.00	0.162963	0.165814	0.172623
1974.00	0.356683	0.440239	0.254556
1975.00	0.286385	0.360304	0.382922
1976.00	0.405109	0.409760	0.414386
1977.00	0.355844	0.390191	0.401440
1978.00	0.398467	0.439948	0.405266
1979.00	0.739041	0.692127	0.620886
1980.00	1.102600	0.950389	0.882137
1981.00	0.995994	0.911572	1.041200

ID	ZOVAT	ZIVAT	ZCVAT
1969.00	-0.120093	-0.620518E-01	0.251770E-03
1970.00	-0.106401	-0.238876E-01	-0.169744E-01
1971.00	0.141445	-0.873795E-01	0.137216E-01
1972.00	-0.427961E-01	-0.370712E-01	-0.281963E-01
1973.00	-0.477409E-01	0.306004	-0.650828E-02
1974.00	0.294692	0.336746	0.185683
1975.00	0.118962	-0.230594	-0.226183E-01
1976.00	0.200682	-0.931931E-02	-0.462627E-02
1977.00	-0.714760E-01	0.307074E-01	-0.112486E-01
1978.00	-0.842638E-01	-0.117750E-01	0.346823E-01
1979.00	0.622112	0.422027	0.712414E-01
1980.00	2.49298	0.411200	0.632516E-01
1981.00	0.143301	0.175702	-0.129626

ID	DYANT
1969.00	-0.888000E-01
1970.00	0.178000E-01
1971.00	0.499999E-03
1972.00	0.199000E-01
1973.00	0.184000E-01
1974.00	-0.390000E-01
1975.00	0.402000E-01
1976.00	0.575000E-01
1977.00	0.207000E-01
1978.00	-0.714000E-01
1979.00	-0.648000E-01
1980.00	0.652000E-01
1981.00	-0.239000E-01

ID	Z3VAT	Z20VAT	Z2IVAT	GAPY3	AGAP
1969.00	-0.8507066E-01	-0.100872	-0.578309E-01	0.172603	-0.273975E-01
1970.00	-0.408802E-01	-0.866168E-01	-0.224702E-01	0.158249	-0.143536E-01
1971.00	-0.399666E-01	0.110106	-0.831831E-01	0.113954	-0.442955E-01
1972.00	-0.099232E-01	-0.373473E-01	-0.341066E-01	0.736241E-01	-0.403295E-01
1973.00	-0.960977E-02	-0.422451E-01	0.286585	0.111989E-01	-0.624251E-01
1974.00	0.102132	0.254741	0.383421	-0.121403E-02	-0.124130E-01
1975.00	-0.965376E-01	0.116136	-0.302937	0.195859E-01	0.207999E-01
1976.00	-0.927639E-01	0.221520	-0.111092E-01	0.0	-0.195859E-01
1977.00	-0.455961E-01	-0.887909E-01	0.371517E-01	0.427757E-01	0.427757E-01
1978.00	-0.679874E-02	-0.102775	-0.148399E-01	0.459921E-01	0.321645E-02
1979.00	0.163105	0.732479	0.535858	0.655571E-01	0.145650E-01
1980.00	0.220466	3.72846	0.615436	0.647062E-01	0.419903E-02
1981.00	-0.452042E-01	0.396390	0.279381	0.224279	0.159523

Referências

- Eckstein, Otto (1981), *Core Inflation*, McGraw Hill.
- Gordon, Robert (1977), “Can the Inflation of the 1970s be Explained?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1977.
- Hall, Robert (1980), “Employment Fluctuations and Wage Rigidity”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1980.
- Lara Resende, A. e Francisco Lopes, “Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária”, *PPE*, dezembro 1981.
- Lipsey, R. G. (1960), “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis”, *Economica*, fevereiro.
- Lopes, Francisco e Bacha, Edmar (1981), “Inflation, Growth and Wage Policy: A Brazilian Perspective”, *mimeo*, PUC/RJ.
- Okun, Arthur (1981), *Prices and Quantities*, Brookings Institution.
- Okun, Arthur (1962), “Potential GNP: Measurement and Significance”, in W. Smith and R. Teigen (eds.) *Readings in Money, National Income, and Stabilization Policy*, R. D. Irwin, 1970.
- Phillips, A. W. (1958), “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, novembro.
- Tobin, James (1980), “Stabilization Policy Ten Years After”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1980.