

## A Relação de Phillips no Brasil: 1964-66 x 1980-84\*

Rubens Penha Cysne\*\*

Este trabalho se divide em duas partes. Na primeira, utilizam-se versões estilizadas das sistemáticas de reajuste salarial vigentes em cada um dos períodos analisados, para a dedução, e posterior comparação, em termos funcionais, das respectivas relações de oferta agregada. Conclui-se que a fórmula de reajuste pela média, introduzida pelo Paeg, possibilita uma queda da inflação com menor perda de produto do que aquela associada à regra de recomposição do pico salarial, em vigor no período mais recente. A diferença se dá pela possibilidade de deslocamentos exógenos da Curva de Phillips, pela fixação, por parte do governo, da chamada "inflação esperada" no caso de reajustes pela média.

Na segunda parte, uma forma simplificada da Relação de Phillips é estimada para o período 1950-83, objetivando-se responder algumas questões específicas de cada um dos períodos em análise. As conclusões são apresentadas ao final do trabalho.

1. Introdução; 2. A Relação de Phillips vinculada à política salarial do Paeg; 3. As críticas ao Paeg; 4. Uma comparação em forma funcional com a Relação de Phillips associada ao período 1980-84; 5. Estimativas da Curva de Phillips; 6. Conclusões.

### 1. Introdução

Uma comparação entre dois períodos divergentes da história econômica de um país pode-se iniciar pela pergunta clássica: quais as diferenças entre um e outro caso? Uma possibilidade alternativa, que recorre à noção de controle, consiste em escolher a atuação governamental como parâmetro de análise e questionar: a economia evoluiu de forma assimétrica porque o governo tomou diferentes medidas de política econômica ou porque as mesmas medidas se depararam com uma ambiência diversa daquela anteriormente existente? A opção por este enfoque quando se analisa a evolução brasileira entre 1964-66 e 1980-84 nos traz a resposta mais previsível: por ambos os motivos.

\*Este trabalho resume um dos capítulos da tese de doutorado *Política macroeconômica no Brasil: 1964-66 x 1980-84*, que contou com o suporte financeiro do PNPE. O autor deseja expressar seus agradecimentos a Fernando H. Barbosa, Mario H. Simonsen, A.C. Porto Gonçalves, Antonio Salazar e Helson Braga, pelas valiosas sugestões apresentadas no decorrer do trabalho. Desnecessário mencionar, a responsabilidade pelo produto final deve ser integralmente debitada ao autor.

\*\*Da EPGE-FGV.

R. Bras. Econ.	Rio de Janeiro	v. 39	nº 4	p. 401-422	out./dez. 85
----------------	----------------	-------	------	------------	--------------

Sob a responsabilidade governamental (aqui não limitada ao Executivo), destaca-se fundamentalmente a disparidade da política de rendas vigente em cada período.<sup>1</sup> Fora do seu domínio direto, pode-se apresentar a queda na demanda de moeda ( $M_1$ ) decorrente do desenvolvimento do sistema financeiro, o problema do setor externo e a falta de credibilidade nas promessas de estabilização efetuadas pelo governo. Estes três últimos tópicos caracterizam particularmente o período mais recente, sendo objeto de estudo detalhado em Cysne (1984).<sup>2</sup>

Deter-nos-emos aqui fundamentalmente nas implicações decorrentes da aplicação de diferentes regras de política salarial em cada um dos períodos em análise. Para isto, desenvolveremos duas formas distintas da Relação de Phillips, obtidas a partir destas regras, utilizando-as para fins de comparação analítica e interpretação de algumas críticas associadas à condução de política econômica no Brasil entre 1964 e 1966. Por último, procederemos à introdução de hipóteses simplificadoras, visando à estimação da Relação de Phillips para o período 1950-83. As conclusões são explicitadas ao final do trabalho.

## 2. A Relação de Phillips vinculada à política salarial do Paeg

A sistemática de reajustes salariais introduzida em 1964 apresentava, pela fixação da chamada "inflação esperada" e do ganho de produtividade (a ser acrescentado aos salários), um importante grau de liberdade não-pertinente às regras adotadas a partir de 1979. Se definirmos indexação como correção de rendimentos a partir de um índice que reflita a evolução passada do nível de preços, podemos associar a esta palavra as regras salariais existentes desde 1979, mas não aquela em vigor entre 1964 e 1968. Isto conferia à condução da política econômica neste último período uma alternativa não-disponível entre 1979 e 1984, qual seja, a possibilidade de deslocamentos exógenos da Relação de Phillips, com base na utilização do grau de liberdade adicional então existente. A formalização deste argumento exige a dedução desta curva a partir da regra contratual introduzida pelo Programa de Ação Econômica do Governo (Paeg). Para isto, seja a equação de margens para o período  $t$ :<sup>3</sup>

$$p'_t = w_t - n_t + f'_t + T_t \quad (1)$$

onde

$p'_t$  = logaritmo do deflator implícito do produto interno bruto a preços de mercado;

<sup>1</sup> Em adição à diferença na condução de política monetária fiscal.

<sup>2</sup> O leitor interessado na evolução da economia entre 1964-66 e 1980-84 pode recorrer aos capítulos II e IV desse trabalho.

<sup>3</sup> A equação de margens segue o mesmo estilo adotado por Simonsen (1983b). A Relação de Phillips obtida, entretanto, obviamente não guarda qualquer correlação com aquela deduzida por este autor, visto que a dinâmica salarial implícita em cada caso é totalmente distinta uma da outra.

$T_t$  = carga tributária indireta líquida (em taxa logarítmica);

$w_t$  = logaritmo do salário nominal;

$n_t$  = produtividade média do trabalho (em log);

$f'_t$  = fator de margens de lucro sobre os salários (em taxa logarítmica).

Trabalhando com uma economia aberta, suponhamos que o logaritmo do índice de preços ao consumidor seja dado por

$$p_t = (1-v)p'_t + v(e_t + p''_t) \quad (2)$$

sendo  $p'_t$  o logaritmo do índice de preços dos produtos de importação (expressos em moeda estrangeira),  $e_t$  o logaritmo da taxa de câmbio nominal e  $v$  o peso dos produtos importados no índice de preços ao consumidor ( $0 < v < 1$ ). Sob certas hipóteses,  $v$  pode ser encarado como a fração da renda dos consumidores despendida no produto importado.

O logaritmo da taxa real de câmbio ( $e_{Rt}$ ) é dado por

$$e_{Rt} = e_t - p'_t + p''_t \quad (3)$$

De (2) e (3),

$$p_t = (1-v)p'_t + v(e_{Rt} + p''_t)$$

$$p_t = p'_t + e_{Rt} \quad (4)$$

Substituindo esta expressão em (1), obtemos a equação geral de preços:

$$p_t = w_t - n_t + f'_t + T_t + v e_{Rt}$$

Indicando, respectivamente por  $y$  e  $\hat{y}$  o logaritmo do produto e do produto a pleno emprego, definamos por

$$h_t = y_t - \hat{y}_t \quad (5)$$

o hiato de produto.

Admitindo que as margens de lucro sejam determinadas por uma componente autônoma ( $f_t$ ) e outra função do nível de atividade econômica,

$$f'_t = f_t + ah_t \quad (6)$$

temos finalmente

$$p_t = w_t - n_t + ah_t + f_t + T_t + v \cdot e_{Rt} \quad (7)$$

Designando por  $u_t = f_t + T_t + v \cdot e_{Rt} - n_t$  o componente autônomo de preços, obtemos:

$$p_t = w_t + ah_t + u_t \quad (8)$$

Da forma como foi definido,  $u_t$  aumenta quando do incremento da carga tributária indireta líquida, desvalorização da taxa real de câmbio, queda de produtividade do trabalho ou elevação autônoma das margens de oligopólio.

Verifiquemos agora a equação da dinâmica salarial implícita no Paeg. Para isto, utilizaremos uma versão estilizada da fórmula salarial, trabalhando com a média geométrica (e não aritmética, conforme disposto na Circular nº 10 da Presidência da República, de 19 de junho de 1964) dos salários reais dos últimos 24 meses. Nesta versão, a fórmula salarial (já em logaritmos) é dada pela expressão:

$$w_t - \bar{p}_t^e = 0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + \bar{Z}_{t-1}^4 \quad (9)$$

onde a barra colocada sobre a variável denota um valor exogenamente determinado pelo governo, e o índice  $e$  indica "valor esperado".

Na equação (9), o membro do lado esquerdo representa o salário real médio esperado para o período  $t$ , e o membro do lado direito a média (geométrica) dos salários reais dos últimos 24 meses, acrescida do aumento de produtividade fixado pelo governo  $\bar{Z}_{t-1}$ .

Como se trata de uma lei salarial, não existe nenhum componente de ajuste salarial proveniente do grau de ativação econômica ou da taxa de inflação que os agentes econômicos esperam para o próximo período (e não aquela fixada pelo governo). Isto tornaria a dedução de uma relação entre inflação e hiato de produto a partir da equação (9) um tanto incompleta, pois mesmo no ano em que a política salarial foi aplicada com maior rigor (1966) ainda havia uma certa margem de flexibilidade salarial, seja nas negociações individuais entre patrões e empregados, seja na remuneração de vários segmentos da população economicamente ativa não diretamente sujeitos à política salarial (profissionais liberais, trabalhadores do campo, etc.).

De forma a incluir tais possibilidades em nossa análise, suponhamos que uma

<sup>4</sup> Deve-se lembrar que  $p_t$  representa um índice médio, e não em final de período.

parcela  $\alpha$  dos reajustes se processe independentemente dos parâmetros ditados pela política salarial, de acordo com a fórmula:

$$w_t = 0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + p_t^e + Z_{t-1} + F(h_t) \quad (10)$$

onde  $p_t^e$  representa o nível médio (geométrico) de preços esperado pelos agentes econômicos,  $Z_{t-1}$  o aumento de produtividade verificado no período anterior <sup>5</sup> e  $F(h_t)$  um componente de ajuste de salários pelo nível de atividade econômica. A equação (10) pressupõe que as negociações livres tenham como base a média das remunerações reais nos últimos dois anos. Esta hipótese pode ser substituída por outra que leve em consideração apenas o salário real médio no último ano, ou ainda, pela suposição de reajuste pelo pico prévio de salário real. Escolhemos a média dos últimos 24 meses apenas pela facilidade de formulação.

Utilizando agora as equações (9) e (10), e denotando por  $\alpha$  a parcela dos acordos salariais contratados independentemente da política salarial.

$$w_t = 0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + (1-\alpha) \bar{p}_t^e + (1-\alpha) \bar{Z}_{t-1} + \alpha p_t^e + \alpha Z_{t-1} + \alpha F(h_t)$$

Substituindo esta expressão na fórmula (8),

$$p_t = 0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + (1-\alpha) \bar{p}_t^e + (1-\alpha) \bar{Z}_{t-1} + \alpha p_t^e + \alpha Z_{t-1} + \alpha F(h_t) + ah_t + u_t$$

Subtraindo de ambos os membros  $p_{t-1}$ , obtemos finalmente a Relação de Phillips entre inflação e hiato de produto:<sup>6</sup>

$$\pi_t = (1-\alpha) (\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1}) + 0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + \alpha (\pi_t^e + Z_{t-1}) + \alpha F(h_t) + ah_t + u_t \quad (11)$$

Inicialmente, observa-se que, para  $\alpha = 0$ , desaparecem os componentes relacionados com os ajustes independentes da política salarial, restando apenas aqueles regidos por esta última. Um maior valor do coeficiente  $\alpha$  equivale a um maior grau de atuação das forças de mercado existentes no mercado de trabalho. De

<sup>5</sup> Deve-se observar a diferença entre  $Z_{t-1}$  e  $p_t^e$  (na fórmula 9) e  $Z_{t-1}$  e  $p_t$  (da fórmula 10). Enquanto os primeiros (com barra) denotam os valores para estas variáveis fixadas pelo governo, os dois últimos se referem à percepção destas variáveis pelos agentes econômicos.

<sup>6</sup> Onde  $\pi_t$  representa a taxa (logarítmica) média de inflação ( $p_t - p_{t-1}$ ) no ano  $t$ .

acordo com a análise desenvolvida em Cysne (1984, cap. II), pode-se dizer, *grossomodo*, que  $\alpha$  decaiu entre 1964 e 1966.

A parcela  $\alpha F(h_t) + ah_t$ , cuja ausência tornaria horizontal (totalmente elástica) a Relação de Phillips num diagrama  $\pi \times h$ , traduz a resposta dos preços às alterações no nível de atividade econômica,  $\alpha F(h_t)$  denotando as variações salariais e  $ah_t$  as alterações nas margens de oligopólio. O termo  $\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1}$  representa importante variável de política econômica. Para salientar a sua dimensão na política de estabilização, imaginemos que haja necessidade (como ocorreu em 1964) de um realinhamento de preços relativos, retirada de subsídios, aumento de impostos indiretos e desvalorização real da taxa de câmbio. Isto representa, em termos da equação (11), um choque de preços dado por um valor positivo de  $u_t - u_{t-1}$ . Tomando as primeiras diferenças desta equação e supondo que  $Z_{t-1}$  não se altere neste período,

$$\begin{aligned} \pi_t - \pi_{t-1} &= (1-\alpha) (\bar{\pi}_t^e - \bar{\pi}_{t-1}^e + \bar{Z}_{t-1} - \bar{Z}_{t-2}) + \\ &0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} - (w_{t-3} - p_{t-3})) + \alpha (\pi_t^e - \pi_{t-1}^e) + \\ &\alpha (F(h_t) - F(h_{t-1})) + a(h_t - h_{t-1}) + u_t - u_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

A princípio, estas medidas de “inflação corretiva” devem implicar uma elevação da expectativa inflacionária, tomando  $(\pi_t^e - \pi_{t-1}^e)$  também positivo. Como se pode reparar a partir de (12), isto constituiria um segundo motivo para uma aceleração inflacionária. Como o termo  $(w_{t-1} - p_{t-1} - (w_{t-3} - p_{t-3}))$  é predeterminado no período  $t$ , um governo comprometido com um programa de estabilização (que por definição deve apresentar  $\pi_t < \pi_{t-1}$ ) teria que tornar suficientemente negativa a soma

$$\begin{aligned} &(1-\alpha) (\bar{\pi}_t^e - \bar{\pi}_{t-1}^e + \bar{Z}_{t-1} - \bar{Z}_{t-2}) + \alpha (F(h_t) - F(h_{t-1})) + \\ &a(h_t - h_{t-1}) \end{aligned}$$

de tal forma que seu módulo fosse superior a

$$\begin{aligned} &0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} - (w_{t-3} - p_{t-3})) + u_t - u_{t-1} + \\ &\alpha (\pi_t^e - \pi_{t-1}^e) \end{aligned}$$

Admitindo-se a hipótese de que  $a \geq 0$ <sup>7</sup> e que os salários respondam positiva-

<sup>7</sup> Esta alternativa é discutida e testada (para vários diferentes períodos) neste trabalho. Conclui-se pela impossibilidade de se rejeitar a hipótese de que este coeficiente apresente um valor nulo.

mente ao nível de atividade econômica ( $F'(h_t) > 0$ ),<sup>8</sup> a compensação ao choque de preços poderia ser feita ou através de uma política monetária fiscal restritiva, que tomasse  $h_{t-1} > h_t$ , ou através da variável de política  $(\bar{\pi}_{t-1} - \bar{\pi}_t^e) + \bar{Z}_{t-1} - \bar{Z}_{t-2}$ . Como se vê, há uma opção à componente de ajuste pela demanda, tal como salientado no item 1, que possibilita ao programa de combate à inflação um menor sacrifício em termos de hiato de produto.

Verifica-se diretamente a partir da equação (12) que esta opção se torna mais viável na medida em que os reajustes independentes da política salarial têm a sua importância diminuída (o que corresponde a menores valores de  $\alpha$ ).

Como veremos em seguida, a existência das variáveis de política  $\bar{\pi}_t^e$  e  $\bar{Z}_{t-1}$ , permitindo um maior controle do lado dos custos pelo Governo, se constitui num dos importantes motivos da total distinção de resultados entre as tentativas de estabilização de 1964-66 e 1980-84.

### 3. As críticas ao Paeg

Como se sabe, um dos bens de maior escassez é a unanimidade. Neste sentido, qualquer estudo que não apresente os argumentos oposicionistas sempre existentes é, quando não tendencioso, no mínimo incompleto. Visando à minimização destes componentes, discutiremos aqui alguns pontos controversos relacionados com a política econômica vigente entre 1964-66. Analisando a economia brasileira pós-revolucionária, Albert Fishlow (1973, p. 70) afirma:

"The stabilization model upon which the government embarked in 1964 was conditioned by inadequate analysis of the economy as well as characterized by inconsistencies in implementation (. . .) Moreover, the cost of the stabilization program was born by those least able to afford it: the poor. To call such a program a success is a semantic confusion at the least."

De um modo geral, as críticas de Fishlow à política econômica deste período se dividem em dois tipos: aquelas ligadas à estratégia de estabilização como um todo, questionando os instrumentos utilizados para tal fim, e outras voltadas para o problema de distribuição de renda e justiça social, quando se discute a necessidade de queda dos salários reais então ocorrida. Estes aspectos ficam bem claros no parágrafo anterior. Analisaremos separadamente cada um destes pontos. Embora partindo de uma análise diferenciada, concordaremos com o segundo, mas não com o primeiro argumento. Quanto a este último, defendemos a idéia de que a redução da expansão monetária (ocorrida principalmente em 1966) e do déficit público tenha sido, ao lado da agressiva política de rendas então introduzida, elementos de fundamental importância no processo de estabilização inflacionária.

<sup>8</sup> O que também é compatível com os testes efetuados em seguida.

Ao comentar o diagnóstico da inflação efetuada pelo Paeg, que aponta o déficit público, a expansão de crédito às empresas e as majorações de salários em proporção superior ao aumento de produtividade como as três causas da inflação brasileira, Fishlow (1973, p. 74) conclui pela não-validade desta análise, ao menos no que diz respeito ao papel do setor privado. Sua tese se baseia na queda dos índices reais do salário mínimo e crédito ao setor privado ocorrida nos anos imediatamente anteriores a 1964:

“Yet the analysis of the role of the private sector in that experience is clearly defective. Real minimum wages had increased less than productivity change from 1959 through early 1964. Real bank loans to the private sector had also shown steady decline. Since inflation accelerated nevertheless, neither merits the importance the stabilization plan attached to these elements.”

Os valores das variáveis a que Fishlow faz referência são apresentados na tabela 1.

Tabela 1  
Salário mínimo e crédito ao setor privado (reais)

Ano	Salário mínimo real (Índice 1970 = 100)	Crédito ao setor privado Cr\$ milhões 1965-67 = 100		(Real) Posição no final do período Total
		Bancos comerciais	Banco do Brasil	
1961	153,0	4.440	2.475	6.915
1962	140,0	4.532	3.914	8.446
1963	130,1	3.903	3.462	7.385
1964	121,0	3.745	2.149	5.894

Fonte: Salário mínimo real, Barbosa (1983); Crédito ao setor privado, Resende (1982).

O argumento esquece que as teorias de inflação são teorias de preços constantes *ex-ante*, não fazendo nenhum sentido a análise de suas possíveis causas através do deflacionamento das mesmas. Em outras palavras, a verificação da tendência declinante apresenta pelos valores deflacionados do salário mínimo e crédito ao setor privado de forma alguma constitui condição suficiente para que se conclua pela sua não-inclusão entre os motivos relacionados com a inflação ocorrida. Da mesma forma, não faria sentido apontá-los inequivocamente como causa da elevação do nível de preços, caso se tivesse verificado neste período uma ascensão



de seus valores reais. Argumentos deste tipo acabam por concluir que a inflação não tem qualquer vínculo consigo mesma, bastando para isto autodeflacioná-la.

Uma ilustração deste ponto, fazendo-se uso de exemplo numérico, é desenvolvida em Cysne (1984, cap. VII).

Ainda no tocante à inflação, Fishlow faz opção por um diagnóstico estruturalista, conforme fica claro no parágrafo a seguir:

“The presence of market power in turn permitted pricing determination by cost mark-up rules in the short run. It also provided a setting for discrete and lagged adjustment price responses to price (and cost) decisions in other sectors” (Fishlow, 1973, p. 76).

Ainda segundo este autor, a utilização de uma regra salarial implicava a inexistência de uma relação entre salários e hiato de produto, da forma como usualmente se encontra na literatura econômica, pois com os reajustes fixados por lei os salários não responderiam ao hiato de produto. Os próximos parágrafos ilustram este raciocínio:

“This combination meant that declining money demand did not set in motion the strong pressures upon price which would be anticipated in a competitive setting. That sequence is one of price adjustments, including those of factor inputs followed by output modification. In fact, the Brazilian experience was one of price maintenance, accumulation of inventories, and increased demand for credit that tended to elevate interest, and hence costs. This helps to explain why, despite sharply lower real wages – the only market where flexibility was enforced – there was no unequivocal signal from the cost side favoring price restraint.

This process should be differentiated from the Phillips Curve analysis now familiar in the United States and Western Europe. There the culprit is the demand for real wages on the part of labor. To achieve price stability producers must be converted to more modest price expectations and thereby resistance to extravagant wage demands. Lesser demand and credit restrictions lead to reduced output and revised expectations. They also create unemployment and cause wage demands to be moderated. More modest settlements provide a lapse in inflationary pressures. Note the role of employee responses in the sequence. For Brazil, by contrast, the emphasis is solely upon *employer* reactions – for stabilization immediately enforced lower absolute real wage. While the patterns of reduced production and employment are similar and an element of price expectations remains central, the inherent asymmetry of the Brazilian case is exactly why conventional policies were so liked both to yield unsatisfactory results and to burden workers disproportionately.”

Em termos da formulação até aqui desenvolvida, esta argumentação se baseia num caso especial da Relação de Phillips (11), que se obtém fazendo  $\alpha = 0$ .

Esta hipótese equivale a admitir que todos os ajustes salariais sejam regidos pela fórmula salarial, anulando-se a sua vinculação ao hiato de produto. Neste caso, só restaria a resposta dos empregadores a esta variável, caracterizada pelo termo  $ah_t$ , conforme exposto na expressão a seguir (obtida fazendo  $\alpha = 0$  em (11)).

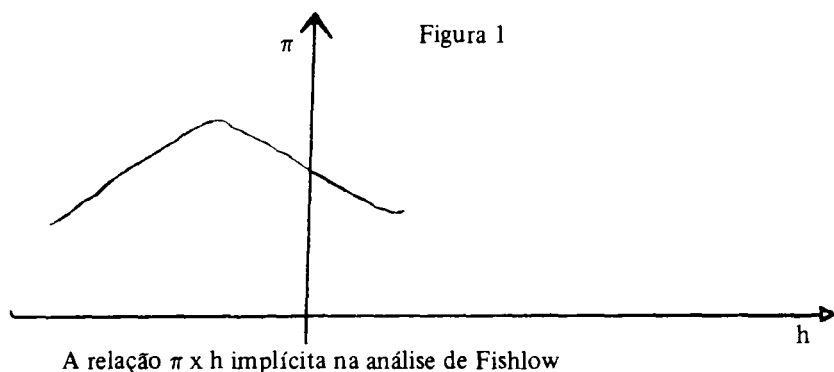
$$\pi_t = \bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1} + 0,5(w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + ah_t + u_t \quad (13)$$

A partir deste ponto, o formato da relação entre inflação e hiato de produto implícito na análise desenvolvida por Fishlow passa a depender do sinal do coeficiente  $a$ . A este respeito, os resultados apresentados por este autor variam conforme o período analisado. De um modo geral, conclui-se por um sinal positivo para este coeficiente quando de uma redução bastante acentuada de demanda agregada, o oposto ocorrendo nas fases de recuperação ou pequena queda do nível de atividade econômica. Isto fica claro no seguinte trecho:

“Pricing behavior for manufacturing in response to reduction in demand corresponds to what might be anticipated from such a structure. Price and quantity changes by sector in the periods 1955-58 and 1962-66 are correlated negatively in each, the coefficients being  $- .44$  and  $- .21$ , respectively. That is, those industries growing most rapidly raised prices least [the value of  $- .44$  is significant at the 5% level, that of  $- .21$  is not]. Were capacity constraint the clear villain, a positive relationship would have been anticipated. This same negative correlation is found on the basis of independent data on industrial growth in the state of São Paulo for the first two quarters of the years 1965/66 and 1967/68 [The coefficients or rank correlation are  $- .45$  respectively, the first significant, the second almost].

For the first half of 1967, relative to the comparable period of 1966, there does exist a positive relationship between output and price changes. This period is precisely one of substantial decline of industrial production, 14 of 16 observations of real product growth. Orthodoxy will apparently ultimately prevail, but only at the expense of serious reductions in economic activity” (Fishlow, 1973, p. 77).

Num diagrama  $\pi \times h$ , a equação (13) adquiriria então o seguinte formato:



Baseado nestes dados, Fishlow conclui pela impropriedade da utilização de medidas na natureza monetária-fiscal visando o combate à inflação, argumentando, conforme exposto em transcrição já efetuada, que a experiência brasileira em face deste tipo de medida é de manutenção de preços e acumulação de estoques. O mesmo tipo de observação (quanto à inconveniência da utilização de medidas de contenção de demanda no processo desinflacionário) é apresentado por Resende (1982), mas agora utilizando como argumento a possibilidade da utilização da variável de política  $\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1}$  em vez de restrições monetário-fiscais, visto não apresentar esta estratégia os custos inerentes ao processo de estabilização:

“Se o Paeg diagnostica a causa da inflação corretamente no conflito distributivo e se tem o poder de solucioná-lo pela via autoritária da intervenção direta na determinação dos salários, pergunta-se então por que insistir na prática de política monetária e fiscal restritivas de caráter ortodoxo. Tal prática, além dos custos sociais da compressão salarial, provoca crise de estabilização e todos os custos da ortodoxia” (Resende, 1982, p. 803).

A solução por via autoritária, a que se refere Resende, pode ser evidenciada tomando as primeiras diferenças da equação (13):

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (\bar{\pi}_t^e - \bar{\pi}_{t-1}^e) + \bar{Z}_{t-1} - \bar{Z}_{t-2} + a(h_t - h_{t-1}) + 0,5(w_{t-1} - p_{t-1} - (w_{t-3} - p_{t-3})) + u_t - u_{t-1} \quad (14)$$

Para se obter  $\pi_t < \pi_{t-1}$ , bastaria fixar valores suficientemente baixos da variável de política  $\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_t$ , de forma a se obter um valor negativo para a expressão do lado direito da equação (14). Não haveria, desta forma, necessidade de se recorrer ao ajuste pela demanda, por intermédio da variável  $h_t$ . Em adição, deve-se observar, a partir da expressão (9) – que representa a equação salarial quando se toma  $\alpha = 0$  – que a fixação de valores para  $\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1}$  abaixo da inflação ocorrida no período  $t$  implica uma queda dos salários reais. Isto foi exatamente o que ocorreu entre 1964 e 1966, conforme exposto em Cysne (1984, cap. II).

Ainda segundo Fishlow, o sucesso do programa de estabilização poderia ser alcançado por outros meios que não através da compressão salarial:

“Other options were present. More vigorous and direct action upon prices in 1964 and 1965 should have provided an additional and powerful policy instrument. So too, greater restraint upon governmental military expenditures could have relieved fiscal pressures and freed up larger tax incentives to stimulate economic activity” (Fishlow, 1973, p. 96).

Em termos da equação (14), o primeiro argumento equivale a uma ação so-

bre o termo  $u_t - u_{t-1}$ , através do controle das margens autônomas de oligopólio. Assim,

$$u_t = f_t + T_t + v_{eRt} - n_t$$

$$u_t - u_{t-1} = f_t - f_{t-1} + T_t - T_{t-1} + v(e_{Rt} - e_{Rt-1}) - (n_t - n_{t-1})$$

Fazendo  $f_t < f_{t-1}$ , obtém-se a contribuição do termo  $u_t - u_{t-1}$  à tentativa de se obter uma soma negativa do tempo do lado direito (e conseqüentemente, de  $\pi_t - \pi_{t-1}$ ) da equação (14).

A opção entre a ação antiinflacionária do lado dos salários ou vinculada ao controle das margens de oligopólio leva ao segundo tipo das críticas formuladas por Fishlow: aquelas relacionadas com os problemas de distribuição de renda e justiça social.

Antes, porém, cabe uma discussão a respeito das conclusões de Fishlow acerca da impropriedade da utilização de instrumentos de demanda na contenção da inflação.

Em primeiro lugar, não se dispõe de evidência empírica satisfatória a respeito da insensibilidade dos salários ao nível de atividade econômica no período em questão. Argumentos teóricos contrários a esta tese (que equivale, nos termos da simbologia aqui utilizada, a se fazer  $\alpha = 0$ ) já foram apresentados quando da dedução da Curva de Phillips ao início deste texto.

Em segundo lugar, a verificação empírica de Fishlow a respeito do coeficiente  $\alpha$ , além de duas vezes não-significante ao nível de 5%, apresenta os conhecidos inconvenientes de uma correlação simples. De fato, o próprio processo de inflação corretiva ocorrido no período 1964-66, gerando um choque de preços, pode ter falseado o resultado, apresentando uma correlação negativa entre preços e quantidades apenas pela alteração de uma terceira variável a estas correlacionada.

A nível teórico, deve-se observar, conforme já salientado, que um valor negativo para o coeficiente  $\alpha$  pode implicar, no caso de uma resposta suficientemente baixa da produtividade média do trabalho ( $n_t$ ) ao nível de atividade econômica, uma curva de demanda de mão-de-obra positivamente inclinada. Isto se depreende diretamente da equação (7) fazendo-se  $a < 0$ . Em adição, para  $\alpha = 0$ , conforme presume Fishlow, uma boa medida de combate à inflação (no caso em que  $a < 0$ ) seria o aumento de demanda agregada. Estudos empíricos a este respeito desenvolvidos separadamente por Barbosa (1983) e Lopes (1983), corroborando os resultados apresentados ao final deste trabalho, não permitem descartar a hipótese de um valor nulo para este coeficiente na série histórica brasileira.

Para analisar o problema de distribuição de renda, iniciamos tomando as primeiras diferenças da equação (7), supondo que o hiato de produto não se altera entre dois períodos. Temos então

$$(w_t - p_t) - (w_{t-1} - p_{t-1}) + f_t - f_{t-1} = n_t - n_{t-1} + T_{t-1} - T_t + v(e_{Rt-1} - e_{Rt}) \quad (14a)$$

Numa economia sujeita a um processo de retirada de subsídios, aumento de impostos indiretos e desvalorização real de câmbio,  $T_t > T_{t-1}$  e  $e_{Rt} > e_{Rt-1}$ . Caso a soma  $T_{t-1} - T_t + v(e_{Rt-1} - e_{Rt})$  seja tal que supere o aumento da produtividade do trabalho no período, a equação (14a) indica que só existe uma alternativa: uma queda correspondente ou nos salários reais ou nas margens de oligopólio, ou em ambos.

Isto reflete em boa parte o que ocorreu entre 1964 e 1966. O processo de inflação corretiva implicava um valor negativo para o membro do lado direito da equação (14a) — e, logo, para  $w_t - p_t$  ( $w_{t-1} - p_{t-1}$ ) +  $f_t - f_{t-1}$  — tornando necessária uma queda na remuneração aos fatores da produção. A partir desta constatação, não deve causar espécie verificar que os salários reais caíram entre 1964-66.

Neste sentido, as considerações quanto ao problema de justiça social devem girar não em torno deste dado, mas sim em torno de alguma variável que traduza o grau relativo de participação de cada fator de produção no penoso processo de estabilização. A variável mais adequada a esta questão é a parcela de cada fator na renda nacional. Embora não se disponha de estatísticas oficiais (publicadas pelo Centro de Contas Nacionais da FGV), a este respeito, estimativas efetuadas por Langoni (1970, p. 163) apontam uma queda de dois pontos percentuais na participação dos salários na renda do setor urbano entre 1965 e 1966,<sup>9</sup> o que representa o necessário apoio empírico à tese de que os trabalhadores teriam arcado com a maior parte do ônus de ajustamento.

Neste ponto, as críticas efetuadas por Fishlow nos parecem bem defensáveis. Suas proposições em torno de uma menor compressão salarial e maior controle das margens de oligopólio sugerem o caminho adequado à solução desta iniquidade. Resta saber se tais medidas teriam o mesmo efeito sobre a taxa de inflação, tal como assumido implicitamente na equação (11).

#### 4. Uma comparação em forma funcional com a Relação de Phillips associada ao período 1980-84

Repetindo aqui a equação (7)

$$p_t = w_t - n_t + f_t + ah_t + T_t + v e_{Rt} \quad (7)$$

onde as variáveis seguem a mesma definição anteriormente assinalada, uma maneira de se obter uma forma estilizada da Relação de Phillips associada ao período

<sup>9</sup> Como se vê, não vingou o objetivo traçado pelo Paeg (Ministério do Planejamento e Coordenação Econômica, 1964, p. 83) de manter constante a participação dos assalariados no produto nacional.

1980-83 consiste em se utilizar esta equação conjuntamente à regra de contratação salarial:<sup>10</sup>

$$w_t - w_{t-1} = n_t - n_{t-1} + \alpha \pi_t^e + (1-\alpha) g(\pi_{t-1}) + \alpha F(h_t) \quad (15)$$

onde se supõe, a exemplo da dedução anterior desta mesma relação para o período 1964-67 efetuada neste capítulo, que uma parcela  $\alpha$  das contratações salariais independa dos limites ditados pela política salarial, sendo fixada em função da inflação esperada e das forças de mercado. Ainda que esta parte do mercado de trabalho tenha respondido com diferentes graus de credibilidade (no tocante a cada um dos períodos em análise) aos anúncios de política econômica divulgados pelo Governo (este aspecto é analisado em Cysne, 1984, cap. VII), deter-nos-emos, aqui, apenas na fração (ao que tudo indica mais relevante) sujeita às regras salariais introduzidas pelo Governo.

A distinção básica entre as duas formulações, que se constitui num dos motivos fundamentais a explicar uma evolução tão distinta dos níveis de inflação e hiato de produto observado nos dois períodos em estudo, reside no tipo de proteção reservada aos salários, em resposta à erosão de seu poder de compra decorrente da persistente elevação do nível de preços. Se em 1980-84 esta se processava com base na inflação passada, cabendo ao Executivo quando muito a função de propor ao Congresso a forma da função  $g$  especificada na equação (15), sua atrelagem, no período 1964-66, a uma variável de política fixada pelo Governo permitia a este último controle bem mais poderoso do lado dos custos. Este fato se torna facilmente observável quando se elimina a variável  $w_t$  entre as equações (7) e (15), obtendo-se a formulação de Phillips relativa ao período 1980-84:

$$\pi_t = \alpha \pi_t^e + (1-\alpha) g(\pi_{t-1}) + \alpha F(h_t) + a(h_t - h_{t-1}) + u_{1t} \quad (16)$$

onde

$$u_{1t} = f_t - f_{t-1} + v(e_{Rt} - e_{Rt-1}) + T_t - T_{t-1} \quad (17)$$

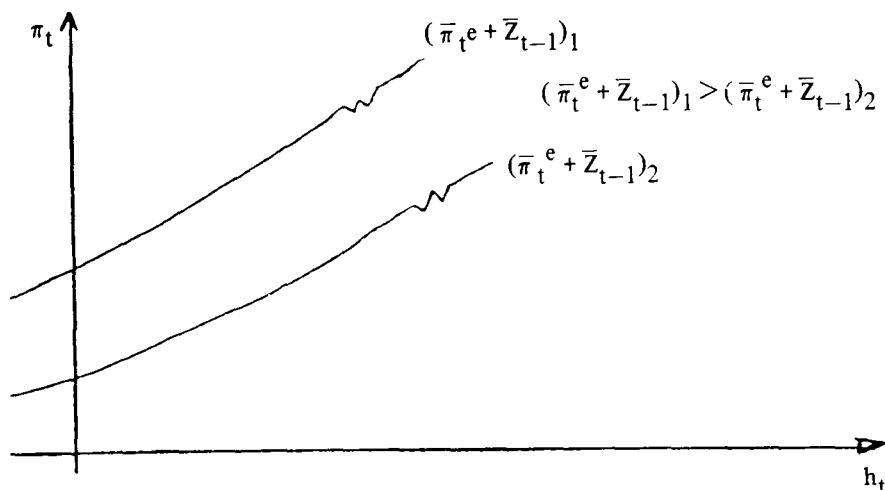
representa um choque (negativo) de oferta, e se compara àquela pertinente aos anos 1964-66, representada pela equação (11):

$$\begin{aligned} \pi_t &= (1-\alpha) (\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1}) + 0,5 (w_{t-1} - p_{t-1} + w_{t-2} - p_{t-2}) + \\ &\alpha (\pi_t^e + Z_{t-1}) + \alpha F(h_t) + ah_t + u_t \end{aligned} \quad (11)$$

<sup>10</sup> A função  $g$  pertencente à equação (15) reflete os detalhes associados a cada lei salarial, cuja descrição sistematizada pode ser encontrada em Cysne (1984, cap. IV). A observação de que os reajustes salariais não se dão todos à mesma data, fazendo aparecer, num sistema de indexação defasada, a variável  $\pi_t$  na contratação salarial do período  $t$ , em nada modifica os resultados básicos aqui obtidos.

Em termos destas formulações, a diferença básica entre os dois períodos fica por conta dos termos  $(1-\alpha)g(\pi_{t-1})$  da equação (16) e  $(1-\alpha)(\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1})$ , contido na equação (11). Ao passo que o primeiro é prefixado no período  $t$ , não podendo se constituir em variável de política, uma vez que tenha sido arbitrada a função  $g^{11}$ , a possibilidade de estipular o segundo permitia ao Governo deslocar a Curva de Phillips, conforme esquematizado na figura 2:

Figura 2



Possibilidade de deslocamento da Relação de Phillips pela fixação do termo  $\bar{\pi}_t^e + \bar{Z}_{t-1}$  por parte do governo

Fica evidente a maior facilidade de condução de um programa de estabilização quando se dispõe de um mecanismo deste tipo. Contudo, se a idéia de troca entre o critério de reposição do pico prévio de poder aquisitivo pela opção de conservação do salário real médio conferiu ao Paeg o dom da inovação, abrindo-lhe uma larga distância instrumental em relação ao Plano Trienal e estabelecendo as bases de seu sucesso no combate à inflação, a constante utilização da variável salientada acabou por gerar uma revisão da sistemática salarial em junho de 1968. De fato, a repetida fixação da variável  $\pi_t^e$  entre 1965 e 1967 num valor inferior àquele efetivamente assumido pela inflação impôs ao fator trabalho (conforme exposto no item anterior) a maior parcela dos custos inerentes ao processo de ajuste da economia.

<sup>11</sup> Não se pretende discutir aqui a possibilidade de manuseio de índices por parte do Governo.

## 5. Estimativas da Curva de Phillips

Fazendo na equação (16),

$$\pi_t^e = \beta_1 \pi_{t-1}$$

$$g(\pi_{t-1}) = \beta_2 \pi_{t-1}$$

$$\alpha F(h_t^I) = k h_t^I$$

obtemos, para  $\beta_3 = \alpha\beta_1 + (1-\alpha)\beta_2$

$$\pi_t = \beta_3 \pi_{t-1} + (k+a) h_t^I - a h_{t-1}^I + u_{1t} \quad (18)$$

onde o símbolo I passa denotar o produto industrial.

Admitindo-se por hipótese que  $u_{1t}$  seja um ruído branco, a estimativa da equação apresenta as mesmas variáveis utilizadas por Barbosa (1983, p. 187), embora a dedução efetuada por este autor tenha-se dado por caminhos bastante diversos, onde, entre outras dessemelhanças, inclui-se na regra de formação de preços o valor em cruzeiros das matérias-primas importadas.

Em geral, as estimativas da Relação de Phillips utilizam uma variável  $h_t$  construída a partir da hipótese de crescimento log-linear do produto potencial. De forma a não impor diretamente esta condição à equação (18), trabalhamos inicialmente com uma tendência não-linear do (log) do produto potencial, utilizando também termos em  $t^2$  e  $t^3$ , sendo  $t = \text{ano}-1945$ . Finalmente, seguindo um procedimento já adotado por Barbosa (1983), substituímos diretamente a equação

$$\hat{y}_t^I = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 + b_3 t^3 \quad (19)$$

em (18), obtendo:

$$\pi_t = C + \beta_3 \pi_{t-1} + (k+a) y_t^I - a y_{t-1}^I + C_1 t + C_2 t^2 + C_3 t^3 + u_{1t} \quad (20)$$

onde

$$C = -a(b_1 - b_2 + b_3) + k b_0 \quad (21)$$

$$C_1 = -a(2b_2 - 3b_3) - k b_1 \quad (22)$$

$$C_2 = -3a b_3 - k b_2 \quad (23)$$

$$C_3 = -k b_3 \quad (24)$$



A equação (20) foi então estimada para os diferentes períodos 1950-83, 1950-68, 1968-83 e 1950-79, pelos métodos de MQO e variáveis instrumentais, tendo-se escolhido como instrumento a variável  $y_{t-2}^I$ . Observou-se que, em boa parte das regressões efetuadas, os termos quadrático e cúbico (bem como o termo  $t$ ) se mostravam estatisticamente significantes, o oposto ocorrendo em relação às variáveis  $y_t$  e  $y_{t-1}$ . Novas regressões foram então efetuadas sob a restrição de que o coeficiente  $a$  fosse igual a zero,<sup>12</sup> o que não veio a alterar expressivamente os resultados anteriores.

Dois problemas marcaram as estimativas da equação (20). Em primeiro lugar, verificou-se que, sempre que se incluíam os termos  $t^2$  e  $t^3$  a série de hiato de produto emergente das estimativas efetuadas – calculada a partir das relações (21) e (24) – apresentava uma correlação negativa com o índice de utilização de capacidade instalada da FGV<sup>13</sup> (tomado no sentido  $y^I - \hat{y}^I$ ), devido ao fato de estas variáveis captarem fatores outros que não a evolução do produto potencial. As regressões estimadas sob a restrição  $C_2 = C_3 = 0$  não revelaram este problema, sendo apresentadas na tabela 2 (período 1950-83).<sup>14</sup> Devido à presença, no segundo

Tabela 2  
Estimativas da Curva de Phillips  
Equação (20) – período 1950-83

$$\pi_t = C + \beta_3 \pi_{t-1} + (k + a) y_t^I + a y_{t-1} + C_1 t + \alpha_1 D_1$$

Equação	Coeficiente (Estatística) $t$					Observações	
	C	$\pi_{t-1}$	$y_t^I$	$t \times 10^2$	$D_1$	$R^2$ (Durbin h)	Método
(25)	-0,59 (-0,97)	0,97 (7,02)	0,21 (0,95)	-1,4 (-0,78)	—	0,79 (-1,027)	MQO
(26)	-1,05 (-1,55)	1,02 (7,16)	0,36 (1,55)	-2,72 (-1,38)	—	0,78 (-0,87)	VI
(27)	-0,92 (-1,71)	0,80 (6,19)	0,35 (1,83)	-2,74 (-0,22)	0,23 (3,37)	0,85 (0,18)	MQO
(28)	-1,28 (-2,18)	0,84 (6,31)	0,48 (2,28)	-3,8 (-2,19)	0,24 (3,48)	0,85 (0,46)	VI

<sup>12</sup> Acompanhada também (alternadamente) das restrições  $C_2 = 0$ ,  $C_3 = 0$ , e  $C_2 = C_3 = 0$ .

<sup>13</sup> Disponível apenas a partir de 1968.

<sup>14</sup> Nas regressões efetuadas pelo método de variáveis instrumentais, utilizou-se como instrumento, a variável  $y_{t-2}^I$ . Deve-se lembrar que, quando da utilização deste método, a estatística  $R^2$  perde seu significado usual.

membro da equação (20), de uma variável dependente defasada, calculamos também a estatística  $h$  de Durbin, que evidencia inexistência de correlação serial dos resíduos.

O segundo problema diz respeito à multicolinearidade entre as variáveis  $t$  e  $y_t^{I15}$  que impede uma boa estimativa dos parâmetros em análise.

Das equações (25) a (28), obtêm-se taxas de crescimento do produto potencial de, respectivamente, 6,67, 7,56, 7,83 e 7,91%. Os valores são compatíveis com a estimativa de 7,89%, procedente da hipótese de crescimento linear do produto potencial (industrial):

$$y_t^{I15} = \begin{matrix} 2,69 & + & 0,789t & R^2 = 0,98 \\ (87,3) & & (57,3) & \text{Período: 1950-83} \end{matrix} \quad (29)$$

As equações (27) e (28) incluem uma variável *dummy* ( $D_1$ ) que assume o valor 1 entre 1980-83 e zero nos demais anos. Sua significância não descarta a hipótese de que a alteração da política salarial ocorrida em 1979 tenha afetado o nível de inflação. Esta variável pode também estar captando as maxidesvalorizações do cruzeiro ocorridas em dezembro de 1979 e fevereiro de 1983, bem como alguns choques externos e internos ocorridos neste período, como por exemplo a elevação dos preços de petróleo, quebras de safras agrícolas, etc.

Esta possibilidade foi também averiguada pela utilização de um teste Chow de estabilidade dos coeficientes, segundo o procedimento indicado por Maddala (1977, p. 460). A hipótese  $H_0: Z_1(1950-79) = Z_2(1950-83)^{16}$  foi testada contra a hipótese alternativa  $H_1: Z_1 \neq Z_2$ , utilizando-se a equação (20) estimada para os dois períodos. O valor obtido para o teste (5,06) corrobora a avaliação obtida através da utilização da variável *dummy*  $D_1$ .

Verifica-se também que a inclusão da variável  $D_1$  torna significativa<sup>17</sup> o coeficiente de  $y_t^{I15}$ , quando fica então bem claro o *trade-off* existente entre inflação e produto no curto prazo — equações (27) e (28).

Objetivando contornar o problema de multicolinearidade entre as variáveis  $t$  e  $y_t^{I15}$ , modificamos o procedimento adotado, passando a calcular separadamente o hiato de produto a partir de estimativas da equação (19) sob as diferentes restrições  $b_2 = b_3 = 0$ ,  $b_3 = 0$ . Verificamos então que a maior correlação<sup>18</sup> com o índice de utilização da indústria divulgado pela FGV se dava quando se fazia  $b_2 = b_3 = 0$ , obtendo-se a equação (29) introduzida anteriormente. Com os dados

<sup>15</sup> Cujo coeficiente de correlação simples apresenta o valor de 0,994.

<sup>16</sup> A letra  $Z$  representa o vetor de coeficientes.

<sup>17</sup> Toda a análise aqui desenvolvida se baseia num nível de significância de 5%—

<sup>18</sup> No caso, 0,775.

do hiato de produto calculados a partir desta expressão,<sup>19</sup> obtivemos as seguintes estimativas para a equação (18):

Tabela 3

Estimativas da Curva de Phillips  
Equação (18) — período 1950-83

$$\pi_t = c + \beta_3 \pi_{t-1} + (k+1) h_t^I - a h_{t-1}^I + \alpha_1 D_1$$

Coeficiente (Estatística t)						Observações	
Equação	C	$\pi_{t-1}$	$h_t^I$	$h_{t-1}^I$	$D_1$	R <sup>2</sup> (Durbin h)	Restrições Método
(30)	0,04 (0,91)	0,92 (6,3)	-0,37 (0,35)	0,74 (1,42)	—	0,79 (9,32)	$\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ MQO
(31)	$-54 \times 10^{-4}$ (-0,14)	1,09 (9,80)	0,40 (1,75)	—	—	0,77 (0,46)	$a = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ VI
(32)	$53 \times 10^{-3}$ (1,58)	0,80 (6,96)	0,35 (2,00)	—	0,23 (3,65)	0,84 (-0,22)	$a = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ MQO
(33)	$46 \times 10^{-3}$ (1,32)	0,83 (7,04)	0,47 (2,42)	—	0,23 (3,71)	0,84 (-0,42)	$a = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ VI
(34)	—	1,02 (14,61)	0,29 (1,39)	—	0,14 (1,95)	0,84 (1,11)	$c = a = \alpha_4 = 0$ MQO
(35)	—	1,02 (13,99)	0,32 (1,23)	—	0,14 (1,88)	0,84 (1,00)	$c = a = \alpha_4 = 0$ VI
(36)	0,046 (1,34)	0,87 (6,92)	0,36 (1,44)	—	0,20 (2,60)	0,85 (0,67)	$a = \alpha_3 = 0$ VI

Observa-se na equação (30) que o problema de multicolinearidade entre as variáveis  $h_t$  e  $h_{t-1}$ <sup>20</sup> continua (tal como quando da utilização do método anterior) dificultando a estimação precisa de seus respectivos coeficientes. Por outro lado, a ausência da variável  $t$  permite melhores estimativas de respostas dos salários ao nível de atividade econômica.<sup>21</sup> Isto se depreende diretamente por uma comparação entre as equações (25), (26), (27), (28) e (31), (32), (33).

Neste ponto, deve-se destacar o problema de heterocedasticidade, que caracteriza as estimativas baseadas num cálculo do hiato de produto segundo este último procedimento. A este respeito, ver Barbosa (1985).

<sup>19</sup> A utilização de uma equação do tipo (29) para o cálculo de hiato de produto é bastante usual na literatura brasileira a este respeito, como se observa por exemplo, em Contador (1977), Lemgruber (1974, 1980), Lopes (1983) e Modiano (1983).

<sup>20</sup> Cujo coeficiente de correlação apresenta o valor de 0,829.

<sup>21</sup> Observou-se também que os dados de hiato de produto obtidos a partir da equação (19) — com a restrição  $b_2 = b_3 = 0$  mostravam maior correlação com o índice de utilização de capacidade instalada (tomado no sentido  $y_t^I - \hat{y}_t^I$ ) do que aqueles emergentes das estimativas pertencentes à tabela 2.

Embora o problema de multicolinearidade existente entre as variáveis  $y_t^I$  e  $y_{t-1}$  — equação (19) — e  $h_t$  e  $h_{t-1}$  — equação (18) — não tenha permitido boas estimativas a respeito, deve-se salientar não ter sido possível rejeitar a hipótese de que as margens de oligopólio sejam insensíveis ao grau de utilização da capacidade instalada da indústria.

O mesmo pode ser dito em relação à possibilidade de uma Curva de Phillips vertical no longo prazo. De fato, nenhuma das estimativas pertinentes às tabelas 2 e 3 permite destacar esta hipótese.

## 6. Conclusões

De um modo geral, os resultados empíricos aqui obtidos, com respeito à evolução da economia brasileira entre 1950 e 1983, nos permitiram concluir, ressalvada a simplicidade do modelo estimado:

1. Pela não-existência de *trade-off* entre inflação e capacidade ociosa no longo prazo.
2. Não ser possível rejeitar a hipótese de que as margens de oligopólio sejam insensíveis ao nível de atividade econômica.
3. Que alterações de política salarial introduzidas entre 1979 e 1983, bem como a ocorrência de duas maxidesvalorizações e de vários choques de oferta de diferentes origens neste período (duplicação dos preços de petróleo em 1979, enchentes no Sul, secas no Nordeste e quebra de safra de laranja nos EUA em 1983, etc.) devem ser incluídas como fatores explicativos da mudança de patamar do nível de inflação ocorrida a partir de 1980.
4. Que os salários respondem positivamente ao nível de utilização da capacidade instalada da indústria.<sup>22</sup>

<sup>22</sup> Vale dizer, as equações (27), (28), (32) e (33) deixam claro que uma boa estimativa deste fato exige a inclusão, na equação a ser estimada, de uma variável que capte todos os importantes fatores já relacionados no item 3.

## Referências bibliográficas

- Baer, Werner. *The Brazilian economy; it's growth and development*. Grid, 1979.
- Banco Central do Brasil. *Brazil Economic Program*. maio 1984. v. 3.
- . *Boletim Mensal*, vários números.
- Barbosa, F.H. *A inflação brasileira no pós-guerra; monetarismo x tratamento de choque*. Ipea, 1983.
- . *Sobre a estimação da Curva de Phillips no Brasil; alguns comentários*. EPGE, 1985. mimeogr.
- Contador, Claudio R. Crescimento econômico e combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 31(1), jan./mar. 1977.
- Cysne, Rubens P. *Política macroeconômica no Brasil: 1964-66 x 1980-84*. Tese de doutorado. EPGE, 1984.
- Dornbusch, R. *Stabilization policy for Brazil*. EPGE/FGV, 1982. mimeogr.
- Ferreira da Silva, J.C. *Política salarial no Brasil no pós-1964*. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1982. mimeogr.
- Fishlow, A. Some reflections on post 1964 Brazilian economic policy. In: *Authoritarian Brazil*. New Haven/London, Yale University Press, 1973.
- Langoni, C.G. *A study in economic growth: the Brazilian case*. Tese de doutorado. Universidade de Chicago, 1970.
- 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 trade-offs, monetary growth and rational expectations in Brazil in 1950-79. *Anais do II Encontro Brasileiro de Econometria*. Nova Friburgo, 1980.
- Lessa, C. *Quinze anos de política econômica*. Cadernos do Instituto de Filosofia e Ciências Sociais da Unicamp, 1975.
- Lopes, Francisco L. Inflação e nível de atividade no Brasil. *Programa Nacional de Pesquisa Econômica*. 1983. (Série Fac-Símile nº 2.)
- Madalla, G.S. *Econometrics*. McGraw-Hill, 1977.
- Ministério do Planejamento e Coordenação Econômica. *Programa de Ação Econômica do Governo: 1964-66*. Rio de Janeiro, nov. 1964. (Documento Ipea, 1.)
- Modiano, M. Eduardo. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira 1966-81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, abr. 1983.
- Presidência da República. *Plano Trienal de Desenvolvimento Econômico e Social; 1963-65*. (Síntese.) dez. 1962.
- Resende, A. L. A política brasileira de estabilização: 1963-68. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, dez. 1982.

———. & Lopes, A.F. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, dez. 1981.

Sargent, T.J. *Macroeconomic theory*. Academic Press, 1979.

Simonsen, Mario H. *Brasil 2001*. Rio de Janeiro, Apec, 1969.

———. *Inflação; gradualismo x tratamento de choque*. Rio de Janeiro, Apec, 1970.

———. *Brasil 2002*. 9. ed. Rio de Janeiro, Apec, 1979.

———. *Inflation and inflationary policies in Brazil*. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1980. mimeogr.

———. *Dinâmica macroeconômica*. McGraw-Hill, 1983a.

———. *Vicissitudes das economias indexadas*. Rio de Janeiro, EPGE, 1983b. mimeogr.

———. *A dívida externa brasileira*. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1983c. mimeogr.

———. & Campos, R.O. *A nova economia brasileira*. Rio de Janeiro, José Olympio, 1974.

Zerkowsky, R.M. & Veloso, M.A. de G. Seis décadas de economia brasileira através do PIB. *Revista Brasileira de Economia*, 36(3): 331-8, jul./set. 1982.