

Modiano, Eduardo M.

**Working Paper**

## A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81

Texto para discussão, No. 45

**Provided in Cooperation with:**

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

*Suggested Citation:* Modiano, Eduardo M. (1983) : A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81, Texto para discussão, No. 45, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186293>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 45

A Dinâmica de Salários e  
Preços na Economia Brasileira:  
1966/81

Eduardo Marco Modiano\*



PUC-Rio – Departamento de Economia  
[www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br)

Março de 1983

\* Trabalho realizado com o apoio do Programa Nacional de Pesquisa Econômica – PNPE

O autor gostaria de expressar seus agradecimentos a Dionísio Dias Carneiro, Edmar Bacha, Francisco Lopes e José Márcio Camargo pelos comentários e sugestões e a Regis Bonelli pela inestimável colaboração na crítica e na geração das séries de dados utilizados. Os erros e as omissões, que porventura não tenham sido eliminados, são da exclusiva responsabilidade do autor.

## I. Introdução

A inflação brasileira era até recentemente analisada usualmente através do modelo da curva de Phillips, que postula uma relação inversa entre inflação e o nível de atividade da economia. Os resultados aparentemente favoráveis de Lemgruber (1973, 1974) e Contador (1977) para o modelo da curva de Phillips, onde o hiato do produto aparecia como fator predominante das taxas de inflação a curto prazo, justificava a necessidade de políticas recessivas para o sucesso no combate à inflação.

A perda de credibilidade nas estimativas tradicionais da curva de Phillips para a explicação da inflação brasileira pode ser atribuída às previsões deficientes obtidas com estes modelos para o período mais recente, caracterizado pela aceleração inflacionária de 1979/80 e a persistência inflacionária de 1981/82. Neste mesmo período surge na nossa literatura econômica uma linha alternativa de análise da inflação. Através de um modelo que focaliza explicitamente os possíveis efeitos da política salarial e dos choques externos, Lara-Resende e Lopes (1981) contestaram o preconizado *tradeoff* da curva de Phillips. Camargo e Landau (1983) em um modelo alternativo incorporando algumas das características estruturais e institucionais da formação dos salários e dos preços da economia, sugeriram inclusive, a possibilidade de existência de uma relação direta entre inflação e nível de atividade.

Neste artigo pretende-se conciliar estas duas visões através de um modelo, composto de um bloco de equações, que distingue na economia brasileira a formação dos salários da formação dos preços industriais e agrícolas. Desta forma a questão da relação inversa entre inflação e nível de atividade ressurge em sua forma original, ou seja, através da determinação dos salários nominais. Toma-se possível, então, analisar separadamente os efeitos de uma recessão sobre os aumentos salariais e sobre os repasses dos custos aos preços. Estas questões têm sido usualmente examinadas em conjunto nas discussões sobre a curva de Phillips para o Brasil. Além disso incorpora-se à análise da inflação os possíveis efeitos de choque estruturais e/ou institucionais que caracterizam as especificações mais recentes de formação de preços através dos custos.

O renovado interesse na existência de uma relação inversa entre a inflação e o nível de atividade na economia brasileira tem origem na experiência recente de mudanças da política salarial simultaneamente com a liberalização política e o aguçamento dos conflitos. O esgotamento dos instrumentos de pura e simples repressão salarial justifica uma investigação mais detalhada dos efeitos de uma recessão para lidar com o problema da inflação.

Em seguida a esta introdução é desenvolvido um modelo teórico para a determinação dos salários e preços numa economia com as características estruturais e institucionais da brasileira na seção II. O modelo teórico é então estimado econometricamente com dados anuais para a economia brasileira referentes ao período 1966/81 na seção III. Ainda nesta seção, os resultados obtidos são

confrontados tanto com as estimativas tradicionais da curva de Phillips quanto com as estimativas mais recentes da nossa literatura sobre a formação dos preços industriais. Na seção IV são consideradas especificações alternativas do modelo teórico com o intuito de avaliar tanto a robustez dos resultados obtidos quanto a confiabilidade de algumas das hipóteses básicas. Finalmente, a seção V conclui este trabalho.

## II. O Modelo de Determinação de Salários e Preços

A dinâmica do processo inflacionário na economia brasileira é analisada através de um modelo de determinação simultânea dos salários nominais, dos preços industriais e de um índice agregado de preços. A interdependência da determinação dos salários e preços da economia decorre da hipótese de que os salários nominais vigentes na economia resultam tanto de um processo de barganha entre empregados e empregadores quanto da aplicação da política salarial. Assim, as regras compulsórias de política salarial, existentes desde 1964, vinculam parcialmente os reajustes dos salários às variações presentes e passadas do nível geral de preços. Sendo a remuneração do trabalho um elemento do custo variável do setor industrial, com características oligopolistas, as variações dos salários nominais se refletem em variações dos preços industriais. Uma vez que os produtos industriais representam relevante parcela da cesta de consumo dos trabalhadores, aumentos dos preços industriais resultam em elevação do nível geral de preços. O aumento do nível de preços contemporâneo é então repassado parcialmente aos salários através dos reajustes salariais, completando-se desta forma, o ciclo de determinação simultânea de salários e preços da economia.

Supõe-se inicialmente que o processo de indexação salarial possa ser adequadamente representado pela fórmula de Lopes e Bacha (1983) que estabelece que:

$$W = vp^{\alpha_1}p_{-1}^{\alpha_2}; \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (1)$$

onde  $W$  é o salário nominal médio,  $p$  um índice agregado de preços contemporâneo,  $p_{-1}$  o índice de preços do período anterior e  $v$  o salário real almejado pelos trabalhadores. Os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  denotam os graus de repasse aos salários da inflação dos preços presente e passada respectivamente<sup>1</sup>. A hipótese de que o salário almejado, que corresponde ao pico de salário real no instante do reajuste, coincidiria com o salário real médio efetivamente recebido pelos trabalhadores, no caso da estabilidade dos preços, requer que  $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ .

Supondo que o grau de repasse aos salários das variações do índice agregado de preços mantenha-se inalterado a equação (1) pode ser expressa em termos de taxas de variação como:

---

<sup>1</sup> No modelo de Lopes e Sacha (1983) os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são determinados institucionalmente em função apenas da periodicidade dos reajustes. As estimativas econométricas obtidas com uma série anual de salários relativamente curta apresentadas na seção IV.c, não sustentam esta hipótese, no caso da transição dos reajustes anuais para semestrais ocorrido em 1979.

$$\widehat{W} = \widehat{v} + \alpha_1 \widehat{p} + \alpha_2 \widehat{p}_{-1}; \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (2)$$

O salário real almejado pelos trabalhadores é determinado através de negociações salariais. O resultado da barganha entre empregadores e empregados é representado de forma simplista, em termos de taxa de variação, por

$$\widehat{V} = \alpha_0 + \alpha_3 (y^p - y); \alpha_3 < 0 \quad (3)$$

onde  $(y^p - y)$  denota o hiato do produto. O hiato do produto é medido pela diferença entre os logaritmos naturais do produto potencial  $y^p$  e do produto efetivo  $y$ .

A equação (3) pode ser deduzida a partir de duas equações básicas:

$$u - \bar{u} = b_1 (y^p - y); b_1 > 0 \quad (4)$$

$$\widehat{v} = a_0 + a_1 (u - \bar{u}); a_1 < 0 \quad (5)$$

A primeira equação é a lei de Okun, que associa os desvios da taxa de desemprego  $u$  em relação à taxa natural de desemprego  $\bar{u}$  ao hiato do produto. A segunda relação afirma que o salário almejado aumenta com o poder de barganha dos trabalhadores que é tanto maior quanto menor o nível de desemprego na economia ( $a_1 < 0$ ). O parâmetro  $a_0$  corresponde à taxa de descolagem salarial (*wage drift*) que pode ser atribuída tanto a fatores econômicos como a tendência de crescimento da produtividade quanto a fatores não-econômicos tais como o aumento do poder dos sindicatos e a liberalização política. Substituindo-se (4) em (5) obtém-se, com  $\alpha_0 = a_0$  e  $\alpha_3 = a_1 b_1$ , a equação (3).

A taxa de crescimento do salário nominal médio da economia é então dada pela combinação de (2) e (3), ou seja:

$$\widehat{W} = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{p} + \alpha_2 \widehat{p}_{-1} + \alpha_3 (y^p - y); \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \text{ e } \alpha_3 < 0 \quad (6)$$

Considere-se agora que os preços industriais são formados por uma regra de mark-up sobre custos variáveis de acordo com

$$p_I = z \left[ \frac{W}{q_L} + \frac{p_M}{q_M} \right] \quad (7)$$

onde  $p_I$  denota o preço industrial,  $z$  o fator de mark-up,  $q_L$  a produtividade do trabalho,  $p_M$  o preço da matéria-prima e  $q_M$  o equivalente de produtividade da matéria-prima, ou seja o inverso do coeficiente de utilização da matéria-prima por unidade de produto final.

Supondo  $z$  e  $q_M$  constantes<sup>2</sup>, a equação (7) pode ser expressa em termos de taxas de variação como:

$$\widehat{p}_I = \beta_1 [\widehat{W} - \widehat{q}_L] + \beta_2 \widehat{p}_M; \beta_1 + \beta_2 = 1 \quad (8)$$

Os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$  denotam respectivamente as participações correspondentes a mão-de-obra e à matéria-prima no custo variável do setor industrial. Uma vez que as remunerações do trabalho e da matéria-prima esgotam o custo variável setorial tem-se que  $\beta_1 + \beta_2 = 1$ .

---

<sup>2</sup> A hipótese de um fator de mark-up constante é relaxada na seção IV.b.

Supõe-se ainda, para esta economia estilizada de apenas dois setores, que o índice agregado de preços, que serve como base para os reajustes salariais, é dado por:

$$p = p_I^{\lambda_1} p_A^{\lambda_2}; \lambda_1 + \lambda_2 = 1 \quad (9)$$

onde  $p_A$  denota o preço do produto agrícola. A equação (9), expressa em termos de taxas de variação, é equivalente a:

$$\hat{p} = \lambda_1 \hat{p}_I + \lambda_2 \hat{p}_A; \lambda_1 + \lambda_2 = 1 \quad (10)$$

onde  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  representam as parcelas da renda destinadas ao consumo de produtos industriais e agrícolas respectivamente. Supondo que o consumo de produtos industriais e agrícolas esgota a renda tem-se que  $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$ .

As equações (6), (8) e (10) constituem o modelo básico de determinação de salários e preços da economia. Nesta formulação supõe-se que os preços das matérias-primas e dos produtos agrícolas sejam variáveis pré-determinadas (exógenas). A justificativa para tal suposição baseia-se na observação de que estes preços estiveram, na década de 1970, sujeitos a violentos choques de oferta, tanto exógenos quanto endógenos, e foram objeto de políticas específicas de controles e subsídios.

Estimativas dos parâmetros estruturais do modelo podem ser obtidas através da estimação simultânea das três equações. De modo a isolar o efeito das variáveis exógenas sobre o salário médio, os preços industriais e o índice agregado de preços, o sistema de equações estruturais pode ser resolvido para estas três variáveis, obtendo-se assim, a forma reduzida:

$$\hat{W} = \frac{\alpha_0}{\Delta} + \frac{\alpha_2}{\Delta} \hat{p}_{-1} + \frac{\alpha_3}{\Delta} (y^p - y) - \frac{\alpha_1 \beta_1 \lambda_1}{\Delta} \hat{q}_L + \frac{\alpha_1 \beta_2 \lambda_1}{\Delta} \hat{p}_M + \frac{\alpha_1 \lambda_2}{\Delta} \hat{p}_A; \quad (11)$$

$$\hat{p}_I = \frac{\alpha_0 \beta_1}{\Delta} + \frac{\alpha_2 \beta_1}{\Delta} \hat{p}_{-1} + \frac{\alpha_3 \beta_1}{\Delta} (y^p - y) - \frac{\beta_1}{\Delta} \hat{q}_L + \frac{\beta_2}{\Delta} \hat{p}_M + \frac{\alpha_1 \beta_1 \lambda_2}{\Delta} \hat{p}_A; \quad (12)$$

e

$$\hat{p} = \frac{\alpha_0 \beta_1 \lambda_1}{\Delta} + \frac{\alpha_2 \beta_1 \lambda_1}{\Delta} \hat{p}_{-1} + \frac{\alpha_3 \beta_1 \lambda_1}{\Delta} (y^p - y) - \frac{\beta_1 \lambda_1}{\Delta} \hat{q}_L + \frac{\beta_2 \lambda_1}{\Delta} \hat{p}_M + \frac{\lambda_2}{\Delta} \hat{p}_A \quad (13)$$

Como  $\Delta = 1 - \alpha_1 \beta_1 \lambda_1$  é um parâmetro positivo, uma vez que  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  e  $\lambda_1$  são inferiores à unidade, os sinais esperados para os coeficientes da forma reduzida têm o padrão da Tabela 1.

Tabela 1  
Sinais dos Coeficientes da Forma Reduzida

Variáveis					
Endógenas	Pré-Determinadas				
	$\hat{p}_{-1}$	$(y^p - y)$	$\hat{q}_L$	$\hat{p}_M$	$\hat{p}_A$
$\hat{W}$	+	-	-	+	+
$\hat{p}_I$	+	-	-	+	+
$\hat{p}$	+	-	-	+	+

### III. A Econometria do Processo Inflacionário

Os resultados da estimação econométrica do modelo de determinação de salários e preços na economia brasileira, da seção II, composto pelas equações (6), (8) e (10), estão apresentados na Tabela 2. As séries de dados anuais utilizadas e as respectivas fontes estão listadas no Apêndice<sup>3</sup>. O período 1966/81 que inclui apenas 16 observações, foi selecionado em função da limitada disponibilidade de dados anuais compatíveis para os índices de salário médio anual e do pessoal ocupado na indústria de transformação<sup>4</sup>. Dois métodos foram utilizados na estimação dos parâmetros estruturais do modelo para contraste dos resultados:

- a) mínimos quadrados simples, que deve ser considerado em princípio inadequado devido à natureza simultânea do modelo;
- b) mínimos quadrados em dois estágios, que corresponde a um caso especial de estimação por variáveis instrumentais.

Muito embora segundo a Tabela 2, as estimativas dos parâmetros gerados pelos dois métodos não apresentem diferenças significativas, concentraremos nossa análise nos resultados obtidos pelo método de mínimos quadrados em dois estágios, devido à propriedade de consistência destes estimadores.

A principal restrição à utilização deste segundo método se refere à ineficiência das estimativas dos parâmetros estruturais em equações super-identificadas, o que é o caso das equações (6), (8) e (10) que compõem o modelo simultâneo<sup>5</sup> de determinação de salários e preços.

Com relação à Tabela 2, observa-se que todas as variáveis explicativas têm os sinais esperados e coeficientes estatisticamente significantes ao nível de 5%. Para os salários, os resultados referentes à equação (6.2) na Tabela (2.a), permitem concluir que a inflação dos preços, medida pelo IPA-DI é integralmente repassada aos salários em dois períodos uma vez que os valores para os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  somam a unidade. Aproximadamente a metade da inflação corrente ( $\alpha_1 = 0,535$ ) é repassada aos salários do setor industrial no próprio período. Note-se que os coeficientes estimados para os graus de repasse coincidem com os valores teóricos obtidos por Lopes e Bacha (1983) para uma política de reajustes salariais com periodicidade anual, que predomina no período da amostra.

---

<sup>3</sup> O índice de preços por atacado no conceito de disponibilidade interna (IPA-DI) é empregado como proxy do índice nacional de preços ao consumidor (INPC), cuja estrutura de destino da renda se assemelha a definição do índice agregado de preços (9), devido ao reduzido número de observações anuais para este último índice.

<sup>4</sup> Erros grosseiros têm sido cometidos no encadeamento de séries anuais de salários e empregos industriais, devido à combinação de observações referentes a pesquisas com diferentes coberturas censitárias. Musalem (1982), por exemplo, utiliza uma série em que o índice de pessoal ocupado na indústria de transformação, cresce em absurdas taxas de 1,0%, 28,7% e -15,5%, 29,6% e 12,9% nos anos 1969, 1970, 1971, 1973 e 1976, respectivamente. Distorções semelhantes são verificadas para a evolução da série de salários médios.

<sup>5</sup> Observe-se que a condição de ordem necessária para a identificação dos parâmetros estruturais é satisfeita com folga para as três equações do modelo.



Tabela 2  
Estimativas Econométricas; 1966/81

a) Salário Médio:  $\widehat{W}$

	Endógena	Pré-Determinada		
	$\hat{p}$	Constante	$\hat{p}_{-1}$	$(y^p - y)$
Equação (6.1) $R^2 = 0,99$ DW = 2,04 SE = 0,026	0,526 (10,012)	0,111 (7,567)	0,464 (6,846)	-0,373 (-3,700)
Equação (6.2) $R^2 = 0,99$ DW = 2,07 SE = 0,027	0,535 (10,057)	0,110 (7,498)	0,453 (6,613)	-0,363 (-3,583)

b) Preços Industriais:  $\hat{p}_I$

	Endógena	Pré-Determinada
	$\widehat{W} - \hat{q}_L$	$\hat{p}_M$
Equação (8.1) $R^2 = 0,99$ DW = 1,82 SE = 0,029	0,441 (6,299)	0,579 (7,877)
Equação (8.2) $R^2 = 0,99$ DW = 1,83 SE = 0,029	0,433 (6,050)	0,588 (7,830)

c) Índice Agregado de Preços: P

	Endógena	Pré-Determinada
	$\hat{p}_I$	$\hat{p}_A$
Equação (10.1) $R^2 = 0,99$ DW = 1,09 SE = 0,025	0,731 (9,467)	0,291 (4,050)
Equação (10.2) $R^2 = 0,99$ DW = 1,13 SE = 0,025	0,750 (9,253)	0,273 (3,624)

Notas: Os valores entre parênteses são as estatísticas t.  
As equações (6.1), (8.1) e (10.1) foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados simples.  
As equações (6.2), (8.2) e (10.2) foram estimadas pelo método de variáveis instrumentais. Foram utilizadas como instrumento todas as variáveis pré-determinadas do modelo.

O coeficiente do hiato do produto é significativo porém relativamente pequeno. Assim, *ceteris paribus*, um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da indústria reduz a taxa de crescimento do salário médio do setor industrial em 3,63 pontos percentuais ao ano.

O custo da mão-de-obra, segundo os resultados obtidos com a equação (8.2) da Tabela 2.b, corresponde a aproximadamente 43% do custo variável do setor industrial ( $\beta_1 = 0,433$ ). A matéria-prima é, segundo a mesma Tabela, o elemento de custo de maior participação na elevação dos preços industriais observada no período ( $\beta_2 = 0,588$ ). Os preços industriais, por sua vez, respondem por aproximadamente 75% dos aumentos do índice agregado de preços ( $\lambda_1 = 0,750$ ), de acordo com os resultados apresentados na Tabela (2.c) para a equação (10.2)<sup>6</sup>. Uma reduzida parcela da elevação dos preços ( $\lambda_2 = 0,273$ ) pode ser atribuída (direta e indiretamente) ao crescimento dos preços agrícolas, segundo ainda a Tabela (2.c).

Resolvendo o sistema de equações (6'), (8') e (10') com os valores para os parâmetros estruturais da Tabela 2, obtêm-se os coeficientes da forma reduzida do modelo, apresentados na Tabela 3.

Tabela 3  
Coeficientes da Forma Reduzida

Endógenas	Variáveis					
	Pré- Determinadas					
	Constante	$\hat{p}_{-1}$	$(y^p - y)$	$\hat{q}_L$	$\hat{p}_M$	$\hat{p}_A$
$\hat{W}$	0,133	0,548	-0,439	-0,211	0,286	0,177
$\hat{p}_I$	0,058	0,237	-0,190	-0,524	0,712	0,076
$\hat{p}$	0,044	0,178	-0,143	-0,393	0,534	0,331

Observa-se que o efeito direto e indireto do hiato do produto sobre os salários é ligeiramente superior à estimativa de  $\alpha_3$  obtida na Tabela 2.a. Isto ocorre porque um aumento da capacidade ociosa, ao reduzir o salário médio setorial provoca uma queda do custo da mão-de-obra para a indústria. A redução do custo variável, ao refletir-se sobre os preços industriais, tende a amortecer a inflação corrente que é repassada parcialmente aos salários. Ao impacto direto do hiato do produto,

<sup>6</sup> Observe-se que a participação de 75% do preço industrial no índice agregado de preços corresponde a participação do setor industrial adicionada da parcela do setor de serviços caracterizada pela rigidez dos preços. A comparação deste valor com as participações dos setores agrícola industrial e serviços na composição do PIB, reforça o grau de rigidez da taxa de inflação aos controles de demanda.

estimado em -0,363, adiciona-se um efeito indireto de -0,076, o que resulta num coeficiente na forma reduzida de -0,439.

O impacto de uma variação da capacidade ociosa da economia na forma reduzida sobre os preços é inferior a seu efeito sobre os salários. Este resultado pode ser atribuído à especificação do modelo, pela qual os salários respondem apenas por uma parcela do custo variável do setor industrial ( $\beta_1 = 0,433$ ). Por sua vez os preços industriais têm grande participação, mas não esgotam a formação do índice agregado de preços da economia ( $X = 0,750$ ). Assim a uma redução da taxa de crescimento dos salários de 4,39 pontos percentuais, em decorrência de um aumento da capacidade ociosa de 10 pontos percentuais correspondem quedas de 1,9 e 1,43 pontos percentuais nas taxas de inflação dos preços industriais e do índice agregado de preços respectivamente. Isto sugere que no atual patamar brasileiro de inflação, de cerca de 100% a.a., políticas de contenção da demanda agregada que geram recessão e desemprego no setor industrial seriam praticamente irrelevantes como medidas de combate à inflação.

Os coeficientes relativamente pequenos da taxa de inflação defasada, calculados em 0,237 e 0,178 para os preços industriais e para o índice agregado de preços respectivamente, se referem exclusivamente à inércia implícita nos reajustes salariais. Para o cálculo da inércia global da taxa de inflação, devem ser adicionados a estes valores os coeficientes da inflação passada que porventura expliquem a evolução corrente de outras variáveis pré-determinadas, tais como os preços das matérias-primas e dos produtos agrícolas. Vale a pena ainda notar na Tabela 3 que a soma dos coeficientes da taxa de inflação defasada e das taxas de variação dos preços das matérias-primas e dos produtos agrícolas é aproximadamente unitária, como seria de se esperar nas equações (11), (12) e (13).

Os resultados da estimação do modelo simultâneo de determinação de salários e preços resumidos nas Tabelas 2 e 3, denotam um certo “pessimismo deflacionista” em contraste tanto com o “otimismo deflacionista” caracterizado pelas estimativas tradicionais da curva de Phillips de Lemgruber (1973, 1974) e Contador (1977), onde o coeficiente do hiato do produto na equação de preços assume valores no intervalo de -0,6 a -1,0, enquanto com o “nihilismo deflacionista” sugerido pela análise de Lara-Resende e Lopes (1981) que nega a existência de uma relação inversa entre inflação e hiato do produto.

Com relação às estimativas tradicionais da curva de Phillips, observou Lopes (1982) que os erros-padrão da regressão são substanciais e que a estimativa do coeficiente do hiato é sensível à definição da amostra. A notada perda de aderência no episódio recente de aceleração inflacionária é atribuída a omissão dos efeitos dos choques externos e da indexação compulsória de salários. Neste sentido, o modelo de Lara-Resende e Lopes (1981) representaria uma especificação mais apropriada às características estruturais e institucionais da economia brasileira. No entanto, a instabilidade de

seus coeficientes na análise de um período mais longo apontada por Contador (1982) e a possível endogeneidade de algumas das variáveis exógenas tais como o salário mínimo, posteriormente sugerida por Lopes (1982), constituem alguns dos aspectos deficientes deste último modelo.

Tomando como base estas críticas, os resultados obtidos com o modelo simultâneo podem ser considerados superiores em termos de todas as medidas de aderência (R-quadrado, erros-padrão e estatísticas Durbin-Watson); da significância dos coeficientes estimados (estatísticas-t) e de robustez. Além disso, as apontadas deficiências da análise econométrica convencional foram eliminadas de forma ainda mais explícita de que em Lara-Resende e Lopes, (1981), através da estimação de equações estruturais para salários e preços incorporando elementos de choques externos e internos (preços da agricultura e das matérias-primas) e de política salarial.

A questão da endogeneidade versus a predeterminação ou exogeneidade de alguma das variáveis explicativas também pode colocar sob suspeita algumas das conclusões que nos permitem a estimação das equações estruturais (6), (8) e (10) que compõem o modelo simultâneo.

Para uma melhor compreensão deste ponto, considere-se que tanto os preços das matérias-primas quanto dos produtos agrícolas possam ser expressos como:

$$\hat{p}_i = \delta \hat{p} + (1 - \delta) \hat{p}_{-1} + s_i; 0 \leq \delta \leq 1 \quad i = M, A \quad (14)$$

onde  $(1 - \delta)$  denota o grau de inércia destes preços e  $s_i$  variáveis de choques exógenos. Uma justificativa plausível para a equação (14) baseia-se na hipótese de que, a exemplo do modelo de reajustes salariais de Lopes e Bacha (1933), os produtores de matérias-primas e os agricultores seus preços periodicamente.

Substituindo (14) em (13) e utilizando as restrições de adição unitária dos coeficientes, obtém-se uma forma reduzida alternativa para a equação de preços:

$$\hat{p} = \frac{\alpha_1 \beta_1 \lambda_1}{\Delta'} + \hat{p}_{-1} + \frac{\alpha_3 \beta_1 \lambda_1}{\Delta'} (y^p - y) - \frac{\beta_1 \lambda_1}{\Delta'} \hat{q}_L + \frac{\beta_2 \lambda_1}{\Delta'} s_M + \frac{\lambda_2}{\Delta'} s_A \quad (13')$$

onde  $\Delta' = \Delta - \delta(1 - \beta_1 \lambda_1)$ . Observa-se que, com a omissão das variáveis de choque  $s_M$  e  $s_A$  e da taxa de crescimento da produtividade  $\hat{q}_L$ , obtém-se a especificação da equação de preços que caracteriza as estimativas tradicionais da curva de Phillips. Fica então óbvio que se (13') representa o modelo correto, a existência de correlação negativa, ainda que espúria, entre as variáveis de choque emitidas e o hiato do produto tende a enviesar a estimativa do coeficiente desta última variável na direção dos resultados de Lemgruber (1973, 1974) e Contador (1977).

Observa-se ainda na equação (13') que o coeficiente do hiato do produto é tanto maior quanto menor a inércia dos preços agrícolas e das matérias-primas. No caso de perfeita inércia ( $\delta = 0$ ), o que é consistente com a premissa de predeterminação destes preços discutida anteriormente, o coeficiente do hiato, já calculado na Tabela 3, é aproximadamente 0,14. No outro extremo, a inexistência de inércia ( $\delta = 1$ ) implicaria num coeficiente para o hiato do produto igual a  $\frac{\alpha_3}{1 - \alpha_1}$ .

Supondo para  $\alpha_3$  e  $\alpha_1$  os valores de 0,35 e 0,50 respectivamente, obter-se-ia uma amplificação do efeito da capacidade ociosa da economia sobre o nível de preços da ordem de 400% para um valor no entorno de 0,70. Este valor para o coeficiente do hiato do produto, que representa no caso um limite superior, pode ainda ser considerado inexpressivo *vis-à-vis* o patamar atual da inflação brasileira.

#### IV. Extensões do Modelo Básico

Nesta seção são analisadas algumas modificações e extensões do modelo básico da seção II que ilustram a robustez dos resultados obtidos.

##### a) Análise do Período Mais Recente

Apesar da existência de uma política salarial na economia brasileira desde 1965, sabe-se que a indexação salarial não acompanhou perfeitamente a evolução do custo de vida pelo menos até 1968. Em recente artigo, Lopes e Lara-Resende (1982) demonstraram que a inclusão indiscriminada deste período (1965/68), caracterizado por um choque deflacionário induzido pela imperfeição da política salarial, tende a enviesar o coeficiente do hiato do produto nas estimativas tradicionais da curva de Phillips. Para escapar desta dificuldade é então utilizada uma amostra reduzida que abrange apenas os anos 1969/81, período no qual parece razoável admitir-se que a indexação salarial tenha sido quase perfeita.

A observação acima justifica a eliminação do período 1965/68 para uma análise da robustez de resultados obtidos com estimativas econométricas da evolução dos salários e dos preços. Procedeu-se então a uma reestimação econométrica do modelo simultâneo composto pelas equações (6), (8) e (10) para o período 1969/81, apesar do reduzido número de graus de liberdade restantes. Os resultados estão apresentados na Tabela 4.

A comparação das Tabelas 2 e 4 sugere que as estimativas dos coeficientes estruturais não são significativamente distintas. Muito embora a regressão da equação de salário para o período 1969/81 apresente uma estimativa de menor significância estatística para o coeficiente do hiato (a estatística  $t$  é -2,747 em contraste com o valor de -3,700 para o período completo), rejeita-se ainda a hipótese de um coeficiente nulo, ao nível de significância de 5%.

##### b) A Hipótese de um Mark-up Flexível

Na derivação da equação de preços industriais (8) da seção II considerou-se constante o fator de mark-up ( $\hat{z} = 0$ ). Supondo que o fator de mark-up seja variável, a equação (8) deve ser reescrita

como:

$$p_i = \hat{z} + \beta_1[\widehat{W} - \hat{q}_L] + \beta_2\hat{p}_M; \beta_1 + \beta_2 = 1 \quad (15)$$

Se admitirmos que o fator de mark-up, a exemplo dos salários, responda a variações da demanda agregada, tem-se que

$$\hat{z} = \beta_0 + \beta_3(y^p - y) \quad (16)$$

Substituindo-se (16) em (15) obtém-se uma especificação alternativa da equação de preços industriais, ou seja:

$$\hat{p}_I = \beta_0 + \beta_1[\widehat{W} - \hat{q}] + \beta_2p_M + \beta_3(y^p - y); \beta_1 + \beta_2 = 1 \quad (8')$$

A hipótese a ser testada, em (8') é que o coeficiente do hiato do produto seja nulo ( $\beta_3 = 0$ ). A hipótese alternativa ( $\beta_3 \neq 0$ ) admite as possibilidades de uma variação do mark-up para o setor industrial tanto pro-cíclica ( $\beta_3 < 0$ ) quanto anticíclica ( $\beta_3 > 0$ ). Com tal propósito a equação (8') foi estimada tanto pelo método dos mínimos quadrados (com e sem correção para correlação serial), quanto pelo método de variáveis instrumentais. Os resultados da estimação econométrica estão resumidos na Tabela 5.

Tabela 4

Estimativas Econométricas: 1969/81

a) Salário Médio:  $\widehat{W}$

	Variáveis Explicativas			
	Endógena	Pré-Determinadas		
	$\hat{p}$	Constante	$\hat{p}_{-1}$	$(y^p - y)$
Equação (6) $R^2 = 0,99$ DW = 1,56 SE = 0,024	0,521 (10,409)	0,108 (7,765)	0,472 (7,228)	-0,329 (-2,747)

b) Preços Industriais:  $\hat{p}_I$

	Variáveis Explicativas	
	Endógena	Pré-Determinada
	$\widehat{W} - \hat{q}_L$	$\hat{p}_M$
Equação (8) $R^2 = 0,99$ DW = 1,74 SE = 0,031	0,405 (4,685)	0,615 (6,825)

c) Índice Agregado de Preços:  $\hat{p}$

	Variáveis Explicativas	
	Endógena	Pré-Determinada
	$\hat{p}_I$	$\hat{p}_A$
Equação (10) $R^2 = 1,00$ DW = 1,73 SE = 0,015	0,865 (15,388)	0,164 (3,161)

Notas: Os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$ . As equações (6), (8) e (10) foram estimadas método das variáveis instrumentais foram utilizadas como instrumentos todas as variáveis pré-determinadas do modelo simultâneo.

Embora, a exemplo dos resultados de Camargo e Landau (1983), o sinal do coeficiente estimado do hiato do produto na Tabela 5 seja positivo, o que sugeriria um mark-up anticíclico, não é possível rejeitar a hipótese de que o coeficiente seja nulo ao nível de significância de 5%. Este resultado parece em consonância com as conclusões de Gordon (1977), Nordhaus (1972) e Hall (1980), de que, à parte de possíveis efeitos através dos salários, as flutuações da demanda agregada têm pequeno ou nenhum efeito sobre o nível de preços.

c) A Mudança de Periodicidade dos Reajustes Salariais

A equação de evolução do salário médio do setor industrial (2) foi derivada a partir de (1) supondo-se que o repasse aos salários das variações do índice agregado de preços tenha-se mantido inalterado. Segundo Lopes e Bacha (1983), no entanto, o coeficiente de repasse seria um parâmetro puramente institucional determinado pela periodicidade dos reajustes, fixada pela política salarial. Teoricamente, com a transição dos reajustes salariais anuais para semestrais ocorrida em outubro de 1979, o valor do coeficiente  $\alpha_1$  aumentaria de 0,50 para 0,75. O teste desta hipótese é o objetivo principal desta subseção.

Supondo que os coeficientes de repasse aos salários médios da variação corrente e passada do índice de preços sejam variáveis e observando a restrição de adição unitária destes coeficientes, a equação (1) pode ser expressa em termos de taxas de variação como:

$$\hat{W} = \hat{v} + \alpha_1 \hat{p} + (1 - \alpha_1) \hat{p}_{-1} + \hat{\alpha}_1 \alpha_1 \log \frac{p}{p_{-1}} \quad (2')$$

Com o aumento de periodicidade dos reajustes salariais, o último termo da equação (2') deveria assumir um valor positivo no ano de 1979. A partir de então, ter-se-ia uma mudança permanente da inclinação da curva.

Tabela 5

## Preços Industriais com Mark-Up Flexível: 1966/81

	Variáveis Explicativas			
	Endógena	Pré-Determinadas		
	$\hat{W} - \hat{q}_L$	Constante	$(y^p - y)$	$\hat{p}_M$
Equação (8'.1) $R^2 = 0,99$ DW = 2,64 SE = 0,027	0,474 (6,911)	-0,032 (-2,000)	0,110 (1,264)	0,585 (8,488)
Equação (8'.2) $R^2 = 0,99$ DW = 2,13 SE = 0,025	0,447 (6,195)	-0,034 (-2,921)	0,110 (1,657)	0,620 (8,726)
Equação (8'.3) $R^2 = 0,99$ DW = 2,64 SE = 0,027	0,467 (6,643)	-0,031 (-1,970)	0,110 (1,261)	0,592 (8,416)

Notas: Os valores entre parênteses são as estatísticas t. As equações (8'.1) e (8'.2) foram estimadas pelos métodos dos mínimos quadrados simples e com correção para correlação serial dos resíduos respectivamente. A equação (8'.3) foi estimada pelo método de variáveis instrumentais. Foram utilizadas cato instrumentos todas as variáveis pré-determinadas do modelo simultâneo.

A Tabela 6 apresenta os resultados da estimação econométrica da equação de salários modificada (6') que resulta da substituição da equação (3) em (2'). Foram utilizadas três variáveis dummy adicionais representando modificações respectivamente:

- i) da inclinação da curva a partir de 1980;
- ii) do intercepto em 1979, quando teoricamente  $\hat{\alpha}_1$  assumiria um valor positivo; e
- iii) do intercepto em 1980, admitindo a possibilidade de um efeito retardado da mudança de periodicidade.

Observa-se na Tabela 6, para o coeficiente da mudança de inclinação/um sinal contrário ao esperado e um valor não significativo ao nível de significância de 5% em todas as regressões. Por conseguinte, não é possível rejeitar a hipótese de que o parâmetro de indexação salarial tenha permanecido inalterado pós-1979. Com relação a um possível choque em decorrência da mudança de periodicidade de 1979, verifica-se que, embora o sinal do coeficiente da variável dummy para este ano esteja correto, os valores estimados não são significativos ao nível de significância de 5% em ambos os anos (1979 e 1980).



Tabela 6

Mudança de Periodicidade dos Reajustes Salariais: 1966/81

	Variáveis Explicativas						
	$\hat{p}$	Constante	$\hat{p}_{-1}$	$(y^p - y)$	Dummies		
					$\hat{p} - \hat{p}_{-1}$	1979	1980
Equação (6'.1) $R^2 = 0,99$ DW = 2,19 SE = 0,027	0,610 (5,280)	0,105 (6,282)	0,384 (3,244)	-0,321 (-2,667]	-0,098 (-0,819)		
Equação (6'.2) $R^2 = 0,99$ DW = 1,66 SE = 0,028	0,524 (9,178)	0,110 (7,220)	0,462 (6,191)	-0,374 (-3,546)		0,023 (0,771)	
Equação (6'.3) $R^2 = 0,99$ DW = 2,16 SE = 0,027	0,601 (5,299)	0,106 (6,569)	0,390 (3,243)	-0,326 (-2,711)			-0,047 (-0,749)
Equação (6'.4) $R^2 = 0,99$ DW = 2,18 SE = 0,028	0,577 (3,971)	0,106 (6,021)	0,415 (2,854)	-0,335 (-2,573)	-0,065 (-0,429)	0,014 (0,396)	
Equação (6'.5) $R^2 = 0,99$ DW = 2,35 SE = 0,027	0,644 (5,244)	0,088 (3,472)	0,405 (3,324)	-0,309 (-2,520)	-1,598 (-0,947)		0,776 (0,891)

Notas: Os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$ . As equações (6') foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados simples.

Apesar do pequeno número de observações para o período pós-mudança de periodicidade (1980/81), os resultados acima permitem questionar a utilização em trabalho empíricos da fórmula teórica representativa do processo de indexação salarial de Lopes e Bacha (1983). Em relação à alteração da inclinação da equação de salários no biênio 1930/81, aparentemente a hipótese de constância da taxa de inflação e as aproximações de primeira ordem necessárias à sua derivação, tendem a sobrestimar o impacto permanente sobre o parâmetro de indexação salarial de um aumento da periodicidade dos reajustes. Em relação à mudança de intercepto atribuída a um choque em 1979 ou 1980 em decorrência da mudança de periodicidade, apesar das considerações acima permanecerem válidas, o resultado obtido seria menos conclusivo se admitirmos a possibilidade de ocorrência nestes anos de algum outro choque simultâneo e neutralizador. Cunha (1982), por exemplo, sugere que uma queda do salário almejado pelos trabalhadores, em ascensão desde 1978, teria neutralizado o efeito do choque da mudança de periodicidade.

#### d) O Repasse da Produtividade aos Salários

Para a especificação da equação (6) foi suposto em (5) que a evolução dos salários médios independe das flutuações em (5) que a evolução dos salários médio independe das flutuações de curto prazo da produtividade da mão-de-obra. A hipótese de que a evolução dos salários estaria vinculada apenas à tendência de crescimento da produtividade justificou, entre outros motivos, a inclusão de uma constante na equação (5). Nesta subseção, a questão do repasse da produtividade aos salários é explorada em maior detalhe.

Considere-se agora que o poder de barganha dos trabalhadores é, simultaneamente, tanto maior quanto maior o crescimento da produtividade e menor o nível de desemprego na economia. Neste caso a equação (5) é expressa, em termos de taxas de variação, como:

$$\hat{v} = a_0 + a_1(u - \hat{u}) + a_2q_L; a_1 < 0 \text{ e } a_2 > 0 \quad (5')$$

Substituindo-se (4) em (5') e, posteriormente, o resultado em (2) obtém-se uma versão modificada da equação de salários (6) dada por:

$$\hat{W} = \alpha_0 + \alpha_1\hat{p} + \alpha_2\hat{p}_{-1} + \alpha_3(y^p - y) + \alpha_4\hat{q}_L; \alpha_1 + \alpha_2 = 1, \alpha_3 < 0 \text{ e } \alpha_4 > 0 \quad (6'')$$

Os resultados da estimação econométrica da relação (6'') para o período 1966/81 estão apresentados na Tabela 7. Em contraste com os resultados da Tabela 2, observa-se que a inclusão da taxa de crescimento da produtividade reduz a significância da constante da equação (cujas estatísticas  $t$  passa de 7,57 para 3,41) sem alterar significativamente o seu valor, o que pode ser explicado pela relativa constância desta variável no período. A inclusão da taxa de crescimento da produtividade introduz um elemento de colinearidade nos dados. Embora o sinal do coeficiente estimado esteja correto, o valor deste coeficiente não é significativo ao nível de significância de 5%. Portanto, não é possível rejeitar a hipótese de que as flutuações da produtividade sejam irrelevantes para a determinação da taxa de crescimento dos salários médios do setor industrial.

A eliminação da constante da equação, por sua vez, gera, para a taxa de crescimento da produtividade, um coeficiente que tem o sinal esperado, é significativo e não pode ser estatisticamente distinguido do valor teórico unitário. Neste caso, não é possível rejeitar a hipótese de que o crescimento da produtividade seja integralmente repassado aos salários. No entanto, observa-se que as estatísticas de ajustamento (R-quadrado, estatística Durbin-Watson e erro-padrão da regressão) desta última regressão são qualificativamente inferiores às obtidas com a especificação original.

Tabela 7

## O Repasse da Produtividade aos Salários: 1966/81

	Variáveis Explicativas				
	Endógena	Pré-Determinadas			
	$\hat{p}$	Constante	$\hat{p}_{-1}$	$(y^p - y)$	$\hat{q}_L$
Equação (6''.1) R <sup>2</sup> = 0,99 DW = 1,93 SE = 0,027	0,535 (9,857)	0,093 (3,411)	0,472 (6,349)	-0,406 (-3,434)	0,254 (0,742)
Equação (6''.2) R <sup>2</sup> = 0,98 DW = 1,60 SE = 0,038	0,590 (7,778)		0,512 (5,120)	-0,437 (-2,678)	1,207 (4,609)

Notas: Os valores entre parênteses são as estatísticas *t*. As equações (6'') foram estimadas pelo método de variáveis, instrumentais. Foram utilizadas como instrumentos todas as variáveis pré-determinadas do modelo simultâneo correspondente.

As observações acima sugerem, portanto, que a associação da evolução dos salários à tendência de crescimento de produtividade, através da equação (6), com as flutuações de curto prazo sendo absorvidas por variações dos custos do setor industrial, conforme a equação (8), é uma representação adequada da dinâmica de salários e preços da economia brasileira para o período em questão.

## V. Conclusões

Na seção II foi especificado um modelo teórico para a dinâmica de salários e preços, incorporando aspectos institucionais e estruturais que caracterizam a economia brasileira. A principal característica deste modelo teórico é a simultaneidade da determinação dos salários e preços da economia, inerente ao processo de indexação salarial explícito na legislação em vigor. Admitiu-se que os salários, parcialmente indexados, respondessem às variações cíclicas da demanda agregada. Considerou-se também que o setor industrial opera com um mark-up fixo sobre o custo variável, que inclui a matéria-prima além da mão-de-obra. O índice de preços que serve como base para os reajustes salariais consiste, por sua vez, de uma composição dos preços industriais e agrícolas.

Na seção III, em contraste com a literatura existente, o modelo teórico foi estimado em sua forma estrutural, utilizando-se a evidência empírica para a economia brasileira no período 1966/81. No processo de estimação os preços das matérias-primas e dos produtos agrícolas foram considerados variáveis pré-determinadas. Esta hipótese mantida de exogeneidade se baseia na observação de que estes preços estiveram sujeitos, no período, a violentos choques de oferta e a políticas específicas de controles e subsídios.

Contra-pondo-se tanto às estimativas tradicionais da Curva de Philipps quanto às estimativas mais recentes da formação dos preços industriais para a economia brasileira, os resultados obtidos sugerem um “pessimismo deflacionista”. Embora a estimação direta de uma equação para a evolução salário médio do setor industrial tenha gerado um coeficiente para o hiato do produto com o sinal correto e estatisticamente significativo, sua magnitude é consideravelmente inferior àquela preconizada pelas estimativas tradicionais. A relevância de políticas recessivas no combate à inflação, dado o atual patamar inflacionário da economia brasileira, pode então ser contestada.

Concluiu-se também que as matérias-primas respondem por uma parcela substancial do custo variável do setor industrial, que é repassado aos preços industriais através de um *mark-up* fixo. As variações dos preços industriais, por sua vez, têm a maior participação na evolução do índice geral de preços.

A seguir, na Seção IV, foram analisadas especificações alternativas e foi utilizado um período mais recente. Demonstrou-se que a inclusão do período 1966/68, caracterizado por um choque deflacionário em decorrência da indexação imperfeita dos salários, não modifica os resultados obtidos para o período completo. A reestimação econométrica do modelo simultâneo para o período reduzido, que compreende apenas os anos de 1969/81, gera estimativas dos coeficientes estatisticamente idênticas.

Considerando-se a alternativa de um *mark-up* flexível para o setor industrial, verificou-se que, apesar do sinal anticíclico, a evidência empírica não sustenta a existência de variação de *mark-up*, tanto pró-cíclica quanto anticíclica. Não foi possível rejeitar a hipótese original de um *mark-up* constante para a indústria. A possibilidade de que a transição dos reajustes anuais para semestrais de 1979 tenha provocado tanto uma modificação significativa do parâmetro de indexação quanto um choque na evolução dos salários foi também analisada. Observou-se que esta hipótese também não tem suporte na evidência empírica para o período.

Finalmente, através de um modelo mais completo, foi analisada a questão do repasse da taxa de crescimento da produtividade aos salários. Concluiu-se que a evolução dos salários no período independe das flutuações da produtividade, absorvidas com variações de sinal oposto no custo da mão-de-obra do setor industrial. Este resultado sustenta a hipótese básica do modelo teórico de que a evolução dos salários na economia está vinculada a uma medida de tendência de crescimento da produtividade.

Tabela A.1

	Índice do Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação	Índice do Produto Real do Setor Industrial	Índice de Produtividade do Pessoal Ocupado na Indústria	Índice do Produto Real (PIB real)	Hiato do Produto Real (PIB real)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1966	89.5	69.2	77.3	71.7	0.2130
1967	88.0	71.3	81.0	75.2	0.2295
1968	93.6	80.8	86.4	83.6	0.2015
1969	97.5	90.6	92.9	91.9	0.1809
1970	100.0	100.0	100.0	100.0	0.1681
1971	104.6	114.3	109.3	113.3	0.1210
1972	109.9	129.6	117.9	126.6	0.0833
1973	119.7	150.1	125.4	144.2	0.0263
1974	129.3	164.9	127.5	158.3	0.0025
1975	129.8	175.2	135.0	167.3	0.0165
1976	135.9	193.9	142.7	182.3	0.0000
1977	137.3	201.4	146.6	190.8	0.0235
1978	140.3	217.8	155.3	202.3	0.0344
1979	145.1	232.7	160.4	215.3	0.0414
1980	149.4	251.3	168.2	232.5	0.0345
1981	137.8	230.2	167.1	224.4	0.1309

Fontes: (1) 1966/69 – *Produção Industrial*, publicação do IBGE/DEICOM; 1969/70 – *Indústrias de Transformação*, Pesquisa Trimestral, do IBGE/DEICOM; 1970/71 – *Boletim Econômico*, publicação do IPEA; 1971/81 – *Indicadores Conjunturais da Indústria*, pesquisa mensal do IBGE/DESDE.

(2) e (4) Conjuntura Econômica – diversos números.

(3) Construído pelo autor dividindo-se o índice da coluna (2) pelo índice da coluna (1) e multiplicando-se o resultado por 100.

(5) Construído pelo autor a partir da tendência log-linear da série de produto real na coluna (4).

Tabela A.2

	Índice do Salário Médio Anual do Pessoal Ocupado na Indústria de Transformação	Índice do Custo de Mão-de-Obra	Índice de Preços por Atacado Matérias-Primas (Não-Alimentares)	Índice de Preços por Atacado Produtos Industriais (Oferta Global)	Índice de Preços por Atacado Produtos Agrícolas (Oferta Global)	Índice de Preços por Atacado (Disponibilidade Interna)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1966	37	48	41	43	44	45
1967	48	64	52	55	55	57
1968	63	73	68	71	64	70
1969	79	85	79	86	78	84
1970	100	100	100	100	100	100
1971	124	113	116	117	125	121
1972	156	132	133	136	153	143
1973	193	154	152	156	182	165
1974	252	198	206	202	236	213
1975	356	264	271	262	293	272
1976	523	367	364	357	466	382
1977	785	535	490	497	696	537
1978	1182	761	630	673	992	746
1979	1875	1169	965	1047	1550	1159
1980	3601	2141	1993	2133	3293	2425
1981	7768	4649	3964	4470	6732	5166

Fontes: (1) 1966/69 – *Produção Industrial*, publicação do IBGE/DEICQM; 1969/70 – *Indústrias de Transformação*, Pesquisa Trimestral, do IBGE/DEICOM; 1970/71 – *Boletim Econômico*, publicação do IPEA; 1971/1981 – *Indicadores Conjunturais da Indústria*, pesquisa mensal do IBGE/DESDE.

(2) Construído pelo autor dividindo-se o índice da coluna (1) pelo índice da coluna (1) da Tabela A.1 e multiplicando-se o resultado por 100.

(3) a (6) *Conjuntura Econômica*, diversos números.

## Referências

- Camargo, J. M. e E. Landau, “Variações Cíclicas, Estrutura de Custos e Margem Bruta de Lucros no Brasil”, *Estudos Econômicos*, a ser publicado, 1983.
- Contador, C. R., “Crescimento Econômico e o Combate à Inflação”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 31, nº 1, 1977.
- Contador, C. R., “Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária: Comentários”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 12, nº 2, 1982.
- Cunha, P. V., “Industrial Wage Adjustments and The 1979 Law: An Empirical Note”, *mimeo*, Novembro, 1982.
- Gordon, R. J., “Can the Inflation of the 1970’s Be Explained?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, 1977.
- Hall, R. “Employment Fluctuations and Wage Rigidity”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, 1980.
- Lara Resende, A. e F. L. Lopes, “Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 11, nº 3, 1981.
- Lemgruber, A. C., “A Inflação Brasileira e a Controvérsia sobre a Aceleração Inflacionária”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 21, nº 4, 1973.
- Lemgruber, A. C., “Inflação: O Modelo da Realimentação e o Modelo da Aceleração”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 28, nº 3, 1974.
- Lopes, F. L. e A. Lara Resende, “Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária: Réplica”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 12, nº 12, 1982.
- Lopes, F. L., “Inflação e Nível de Atividade no Brasil: Um Estudo Econométrico”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 12, nº 4, 1982.
- Lopes, F. L. e E. L. Bacha, “Inflation, Growth and Wage Policy: A Brazilian Perspective”, *Journal of Development Economics*, a ser publicado, 1983.
- Musalem, A. R., “Salário Real, Produtividade, Progresso Tecnológico, Emprego e Preço Relativo dos Manufaturados no Brasil”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 12, nº 1, 1982.
- Nordhaus, W. D., “Recent Developments in Price Dynamics”, em O. Eckstein (ed.), *The Econometrics of Price Determination*, Washington D. C., 1972.