

pesquisa e planejamento econômico

volume 15 • abril 1985 • número 1

Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada *

EDUARDO M. MODIANO **

Neste artigo desenvolve-se um modelo simultâneo para a determinação dos salários e a formação dos preços na economia brasileira. São consideradas no modelo as principais inter-relações entre as variáveis de salários, de preços agrícolas e industriais, do índice geral de preços e da taxa de câmbio. A indexação dos salários e da taxa de câmbio às variáveis do índice de preços é explicitamente considerada. A partir da resolução do sistema de equações que compõem o modelo, estimado econometricamente, são avaliados os multiplicadores dos choques de oferta e demanda na economia brasileira. Demonstra-se que o efeito amplificado dos choques exógenos sobre a taxa de inflação depende da magnitude do choque, do patamar inflacionário inicial e do grau de indexação da economia.

* O autor gostaria de expressar seus agradecimentos aos comentários e sugestões de Dionísio Dias Carneiro, Persio Arida, José Márcio Camargo e Pedro Vals Pereira, assim como à dedicação e paciência de Franklin Serrano Lopes na assistência a esta pesquisa. Os erros e omissões são de exclusiva responsabilidade do autor.

** Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

1 — Introdução

Atualmente, podem ser identificadas duas linhas de pensamento sobre a determinação da taxa de inflação na economia brasileira. A corrente tradicional, que se identifica com os trabalhos de Lemgruber (1973 e 1974) e Contador (1977), caracteriza-se pelo “otimismo deflacionista” baseado nos resultados aparentemente favoráveis obtidos com o modelo da curva de Phillips. Para esta corrente, o hiato do produto é o fator predominante para a determinação das taxas de inflação a curto prazo. A relação direta entre a inflação e o nível de atividade sugere a inevitabilidade de políticas de contenção da demanda agregada para o sucesso no combate à inflação.

Lara Resende e Lopes (1981) deram base empírica a uma linha alternativa de pensamento sobre o processo inflacionário brasileiro. Através de um modelo que focaliza explicitamente as características estruturais e institucionais da economia brasileira, contestaram o *trade-off* de curto prazo da curva de Phillips. Os resultados obtidos por estes autores sugerem um certo “pessimismo deflacionista” quanto ao impacto das políticas recessivas defendidas pela corrente tradicional.

Em trabalho anterior [ver Modiano (1983)], as duas visões foram parcialmente conciliadas através da especificação e estimação de um modelo que distinguia a determinação dos salários da formação dos preços industriais e agrícolas. Os resultados obtidos revelaram a existência de uma relação direta, porém de pequena magnitude, entre o crescimento dos salários e o nível de atividade. Além disso, a pequena queda dos salários, no caso de uma redução do nível de atividade da economia, refletia-se apenas parcialmente sobre as variações do índice geral de preços. Conforme notado pelo autor, a exogeneidade dos preços agrícolas e das matérias-primas industriais, embora defensável, era crucial para o amortecimento do impacto deflacionista de uma contração da demanda agregada. A utilização daquele modelo para previsões era, também, bastante limitada na medida em que se tornava necessária uma melhor compreensão das regras de formação dos preços agrícolas e das matérias-primas. Era impossível dimensionar adequadamente o impacto de variáveis que se acreditava terem contribuído para a recente aceleração inflacionária de 1979/83, tais como: o preço internacional do petróleo e outras matérias-primas importadas, a taxa de câmbio real, o preço internacional das *commodities* agrícolas e os choques de oferta na agricultura.

Este trabalho pretende reportar resultados adicionais nesta área. Assim, em seguida a esta introdução, na Seção 2, apresenta-se um modelo teórico mais completo para a determinação de salários e preços numa economia com as características da brasileira. Na Seção 3, o modelo teórico é estimado econometricamente com dados anuais referentes ao período 1966/82. Os resultados são então confrontados com os obtidos anteriormente pelas duas linhas alternativas de pensamento sobre a inflação brasileira e analisados à luz de suas implicações para a política econômica. A questão da relação entre o fator de *mark-up* praticado pelo setor industrial e o nível de atividade da economia é retomada na Seção 4. Os resultados alternativos são confrontados com aqueles obtidos sob a hipótese de *mark-up* fixo do modelo básico. Na Seção 5, explora-se uma peculiaridade desta especificação do modelo que torna os multiplicadores das variáveis de choque, em termos da taxa de inflação, sensíveis à magnitude do choque, à taxa de inflação inicial e ao grau de indexação da economia. Finalmente, a Seção 6 resume os principais resultados, concluindo este trabalho.

2 — O modelo básico

Nesta seção é descrito o modelo básico de determinação dos salários e preços da economia brasileira. Supõe-se que a economia é composta de apenas dois setores: agricultura e indústria. O setor industrial com características oligopolistas opera com excesso de capacidade. Os preços industriais são formados por uma regra de *mark-up* sobre os custos variáveis unitários. Constituem elementos de custo para o setor industrial: o trabalho, a matéria-prima importada exceto petróleo e a energia ou o petróleo importado. No setor agrícola distinguem-se duas categorias de produtos: exportáveis e alimentos. Os produtos exportáveis têm seu preço doméstico atrelado à taxa de câmbio e aos preços internacionais. Por outro lado, o preço dos alimentos é sensível às condições internas de oferta e demanda.

Os processos de reajuste dos salários nominais, que integram a função de custos do setor industrial, e de correção da taxa de câmbio, que, além de afetar os custos da indústria através da importação de matéria-prima, se reflete sobre os preços agrícolas através dos produtos exportáveis, representam no modelo os mecanismos de indexação explícitos da economia brasileira.

2.1 — A dinâmica dos salários nominais

A evolução do salário médio nominal da economia segue a formulação proposta em Modiano (1983), que incorpora à representação do processo de indexação salarial de Lopes e Bacha (1983) uma dinâmica para o salário real almejado pelos trabalhadores.

Em termos de taxas de variação,¹ tem-se que:

$$\begin{aligned}\tilde{w} &= \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{p} + \alpha_2 \tilde{p}_{-1} + \alpha_3 (y^p - y) \\ \alpha_1 + \alpha_2 &= 1 \text{ e } \alpha_3 < 0\end{aligned}\tag{1}$$

onde w denota o salário nominal médio, p um índice agregado de preços contemporâneo, p_{-1} o índice de preços do período anterior e $(y^p - y)$ o hiato do produto, medido pela diferença entre os logaritmos naturais do produto potencial y^p e do produto efetivo y . A hipótese de que os aumentos do índice agregado de preços são repassados ao salário médio integralmente em dois períodos requer $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$. Supõe-se que, como resultado do processo de barganha entre empregadores e empregados, o crescimento do salário real almejado é tanto maior quanto menor é a taxa de desemprego da economia. Utilizando-se a lei de Okun, que relaciona diretamente a taxa de desemprego ao hiato do produto, tem-se que $\alpha_3 < 0$.

2.2 — A formação dos preços industriais

Os preços industriais são formados por uma regra de *mark-up* sobre custos variáveis, de acordo com:

$$\tilde{p}_I = \tilde{z}_K + \tilde{c}\tag{2}$$

onde p_I denota o preço industrial, z_K o fator de *mark-up* e c a função de custo variável por unidade de produto.

¹ Utiliza-se a notação $\tilde{x} = \log(1 + \hat{x})$, onde \hat{x} denota a taxa de crescimento da variável x , ou seja, $\hat{x} = (x/x_{-1}) - 1$.

Admitindo que a função de produção agregada do setor industrial possa ser adequadamente representada pela especificação de elasticidade de substituição unitária, a variação do custo variável unitário é dada por:

$$\begin{aligned}\bar{c} &= -\beta_0 + \beta_1\bar{p}_L + \beta_2\bar{p}_M + \beta_3\bar{p}_O \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1 \text{ e } \beta_0 > 0\end{aligned}\quad (3)$$

onde p_L , p_M e p_O denotam as despesas com a mão-de-obra, a matéria-prima importada exceto petróleo e o petróleo importado por unidade de insumo, respectivamente. Os parâmetros β_1 , β_2 e β_3 indicam as parcelas do custo variável atribuídas a estes três insumos, respectivamente. Uma vez que estas remunerações esgotam o custo variável setorial, tem-se que $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$. A taxa, constante, de progresso técnico neutro é representada por β_0 .

Os custos dos insumos incorporam um fator de correção devido à incidência de impostos e subsídios. Assim, tem-se que:

$$\bar{p}_L = \bar{z}_L + \bar{w}; \quad \bar{p}_M = \bar{z}_M + \bar{e} + \bar{p}_M^* \text{ e } \bar{p}_O = \bar{z}_O + \bar{e} + \bar{p}_O^* \quad (4)$$

onde z_L denota o fator dos encargos sociais incidentes sobre os salários, z_M o fator de impostos à importação de matéria-prima exceto petróleo e z_O o fator de subsídio à importação de petróleo. A taxa de câmbio nominal e permite determinar o equivalente em cruzeiros dos preços internacionais da matéria-prima exceto petróleo p_M^* e do petróleo importado p_O^* .

Substituindo (4) e (3) em (2) e supondo aqui o fator de *mark-up* constante, ou seja, $\bar{z}_K = 0$, obtém-se:

$$\begin{aligned}\bar{p}_I &= -\beta_0 + \beta_1(\bar{z}_L + \bar{w}) + \beta_2(\bar{z}_M + \bar{e} + \bar{p}_M^*) + \beta_3(\bar{z}_O + \bar{e} + \bar{p}_O^*) \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1 \text{ e } \beta_0 > 0\end{aligned}\quad (5)$$

2.3 — A evolução dos preços agrícolas

Os produtos agrícolas são agregados em duas categorias: exportáveis e alimentos. O preço do produto agrícola é, então, formado pela composição dos preços destas duas categorias de produtos, ou seja:

$$\begin{aligned}\bar{p}_A &= \gamma_1\bar{p}_E + \gamma_2\bar{p}_F \\ \gamma_1 + \gamma_2 &= 1\end{aligned}\quad (6)$$

onde p_A denota o preço do produto agrícola, p_T o preço dos exportáveis e p_F o preço dos alimentos. Os parâmetros γ_1 e γ_2 indicam as participações na agricultura dessas duas categorias de produtos.

O preço dos exportáveis é, por hipótese, determinado pelo equivalente em cruzeiros do preço internacional, ou seja:

$$\tilde{p}_T = \tilde{e} + \tilde{p}_T^* \quad (7)$$

onde \tilde{p}_T^* denota o preço internacional de *commodities*.

No caso dos alimentos, supõe-se que o preço responda às condições internas de oferta e demanda. Assim, a dinâmica do preço dos alimentos é representada de forma simplista por:

$$\begin{aligned} \tilde{p}_F - \tilde{p} &= c_0 + c_3(y^p - y) + c_4(q - q^n) \\ c_3 &< 0 \text{ e } c_4 < 0 \end{aligned} \quad (8)$$

onde $(q - q^n)$ denota o desvio da safra de alimentos, medido pela diferença entre os logaritmos naturais da produção efetiva q e da produção normal q^n . A produção normal é aproximada pela tendência logarítmica da produção efetiva. A equação (8) afirma, então, que o preço real dos alimentos cresce ou decresce a uma taxa constante na ausência de choques de oferta ou de demanda.

Substituindo (7) e (8) em (6) e definindo $\gamma_0 = \gamma_2 c_0$, $\gamma_3 = \gamma_2 c_3$ e $\gamma_4 = \gamma_2 c_4$, obtém-se:

$$\begin{aligned} \tilde{p}_A &= \gamma_0 + \gamma_1(\tilde{e} + \tilde{p}_T^*) + \gamma_2 \tilde{p} + \gamma_3(y^p - y) + \gamma_4(q - q^n) \\ \gamma_1 + \gamma_2 &= 1, \gamma_3 < 0 \text{ e } \gamma_4 < 0 \end{aligned} \quad (9)$$

2.4 — A indexação da taxa de câmbio

A taxa de câmbio segue uma regra de paridade com a moeda norte-americana, a não ser que haja um choque sob controle dos responsáveis pela política econômica, ou seja:

$$\tilde{e} = z_E + \tilde{p} - \tilde{p}_U^* \quad (10)$$

onde \tilde{p}_U^* denota um índice de preços norte-americano e z_E representa o fator de choque cambial.

2.5 — A composição do índice de preços

Para esta economia estilizada de apenas dois setores, o índice agregado de preços, que serve como base para os reajustes salariais e cambiais, é dado por:

$$\begin{aligned}\tilde{p} &= \lambda_1 \tilde{p}_A + \lambda_2 \tilde{p}_I \\ \lambda_1 + \lambda_2 &= 1\end{aligned}\tag{11}$$

onde λ_1 e λ_2 representam as parcelas da renda destinadas ao consumo de produtos industriais e agrícolas, respectivamente.

2.6 — A determinação simultânea dos salários e preços

As equações (1), (5), (9), (10) e (11) compõem o modelo de determinação simultânea dos salários e dos preços da economia. A figura a seguir apresenta um resumo das inter-relações entre as variáveis do modelo. Constituem variáveis exógenas: os preços internacionais, o hiato do produto, o desvio da oferta de alimentos, os fatores de impostos e subsídios e o choque cambial. A taxa de inflação passada é a única variável endógena defasada do modelo.²

Estimativas dos parâmetros estruturais podem ser obtidas através da estimação simultânea das cinco equações. De modo a isolar o efeito das variáveis exógenas sobre as variáveis endógenas, o sistema de equações estruturais pode ser resolvido para as variáveis endógenas, gerando, assim, a forma reduzida do modelo, cujos coeficientes encontram-se na Tabela 1. Como $\Delta = \alpha_2 \beta_1$ é um parâmetro positivo e inferior à unidade, os sinais esperados para os coeficientes da forma reduzida são, neste caso, bem definidos, não demonstrando, à exceção da constante, qualquer ambigüidade.

Observa-se ainda na Tabela 1 que a taxa de inflação na economia indexada tem uma dinâmica característica:

$$\tilde{p} = \tilde{p}_{-1} + \xi(\alpha_1); \quad \xi' > 0$$

² Elimina-se, assim, em relação a Modiano (1983), a contemporaneidade dos preços das matérias-primas e agrícolas considerados, então, como variáveis exógenas à determinação de salários e preços.

em que a taxa de inflação corrente é igual à taxa de inflação passada, a menos que ocorram choques contemporâneos de oferta ou demanda ξ . A variação da taxa de inflação em função de um choque é tanto maior quanto maior o grau de indexação da economia, representado no modelo básico pelo parâmetro α_1 . A taxa de inflação que persistiria na ausência de novos choques \tilde{p}_{-1} , denominada também de componente inercial, seria

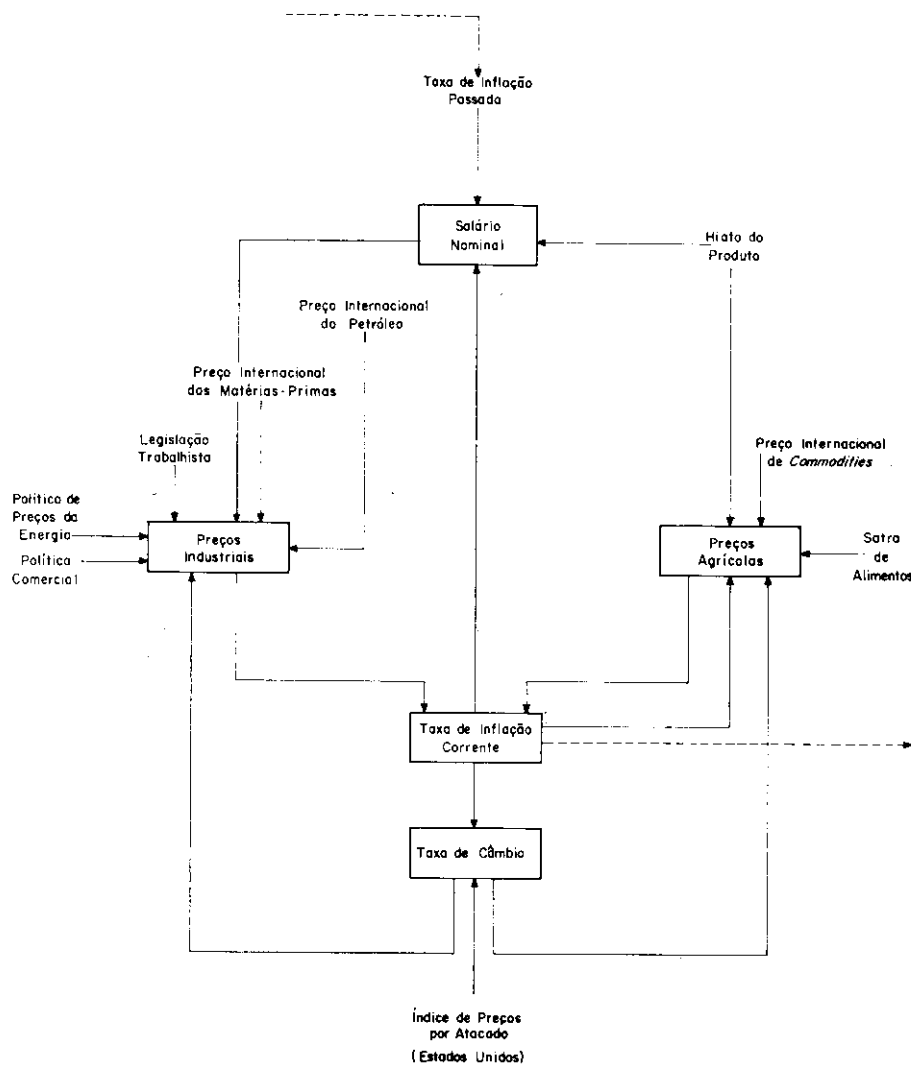


TABELA 1

Coefficientes da forma reduzida (fator de mark-up constante)

Endógenas	Variáveis									
	Constante	\tilde{p}_{-1}	\tilde{z}_L	$\tilde{z}_M + \tilde{p}_M^*$	$\tilde{z}_O + \tilde{p}_O$	$(y^p - y)$	\tilde{p}_T^*	$(\tilde{q} - q^n)$	\tilde{z}_R	\tilde{p}_U^*
\tilde{w}	$\frac{\alpha_1 \gamma_0 \lambda_1 + \alpha_0 \beta_1 \lambda_2 - \alpha_1 \beta_0 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$	1	$\frac{\alpha_1 \beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1 \beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1 \beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1 \gamma_3 \lambda_1 + \alpha_3 \beta_1 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\alpha_1 \gamma_4 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\alpha_1 \gamma_1 \lambda_1 + \alpha_1 (1 - \beta_1) \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (+)		
\tilde{p}_I	$\frac{(1 - \Delta) \gamma_0 \lambda_1 + \beta_1 \alpha_0 \lambda_2 - \beta_0 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{(1 - \Delta) \gamma_3 \lambda_1 + \alpha_3 \beta_1 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{(1 - \Delta) \gamma_4 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{(1 - \Delta) \gamma_1 \lambda_1 + (1 - \beta_1) \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (+)		
\tilde{p}_A	$\frac{\gamma_0 (\lambda_1 + \Delta \lambda_2) + \beta_1 \alpha_0 \lambda_2 - \beta_0 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3 (\lambda_1 + \Delta \lambda_2) + \alpha_3 \beta_1 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_4 (\lambda_1 + \Delta \lambda_2)}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1 (\lambda_1 + \Delta \lambda_2) + (1 - \beta_1) \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (+)		
\tilde{p}	$\frac{\gamma_0 \lambda_1 + \beta_1 \alpha_0 \lambda_2 - \beta_0 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3 \lambda_1 + \alpha_3 \beta_1 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_4 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1 \lambda_1 + (1 - \beta_1) \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (+)		
\tilde{e}	$\frac{\gamma_0 \lambda_1 + \beta_1 \alpha_0 \lambda_2 - \beta_0 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3 \lambda_1 + \alpha_3 \beta_1 \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_4 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1 \lambda_1 + (1 - \alpha_1 \beta_1) \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (+)		
$\tilde{\omega}$	$\frac{\alpha_2 \beta_2 \lambda_2 - \alpha_2 \gamma_0 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$	0	$-\frac{\alpha_2 \beta_1}{\Delta}$ (-)	$-\frac{\alpha_2 \beta_2}{\Delta}$ (-)	$-\frac{\alpha_2 \beta_3}{\Delta}$ (-)	$-\frac{\alpha_2 \gamma_3 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$ (+)	$-\frac{\alpha_2 \gamma_4 \lambda_1}{\Delta \lambda_2}$ (+)	$-\frac{\alpha_2 \gamma_1 \lambda_1 + \alpha_2 (1 - \beta_1) \lambda_2}{\Delta \lambda_2}$ (-)		
\tilde{p}	$\frac{\gamma_0}{\lambda_2}$	0	0	0	0	$\frac{\gamma_3}{\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_4}{\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1}{\lambda_2}$ (+)		

assim o resultado do acúmulo de choques passados predominantemente desfavoráveis, ou seja, $\tilde{p}_{t-1} = \sum_{j=0}^{t-1} \xi_j$.

A Tabela 1 apresenta ainda os coeficientes da forma reduzida e os sinais esperados para a taxa de crescimento do salário real, $\tilde{\omega} \equiv \tilde{w} - \tilde{p}$, e para as mudanças dos termos de troca entre a agricultura e a indústria, $\tilde{\rho} = \tilde{p}_A - \tilde{p}_I$. Vale notar que estas variações de preços relativos independem no modelo do grau de indexação da economia.

Considere-se, inicialmente, uma redução do salário real por ocasião de um choque cambial. Uma desvalorização cambial ($\tilde{z}_E > 0$) provocaria aumentos nos preços industriais, devido à elevação dos custos, e nos preços agrícolas, através dos produtos exportáveis. Na medida em que o aumento correspondente do índice agregado de preços é apenas parcialmente repassado aos salários nominais no período corrente, o salário em termos reais decresce. Por outro lado, um aumento da capacidade ociosa da economia tenderia, *ceteris paribus*, a elevar o salário real médio. Este efeito, que se acredita pequeno, depende, naturalmente, do valor do coeficiente γ_3 , ou seja, da resposta dos preços dos alimentos à retração da demanda. Observe-se na Tabela 1 que, para $\gamma_3 = 0$, o salário real médio independeria do nível de atividade. Aumentos dos preços das matérias-primas e *commodities* e quebras da safra de alimentos, por sua vez, reduziriam o salário real.

Com relação aos termos de troca entre agricultura e indústria, vale notar que uma desvalorização cambial real favorece à agricultura na medida em que o preço dos produtos agrícolas esteja parcialmente ($\gamma_1 > 0$) atrelado aos preços internacionais. Enquanto uma quebra da safra de alimentos e uma elevação do preço internacional de *commodities* favorecem a agricultura, o aumento da capacidade ociosa da economia deterioraria os termos de troca devido à contração da demanda de alimentos.

3 — Estimação do modelo básico

Os resultados da estimação econométrica do modelo³ para o período 1966/82 são apresentados na Tabela 2. Utilizou-se para a estimação dos

³ As séries de dados anuais utilizadas, assim como as fontes dos dados primários e a metodologia de construção dos dados secundários, estão reportadas no Apêndice.

parâmetros estruturais a técnica de mínimos quadrados em dois estágios com correção para correlação serial pelo método de Fair (1970). A observação das restrições de adição unitária dos parâmetros contribuiu para aumentar a eficiência estatística dos estimadores e, simultaneamente, reduzir o número de variáveis explicativas, dada a pequena dimensão da amostra. Observa-se que todas as variáveis explicativas têm os sinais esperados e os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 5%.

Algumas observações podem ser feitas a partir dos coeficientes apresentados na Tabela 2. Os resultados obtidos com a equação de salários não são, à exceção da constante, estatisticamente distintos daqueles reportados anteriormente por Modiano (1983). Aproximadamente metade da inflação corrente ($\alpha_1 = 0,455$), medida aqui pela elevação do IPA-DI, seria repassada sob a forma de reajuste salarial no próprio período. O coeficiente do hiato do produto ($\alpha_3 = 0,261$) sugere que, *ceteris paribus*, em primeira aproximação ⁴ um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa reduziria a taxa de crescimento dos salários nominais em 2,6 pontos percentuais.

As despesas com a importação de matérias-primas exceto petróleo corresponderiam aproximadamente a 27% do custo variável do setor industrial ($\beta_2 = 0,272$). Paralelamente, as despesas com energia representariam apenas 8% do custo variável setorial ($\beta_3 = 0,080$). A mão-de-obra seria, segundo os resultados obtidos, o elemento de custo de maior participação na variação dos preços industriais observada no período, respondendo aproximadamente por 65% do custo variável ($\beta_1 = 0,648$). Estima-se ainda que a tendência de progresso técnico neutro no setor industrial seja da ordem de 3,6% ao ano ($\beta_0 = 0,036$).

Os gêneros alimentícios corresponderiam aproximadamente a 88% do valor da produção agrícola ⁵ ($\gamma_2 = 0,884$). A lavoura de exportáveis, por sua vez, responderia pelos restantes 12% da elevação dos preços agrícolas ⁶

⁴ A qualidade desta aproximação é discutida na Seção 5.

⁵ Na estimação da equação de preços agrícolas, os melhores resultados para as exportações foram obtidos com o preço internacional das bebidas, o que restringe a categoria de produtos exportáveis ao café e ao cacau. Embora acredite-se que este resultado tenda a subestimar o efeito atual da política cambial sobre os preços agrícolas, parece consistente com o período mais longo analisado.

⁶ Observe-se que os 12% correspondem aproximadamente à soma dos pesos atribuídos ao café e ao cacau no Índice de Preços por Atacado (Oferta Global) para a agricultura.

TABELA 2

Resultados da estimação econométrica do modelo * - 1966/82

Dinâmica dos salários nominais:

$$\tilde{w} = 0,082 + 0,455\tilde{p} + 0,545\tilde{p}_{-1} - 0,261(y^p - y)$$

(8,795) (8,016) (-3,818)

$$R^2 = 0,083; \quad DW = 2,18; \quad SER = 0,020$$

Formação dos preços industriais:

$$\tilde{p}_I = -0,036 + 0,648\tilde{p}_L + 0,272\tilde{p}_M + 0,080\tilde{p}_O$$

(-2,829) (9,766) (3,601)

$$R^2 = 0,99; \quad DW = 1,52; \quad RHO = 0,52; \quad SER = 0,024$$

Evolução dos preços agrícolas:

$$\tilde{p}_A = 0,040 + 0,116\tilde{p}_T + 0,884\tilde{p} - 0,336(y^p - y) - 0,438(q - q^n)$$

(2,564) (21,75) (-2,528) (-2,062)

$$R^2 = 0,98; \quad DW = 1,84; \quad SER = 0,039$$

Composição do índice de preços:

$$\tilde{p} = 0,692\tilde{p}_I + 0,308\tilde{p}_A$$

(14,25)

$$R^2 = 0,94; \quad DW = 1,68; \quad RHO = 0,25; \quad SER = 0,013$$

Indexação da taxa de câmbio: **

$$\tilde{e} = 1,002\tilde{p} + 1,000\tilde{z}_B - 1,000\tilde{p}_C^*$$

(119,1) (17,66)

$$R^2 = 1,00; \quad DW = 1,48; \quad SER = 0,013$$

* Os valores entre parênteses indicam as estatísticas *t*. As estatísticas *t* omitidas referem-se a variáveis cujos coeficientes foram obtidos por diferença a partir dos coeficientes estimados, observando-se as restrições de adição unitária.

** A equação para a taxa de câmbio é quase uma identidade, uma vez que a variável de choque cambial foi construída a partir dos erros de projeção da estimativa para o período 1970/78, no qual acredita-se que a taxa de câmbio atuou como variável endógena.

($\gamma_1 = 0,116$). O coeficiente do hiato do produto ($\gamma_3 = 0,336$) é significativo, porém relativamente pequeno. Em primeira aproximação, um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia implicaria, *ceteris paribus*, uma redução da taxa de crescimento dos preços

agrícolas da ordem de 3,4 pontos percentuais ao ano. O coeficiente da variável de desvio da safra de alimentos ($\gamma_1 = 0,438$), à margem da significância estatística ao nível de 5%, sugere que condições favoráveis na lavoura, que representassem, por exemplo, um aumento de 10 pontos percentuais em relação à safra normal, reduziriam a taxa de crescimento dos preços agrícolas em 4,38 pontos percentuais ao ano.

Na composição do agregado de preços, os produtos industriais respondem aproximadamente por 69% dos aumentos do índice de preços ($\lambda_2 = 0,692$). A parcela atribuída à elevação dos preços agrícolas é da ordem de 31% ($\lambda_1 = 0,308$). Para a taxa de câmbio, os resultados obtidos apenas confirmam o acompanhamento da regra de paridade com a moeda norte-americana, a menos que ocorram os denominados choques cambiais.

Substituindo os valores estimados para os parâmetros estruturais nas expressões da Tabela 1, obtêm-se os valores para os coeficientes da forma reduzida, que se encontram na Tabela 3. Para pequenas taxas de inflação e pequenos choques, estes coeficientes indicam o impacto marginal sobre as variáveis endógenas de choques nas variáveis exógenas.

A inexistência de inércia⁷ (traduzida aqui pela ausência da variável \tilde{p}_{-1} nas equações estruturais) na formação dos preços industriais, na evolução do preço dos alimentos e na indexação da taxa de câmbio (e, conseqüentemente, na determinação dos preços dos exportáveis e das matérias-primas importadas) contribui para a amplificação dos efeitos correntes das variáveis exógenas ou predeterminadas sobre as variáveis endógenas do modelo.

Considere-se inicialmente o caso do hiato do produto. Os efeitos diretos de uma contração do nível de atividade são reduções tanto na taxa de crescimento dos salários nominais quanto na taxa de inflação dos preços agrícolas. A redução do salário provoca uma queda do custo da mão-de-obra para a indústria. O repasse do menor custo variável, sob a hipótese de um fator de *mark-up* constante, tende a amortecer o crescimento dos preços industriais. A conjugação dos impactos deflacionistas sobre os preços industriais (através dos custos) e agrícolas, devido à retração da demanda de alimentos, implica uma menor taxa de crescimento para o

⁷ Os testes quanto à existência de inércia nas equações de formação dos preços industriais e agrícolas estão reportados em Modiano (1984). Observe-se que a ausência de \tilde{p}_{-1} nestas equações estimadas com dados anuais poderia significar apenas que estes preços estariam sendo reajustados com uma freqüência maior do que as correções salariais.

TABELA 3

Valores dos coeficientes da forma reduzida (fator de mark-up constante)

Endógenas	Variáveis									
	Constante	\tilde{p}_{-1}	\tilde{z}_L	$\tilde{z}_M + \tilde{p}_M^*$	$\tilde{z}_0 + \tilde{p}_0^*$	$(y^n - y)$	\tilde{p}_1^*	$(q - q^n)$	$\tilde{z}_E - \tilde{p}_0^*$	
\tilde{w}	0,127	1,000	0,835	0,350	0,103	-0,672	0,066	-0,251	0,570	
\tilde{p}_I	0,081	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,753	0,095	-0,357	1,091	
\tilde{p}_A	0,139	1,000	1,835	0,770	0,227	-1,238	0,262	-0,906	1,259	
\tilde{p}	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,902	0,146	-0,552	1,143	
\tilde{e}	0,699	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,902	0,146	-0,552	2,143	
\tilde{s}	0,028	0,000	-1,000	-0,420	-0,124	0,230	-0,080	0,301	-0,572	
\tilde{p}	0,058	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,485	-0,167	-0,633	0,168	

índice agregado de preços. O repasse do menor índice agregado de preços à taxa de câmbio e aos salários, ainda no período corrente, exerce uma pressão deflacionista secundária sobre os custos industriais e sobre os preços agrícolas, inaugurando uma nova seqüência de repasses. A convergência deste processo aponta para uma amplificação do impacto direto do hiato do produto sobre o salário médio (estimado em $-0,261$) da ordem de 160% , resultando num coeficiente na forma reduzida de $-0,672$.

Os resultados da Tabela 3 sugerem também importantes amplificações dos impactos diretos dos preços internacionais, dos fatores de impostos e subsídios e das variáveis de choque (agrícola e cambial). No caso de uma desvalorização cambial real ($\bar{z}_B > 0$), os efeitos diretos incluem tanto uma elevação dos preços industriais, provocada por aumentos dos custos de importação das matérias-primas (supondo $\bar{z}_M = 0$ e $\bar{z}_O = 0$), quanto um aumento do preço dos produtos agrícolas exportáveis. Assim, os impactos diretos de uma desvalorização real de 10% seriam um aumento dos preços industriais da ordem de $3,5\%$ ($\beta_2 + \beta_3 = 0,352$) e uma elevação dos preços agrícolas de aproximadamente $1,2\%$ ($\gamma_1 = 0,116$). O subsequente repasse da elevação do índice agregado de preços aos salários e aos preços dos alimentos, e à própria taxa de câmbio, ainda no período corrente, terminaria por elevar a taxa de inflação do índice agregado de preços em $11,4\%$, de acordo com o coeficiente da forma reduzida para o choque cambial de $1,14$.

Para os preços industriais, o impacto direto da desvalorização cambial amplifica-se aproximadamente em 180% , passando o coeficiente de $0,352$ para $1,091$. No caso dos preços agrícolas, o resultado do processo de indexação é ainda mais dramático. O coeficiente da forma reduzida representa neste caso um aumento de 985% em relação ao coeficiente direto estimado em $0,116$.

Para os fatores de encargos sociais, de impostos sobre a importação de matéria-prima exceto petróleo e de subsídios ao preço da energia, assim como para os preços internacionais do petróleo e da matéria-prima exceto petróleo, a amplificação do efeito direto sobre a taxa de inflação é da ordem de 183% , uma vez que $1/\Delta = 2,83$. No caso do preço internacional das *commodities* e da variável de choque na oferta de alimentos, o multiplicador dos impactos diretos sobre o índice agregado de preços ($\lambda_1/\Delta\lambda_2$) é estimado em $1,26$.

Note-se que, embora a estimação do modelo básico gere valores para o coeficiente do hiato do produto na forma reduzida próximos daqueles obtidos com o modelo da curva de Phillips por Lemgruber (1973 e 1974)

e Contador (1977), suas implicações para a política econômica são distintas. Na medida em que, além do hiato do produto, as variáveis de choque aparecem aqui como fatores predominantes para a determinação das taxas de inflação a curto prazo, o valor obtido para o coeficiente do hiato do produto pode ser considerado relativamente pequeno. A Tabela 3 sugere, por exemplo, que, em primeira aproximação, para neutralizar o impacto inflacionário de uma desvalorização real de 10% seria necessário um aumento da capacidade ociosa da economia da ordem de 12,7 pontos percentuais ($1,143/0,902 = 1,267$).

Utilizando-se os coeficientes da Tabela 3 e considerando-se o hiato do produto "normal" como o hiato médio observado no período da amostra ($y^p - y^n = 0,109$), tem-se que, na ausência de choques exógenos ($\tilde{p}_M^* = \tilde{p}_O^* = \tilde{p}_C^* = \tilde{p}_V^*$; $\tilde{z}_L = \tilde{z}_M = \tilde{z}_O = \tilde{z}_E = 0$; e $q = q^n$) e sob condições "normais" de utilização da capacidade ($y = y^n$), vigora na economia um regime permanente, caracterizado pela estabilidade dos termos de troca e da taxa de inflação ($\tilde{p}_I = \tilde{p}_A = \tilde{p} = \tilde{p}_{-1}$) com crescimento positivo do salário real médio ($\tilde{w} = 0,054 + \tilde{p}_{-1}$). A constante da equação de salários não é estatisticamente distinta da taxa média de crescimento da produtividade, estimada em 5,4% ao ano para o mesmo período.

4 — A flexibilidade do *mark-up* no setor industrial

Na derivação da equação de formação dos preços industriais do modelo básico, considerou-se o fator de *mark-up* constante. Admitindo-se que o fator de *mark-up* praticado pelo setor industrial responda às variações da demanda agregada, tem-se, de forma genérica, que:

$$\tilde{z}_K = \delta_0 + \delta_1 (y^p - y) + \delta_2 (y^p - y)_{-1} \quad (12)$$

A existência de uma relação perversa entre o nível de atividade da economia e o fator de *mark-up* praticado pela indústria com características oligopolistas foi sugerida por Sylos-Labini (1980). A elevação do *mark-up* no caso de uma queda do nível de atividade, justificada com base no aumento do custo fixo unitário, implicaria uma relação direta entre a *variação* do fator de *mark-up* e a *variação* do hiato do produto, ou seja, $\delta_1 > 0$ e $\delta_1 + \delta_2 = 0$ em (12). Assim, com o hiato do produto constante, o fator de *mark-up* cresce ou decresce de acordo com a taxa histórica δ_0 .

A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos na estimação de variantes da equação de formação dos preços industriais (5) que incorporam os efeitos do nível de atividade da economia. Observe-se que, embora os sinais dos coeficientes estimados para a variação do hiato do produto nas equações (5'c) e (5'd) sejam positivos, não é possível rejeitar a hipótese de que os coeficientes sejam nulos ao nível de 5% de significância. Os melhores resultados são obtidos com a equação (5'a), que supõe $\delta_2 = 0$ em (12). Esta formulação sugere a existência de uma relação direta entre a *variação* do fator de *mark-up* e o hiato do produto da economia. Assim, o fator de *mark-up* e, conseqüentemente, os preços industriais cresceriam mais rapidamente em períodos de baixo nível de atividade ou, equivalentemente, de alto grau de capacidade ociosa.

A interpretação teórica deste fenômeno não é imediata. É possível argumentar, por exemplo, que a relação entre as *variações* do fator de *mark-up* e do hiato do produto pressupõe a homogeneidade linear da função de custo fixo em relação à capacidade instalada ou ao produto

TABELA 4

Formação dos preços industriais com mark-up flexível

Dependente \tilde{p}_I	Variáveis				
	Constante	\tilde{p}_L	\tilde{p}_M	\tilde{p}_O	$(y^p - y)_{-1}$
Equação (5'a)					
R ² = 0,99	-0,067	0,590	0,286	0,124	0,291
SE = 0,019	(-6,217)	(9,822)	(4,491)		(3,320)
RHO = 0,27					
Equação (5'b)					
R ² = 0,99	-0,030	0,664	0,217	0,119	0,203
DW = 1,65	(-4,052)	(10,25)	(2,822)		(1,860)
SE = 0,023					
RHO = 0,35					
Equação (5'c)					
R ² = 0,99	-0,034	0,583	0,347	0,070	0,252
DW = 1,58	(-2,773)	(6,480)	(3,389)		(1,101)
SE = 0,024					
RHO = 0,48					
Equação (5'd)					
R ² = 0,99	-0,062	0,550	0,340	0,110	0,263
DW = 2,01	(-5,994)	(7,672)	(4,11?)		(3,278)
SE = 0,019					
RHO = 0,18					

potencial.⁸ No caso em que a função de custo fixo é homogênea de grau $r \neq 1$, é possível demonstrar que o custo fixo unitário cresce (decresce) se o produto potencial expande-se (contraí-se) para $r > 1$, ainda que o hiato do produto mantenha-se constante.⁹ Este seria, no entanto, essencialmente um efeito de curto prazo, pois a manutenção de um baixo nível de atividade tenderia a reduzir num prazo mais longo a taxa de crescimento do produto potencial da economia. A inexistência de séries históricas no período da amostra para a capacidade instalada ou para o produto potencial da economia impede um teste estatístico desta hipótese. Um argumento semelhante para explicar o efeito perverso do hiato do produto sobre a variação do *mark-up* poderia ser construído baseando-se exclusivamente na função de custo variável, desde que se abandone a hipótese de rendimentos constantes de escala, implícita na derivação de (3). Tampouco é possível descartar a hipótese de que outros fatores tais como a taxa de juros ou o controle de preços estejam sendo captados pela variável de nível de atividade.

Considere-se o caso do controle de preços.¹⁰ É sabido que o setor industrial brasileiro esteve no período 1972/79 sujeito a um controle de preços. Simultaneamente, verifica-se que os valores ajustados pela regressão para a formação de preços industriais, utilizando-se os coeficientes estimados na Tabela 2, tendem a superestimar o crescimento dos preços neste mesmo período. A mensuração do efeito do controle de preços de Da Mata (1980) para o período 1976/78 e as avaliações essencialmente qualitativas para o período 1972/76 são, no entanto, insuficientes para a construção de um índice que reflita adequadamente a intensidade variável do controle no período. Este índice seria indispensável para uma avaliação precisa da eficácia do controle de preços para o amortecimento do processo inflacionário observado no período 1972/79.

Optando, então, pela inclusão de uma variável *dummy*, o que representaria um deslocamento uniforme da formação dos preços industriais (5)

⁸ Se $C_F = e^a y^p$, então $\log (C_F/Y) = a + (y^p - y)$.

⁹ No caso em que $C_F = e^a (y^p)^r$, teríamos que $\log (C_F/Y) = a + (y^p - y) + (r - 1) y^p$.

¹⁰ A análise quantitativa mais extensa da eficácia do controle de preços de que se tem conhecimento na literatura econômica nacional se deve a Da Mata (1980). Embora só o triênio 1976/78 seja avaliado, o autor sugere que, após o período de controle intensivo de 1972/73, anos para os quais foram estabelecidas metas rígidas de inflação, segue-se um período mais brando porém de relativa estabilidade da intensidade do controle que cobriria o triênio 1974/76.

no período 1972/79, obtêm-se os resultados da Tabela 5. Excluindo o hiato do produto, observa-se que as conclusões em termos das participações dos insumos no custo variável do setor industrial são virtualmente idênticas às aquelas referentes à Tabela 2. O deslocamento para baixo do crescimento dos preços industriais no período é estatisticamente significativo ao nível de 5% e estimado em 3,6% ao ano, o que corresponde a 11% da taxa de inflação média dos preços industriais no período, da ordem de 31,5% ao ano. Em termos das estatísticas de ajustamento, a introdução da variável de deslocamento parece gerar resultados ligeiramente superiores àqueles obtidos anteriormente.

No entanto, com a inclusão da variável de nível de atividade, perdem significância estatística tanto o hiato do produto quanto a *dummy* de deslocamento. Este resultado pode ser explicado pela alta correlação entre as duas variáveis, devida à estabilidade do baixo grau de capacidade ociosa mantido pela economia no período.

A Tabela 6 apresenta os valores dos coeficientes que resultam da substituição da equação (5) do modelo básico pela equação (5'a). O contraste entre as Tabelas 3 e 6 revela que esta alteração não afeta qualitativamente os resultados anteriores, à exceção dos coeficientes para o hiato do produto. Observa-se que a magnitude do coeficiente estimado para o efeito do hiato do produto sobre a variação dos preços industriais ($\delta_1 = 0,291$) é

TABELA 5

Testes de deslocamento da formação dos preços industriais

	Variáveis						
	Dependente \tilde{p}_I	Constante	\tilde{p}_L	\tilde{p}_M	\tilde{p}_G	$(y^u - y)$	<i>Dummy</i> (1972,79)
$R^2 =$	0,991	-0,023	0,617	0,308	0,075		-0,034
DW =	1,554	(-2,607)	(10,58)	(4,534)			(-3,058)
SE =	0,022						
$R^2 =$	0,993	-0,021	0,656	0,269	0,075		-0,036
DW =	1,994	(-2,403)	(11,03)	(3,949)			(-3,162)
SE =	0,020						
RHO =	0,131						
$R^2 =$	0,991	-0,032	0,604	0,310	0,086	0,053	-0,027
DW =	1,474	(-0,804)	(7,535)	(4,366)		(0,233)	(0,806)
SE =	0,022						
$R^2 =$	0,994	-0,061	0,597	0,284	0,119	0,260	-0,005
DW =	1,874	(-1,915)	(8,372)	(4,286)		(1,330)	(-0,172)
SE =	0,020						
RHO =	0,266						

TABELA 6

Valores dos coeficientes da forma reduzida (fator de mark-up flexível)

Endógenas	Variáveis									
	Constante	\tilde{p}_{-1}	\tilde{z}_L	$\tilde{z}_M + \tilde{p}_M^*$	$\tilde{z}_0 + \tilde{p}_0$	$(y^p - y)$	\tilde{p}_T^*	$(q - q^r)$	$\tilde{z}_E - \tilde{p}_E^*$	
\tilde{w}	0,081	1,000	0,835	0,405	0,175	-0,280	0,073	-0,276	0,653	
\tilde{p}_T	-0,020	1,000	1,835	0,889	0,386	0,111	0,109	-0,411	1,384	
\tilde{p}_A	0,037	1,000	1,835	0,889	0,386	-0,375	0,277	-1,044	1,552	
\tilde{p}	-0,003	1,000	1,835	0,889	0,386	-0,039	0,161	-0,606	1,436	
\tilde{c}	-0,003	1,000	1,835	0,889	0,386	-0,039	0,161	-0,606	2,436	
\tilde{w}	0,084	0,000	-1,000	-0,484	-0,211	-0,241	-0,088	+0,330	-0,783	
\tilde{p}	0,057	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,486	0,168	-0,633	0,168	

suficiente para neutralizar o efeito deflacionista que se exerce sobre o salário nominal e sobre o preço dos alimentos. Assim, o efeito líquido de variações do hiato do produto sobre a taxa de inflação torna-se praticamente desprezível (-0,039). Neste caso, uma maior retração do nível de atividade tem apenas impacto redistributivo, na medida em que o salário real e os termos de troca caem sem que estes efeitos se propaguem ao índice agregado de preços. Os resultados deste modelo são, portanto, mais consistentes com o "pessimismo deflacionista" de Lara Resende e Lopes (1981) e Modiano (1983).

5 — Os multiplicadores dos choques

A especificação multiplicativa (ou log-linear em taxas de crescimento) das equações do modelo básico torna variáveis os impactos marginais sobre a taxa de inflação, também denominados de multiplicadores dos choques, os quais podem ser obtidos a partir dos coeficientes da forma reduzida, através da relação:

$$\frac{\partial \hat{p}}{\partial \hat{x}} = \eta \frac{(1 + \hat{p})}{(1 + \hat{x})} \quad (13)$$

onde \hat{p} denota a taxa de inflação, \hat{x} uma variável de choque genérica expressa em termos de taxa de variação e $\eta = \partial \hat{p} / \partial \hat{x}$ o coeficiente, constante, de \hat{x} na equação em forma reduzida para \hat{p} . Uma vez que, *ceteris paribus*, a forma reduzida para \tilde{p} tem o formato¹¹ $\tilde{p} = \tilde{p}_{-1} + \eta \hat{x}$, obtém-se, após a substituição em (13):

$$\frac{\partial \hat{p}}{\partial \hat{x}} = \eta (1 + \tilde{p}_{-1}) (1 + \hat{x})^{\eta-1} \quad (14)$$

A equação (14) demonstra, então, que os multiplicadores dependem, *ceteris paribus*, do componente inercial da inflação, da magnitude do choque e do respectivo coeficiente na forma reduzida. Este último parâmetro, conforme verificou-se na Seção 3, depende, por sua vez, diretamente do grau de indexação da economia, representado exclusivamente, no modelo anual estimado, pelo coeficiente de repasse da inflação corrente α_1

¹¹ Supõe-se aqui que a constante da equação para \hat{p} na Tabela 2 é neutralizada quando se assume que a economia opera sob o nível de utilização normal de capacidade instalada, $y = y^n$.

implícito na dinâmica dos salários.¹² Confirma-se aqui também a proposição da Seção 3 de que os multiplicadores coincidem com os coeficientes da forma reduzida apenas nos casos de taxas de inflação e choques pequenos ($\hat{p}_{-1} \cong 0$ e $\hat{x} \cong 0$).

Utilizando os coeficientes da forma reduzida para o modelo básico na Tabela 3, é possível avaliar os impactos inflacionários ($\hat{p} - \hat{p}_{-1}$) e os multiplicadores ($\partial \hat{p} / \partial \hat{x}$) para valores distintos do componente inercial da inflação \hat{p}_{-1} e para choques de magnitudes diversas. Os Gráficos 1, 2 e 3 ilustram os resultados obtidos nos casos de uma desvalorização cambial e de choques de preço do petróleo e de outras matérias-primas para $\hat{p}_{-1} = 50, 100$ e 150% ao ano. Considerando-se, alternativamente, o modelo da Seção 4, que supõe um fator de *mark-up* flexível na formação dos preços industriais, os impactos e multiplicadores não diferem significativamente, à exceção de um choque na demanda agregada, dos resultados obtidos com o modelo básico. Conforme se verificou na Seção 4, à exceção do coeficiente do hiato do produto, os coeficientes para a taxa de inflação da Tabela 6 não apresentam diferenças substanciais em relação ao modelo básico.

Considere-se o caso de uma desvalorização cambial de 30% . A partir de uma taxa de inflação anual da ordem de 50% (aproximadamente a taxa de 1979 na economia brasileira), o choque elevaria o patamar inflacionário para 102% ao ano segundo o Gráfico 1. Tomando como base agora uma taxa de inflação de 100% (da ordem da taxa brasileira para o ano de 1982), um choque da mesma magnitude provocaria um aumento de 70 pontos percentuais na taxa de inflação, passando esta a 170% ao ano, segundo o mesmo gráfico. À taxa de 100% ao ano observa-se que o multiplicador do choque cambial é aproximadamente 2,3. Isto significa que, na margem, a cada ponto percentual de desvalorização cambial corresponderia uma elevação de 2,3 pontos percentuais na taxa de inflação anual.

É possível ainda demonstrar, utilizando-se a relação (14), que os choques têm impacto inflacionário crescente, decrescente ou constante para valores do coeficiente da forma reduzida superiores, inferiores ou iguais à unidade. Justifica-se assim o comportamento distinto do multiplicador da desvalorização cambial, em contraste com os multiplicadores dos choques de preço de matérias-primas e petróleo nos Gráficos 2 e 3.

¹² Uma vez que $\alpha_1 = 1 - \alpha_2$, o grau de indexação da economia varia inversamente com o parâmetro de inércia α_2 da dinâmica salarial.

Gráfico 1

DESVALORIZAÇÃO CAMBIAL

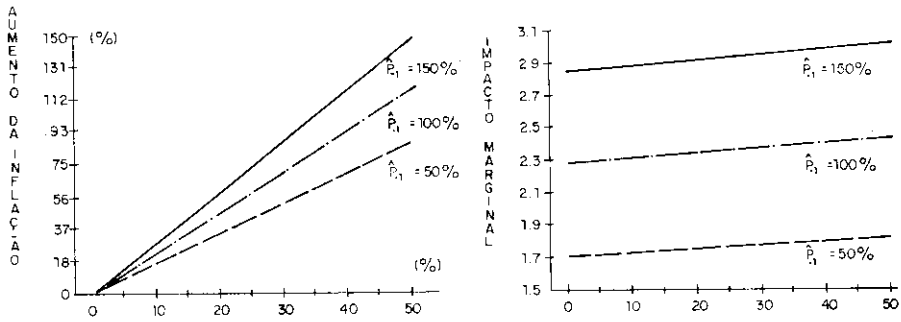


Gráfico 2

CHOQUE DE PREÇO DO PETRÓLEO

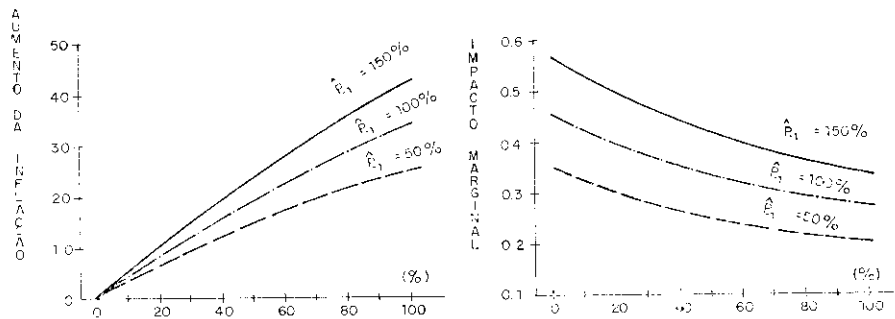
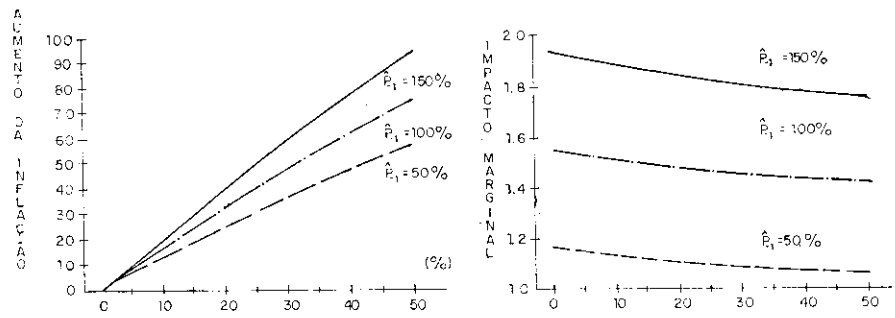


Gráfico 3

CHOQUE DE PREÇO DA MATÉRIA-PRIMA



6 — Resumo e conclusões

Na Seção 2 formulou-se um modelo de determinação simultânea de salários e preços para a economia brasileira. Nesta especificação são variáveis endógenas: o salário nominal médio, os preços industriais, os preços agrícolas, o índice agregado de preços e a taxa de câmbio. A dinâmica do salário nominal incorpora o processo de reajustes periódicos e uma medida de pressão no mercado de trabalho. Os preços industriais são formados por uma regra de *mark-up* sobre os custos variáveis unitários que incluem: a remuneração do trabalho, as despesas com importações de matérias-primas exceto petróleo e os gastos com energia. O preço agrícola tem dois componentes: o preço dos exportáveis, atrelado à taxa de câmbio e ao preço internacional, e o preço dos alimentos, determinado pelas condições da oferta e da demanda doméstica. Finalmente, os preços agrícolas e industriais compõem o índice agregado de preços, e a taxa de câmbio segue, a menos que ocorram choques cambiais, uma regra de paridade com a moeda norte-americana.

O modelo foi estimado econometricamente pelo método de dois estágios com correção para correlação serial com dados anuais para o período 1966/82 na Seção 3. Os resultados obtidos para a dinâmica salarial apenas confirmam aqueles observados anteriormente pelo autor. Estima-se que o processo de reajustes periódicos dos salários repasse aproximadamente 50% da variação corrente do índice de preços no ano. A inércia implícita na política salarial vigente (repassa da inflação passada) responde pelos 50% restantes. O efeito direto do nível de atividade sobre o crescimento dos salários é pequeno, porém estatisticamente significativo. *Ceteris paribus*, estima-se que um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia provoque uma redução de 2,6% ao ano na taxa de crescimento dos salários.

As participações estimadas dos insumos no custo variável do setor industrial são: 65% para a mão-de-obra; 27% para a matéria-prima importada exceto petróleo; e 8% para a energia. Assim, o efeito direto de uma desvalorização de 10% da taxa de câmbio sobre os preços industriais é um aumento de 3,5% dos preços industriais, se mantida a relação entre o preço doméstico da energia e o preço internacional do petróleo. Para a composição dos preços agrícolas estimou-se uma participação de 12% dos produtos exportáveis. Acredita-se, no entanto, que este valor subestime a participação atual daqueles produtos agrícolas cujos preços estariam vinculados aos preços internacionais, o que se deve a uma maior liberali-

zação dos preços agrícolas no período mais recente *vis-à-vis* o período da amostra. Os impactos diretos das condições de demanda e de oferta sobre os preços agrícolas são pequenos. Enquanto um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia provocaria, *ceteris paribus*, uma redução de 3,4% ao ano, um aumento da produção de alimentos de 10 pontos percentuais acima da “safra normal” contribuiria para uma redução de 4,4% ao ano nos preços agrícolas.

Na Seção 3 demonstrou-se que neste modelo a taxa de inflação corrente é determinada pela taxa de inflação passada, que denominamos de componente inercial da inflação, e pelo efeito dos choques de oferta e de demanda. Choques desfavoráveis provocariam elevações permanentes da taxa de inflação. Verificou-se ainda que o processo de indexação contribui para uma amplificação dos impactos diretos das variáveis de choque. Por exemplo, estimou-se que uma desvalorização cambial real de 10% provocaria, em primeira aproximação, um aumento permanente da taxa de inflação de 11,4% ao ano, em contraste com o efeito direto de apenas 3,5%. Choques da mesma magnitude nos preços das matérias-primas importadas e nos preços internacionais do petróleo gerariam aumentos de 7,7 e 2,3%, respectivamente, na taxa de inflação. Por sua vez, o impacto de um aumento do hiato do produto, que representa no modelo um choque de demanda, é também consideravelmente amplificado. Um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa das economias implicaria, em primeira aproximação, uma redução de 9% ao ano na taxa de inflação a partir de uma queda de 2,6% ao ano no crescimento dos salários nominais. Os coeficientes da forma reduzida do modelo refletem alguns *trade-offs* importantes para a avaliação de política econômica. Por exemplo, conclui-se que, para neutralizar o impacto inflacionário de uma desvalorização cambial de 10%, seria necessário um aumento da capacidade ociosa da economia da ordem de 12,7 pontos percentuais.

Na Seção 4 examinou-se a questão do efeito do nível de atividade sobre a formação dos preços industriais. A relação entre a *variação* do fator de *mark-up* e a *variação* do nível de atividade não demonstrou significância estatística. No entanto, encontrou-se uma relação perversa entre a *variação* do fator de *mark-up* e o *nível* de atividade, de difícil interpretação teórica. Este resultado sugeriria que os preços industriais cresceriam mais rapidamente que os custos variáveis em períodos de baixo nível de atividade, e vice-versa. Neste modelo alternativo, um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia adicionaria, *ceteris paribus*, 2,9% ao ano à taxa de crescimento dos preços industriais. Observou-se, então,

que este efeito é suficiente para neutralizar o efeito deflacionista de um menor nível de atividade da economia sobre os salários e sobre os preços agrícolas.

Observou-se ainda na Seção 4 que no modelo de *mark-up* fixo há uma sistemática superestimativa das variações dos preços industriais no período 1972/79. Estimou-se um deslocamento uniforme da ordem de 3,6% ao ano para o crescimento dos preços industriais no período. Argumentou-se então que o fator de *mark-up* anticíclico cumpre o papel de absorver parcialmente o diferencial preço/custos observado, devido ao elevado nível de atividade da economia no período. Sugeriu-se a possibilidade, no entanto, de que outros fatores de difícil quantificação, como o controle de preços que vigorou neste período, estejam sendo erroneamente captados pela variável de hiato do produto. Também não é possível descartar a hipótese de que esta variável esteja captando o efeito de variáveis omitidas correlacionadas, como, por exemplo, a taxa de juros.

Permanece controversa, portanto, a relação entre a inflação e o nível de atividade. Enquanto no modelo de *mark-up* fixo o valor do coeficiente do hiato do produto na equação de preços aproxima-se dos valores defendidos pelos adeptos da versão aceleracionista da curva de Phillips, no modelo de *mark-up* flexível obtém-se a virtual independência da taxa de inflação do nível de atividade da economia.

Com base nos resultados discutidos na Seção 3, são avaliados na Seção 5 os impactos inflacionários e os multiplicadores dos choques. Em decorrência do formato multiplicativo ou log-linear em taxas de variação do modelo, observou-se que o impacto inflacionário de um choque depende do componente inercial da inflação, da magnitude do choque e do coeficiente de impacto direto e indireto da variável de choque na determinação da taxa de inflação. Este último coeficiente está associado diretamente ao grau de indexação da economia. No caso de uma desvalorização cambial de 30%, foram estimados aumentos da taxa de inflação da ordem de 52 e 70 pontos percentuais para inflações iniciais de 50% ao ano (aproximadamente a taxa observada em 1979) e de 100% ao ano (aproximadamente a taxa observada em 1982), respectivamente. Tomando como base uma taxa de inflação de 150% ao ano (aproximadamente a taxa observada em 1983 em termos de média anual), estimou-se um multiplicador de 3 pontos percentuais de taxa de inflação por cada ponto percentual de desvalorização cambial.

O controverso efeito do nível de atividade sobre a formação dos preços industriais, a reduzida participação do setor de preços flexíveis da econo-

mia, que se restringe aqui à agricultura de alimentos, e os efeitos amplificados das variáveis de preços internacionais e de choque cambial sugerem que uma política antiinflacionária eficaz para a economia brasileira deveria fundamentar-se mais em uma revisão abrangente *dos mecanismos implícitos e explícitos* de indexação da economia do que em sucessivas contrações da demanda agregada ou mesmo em manifestações otimistas quanto à benevolência de São Pedro.

Apêndice

TABELA A.1

Anos	(1) Índice do salário médio do anual do pessoal ocupado na indústria de trans- formação <i>w</i>	(2) Índice de preços por atacado de produtos industriais (oferta global) <i>p_I</i>	(3) Índice de preços por atacado de produtos agrícolas (oferta global) <i>p_A</i>	(4) Índice de preços por atacado (disponibi- lidade interna) <i>p</i>	(5) Índice da taxa média de câmbio <i>e</i>	(6) Índice do preço médio de óleo combus- tível <i>p_O</i>
1966	37	43	44	45	48	85
1967	48	55	55	57	58	78
1968	63	71	64	70	74	79
1969	79	86	78	84	89	89
1970	100	100	100	100	100	100
1971	124	117	125	121	115	127
1972	156	136	153	143	129	169
1973	193	156	182	165	133	198
1974	252	202	236	213	148	299
1975	356	262	293	272	177	414
1976	523	357	466	382	233	641
1977	786	497	696	537	308	1.016
1978	1.182	673	992	743	394	1.178
1979	1.864	1.047	1.550	1.159	584	2.445
1980	3.587	2.133	3.293	2.425	1.153	8.844
1981	7.744	4.470	6.732	5.166	2.040	22.259
1982	16.647	8.975	11.781	10.022	3.931	38.526

FONTES: Col. (1): 1966/69 = IBGE/DEICOM, *Produção Industrial*; 1969/70 = IBGE/DEICOM, *Indústria de Transformação*, pesquisa trimestral; 1970/71 = IPEA, *Boletim Econômico*; 1971/82 = IBGE/DESDE, *Indicadores Conjunturais da Indústria*.

Cols. (2)-(4): FGV, *Conjuntura Econômica*, diversos números.

Col. (5): Banco Central do Brasil, *Boletim Mensal*, diversos números.

Col. (6): Conselho Nacional do Petróleo, *Anuário Estatístico*, diversos números.

TABELA A.2

Anos	(1) Índice de preço das importações exceto petróleo p_M^*	(2) Índice de preço das importações de petróleo p_O^*	(3) Índice de preço inter- nacional das bebidas p_T^*	(4) Índice de preço por atacado nos Estados Unidos p_U^*
1966	95	94	85	91
1967	96	106	85	91
1968	100	103	85	93
1969	98	97	88	97
1970	100	100	100	100
1971	102	119	92	103
1972	109	138	101	108
1973	136	173	125	122
1974	184	576	149	145
1975	191	581	143	159
1976	195	613	274	166
1977	202	641	475	176
1978	222	647	345	190
1979	251	869	365	214
1980	279	1.455	321	243
1981	292	1.735	249	266
1982	283	1.673	255	271

FONTES: Col. (1): Construído pelo autor deduzindo do índice de preços global das importações (*Conjuntura Económica*, diversos números) o preço CIF do petróleo importado.

Col. (2): CACEX, *Relatórios*, diversos anos.

Cols. (3)-(4): FMI, *Estadísticas Financieras Internacionales* (Anuário 1983).

TABELA A.3

Anos	(1) Fator de encargos sociais z_L	(2) Fator de subsídio ao óleo combustível z_O	(3) Fator de custo cambial das importações z_M	(4) Fator de choque cambial z_E
1966	1,28	2,25	1,00	0,95
1967	1,36	1,53	1,00	0,90
1968	1,35	1,25	1,00	0,95
1969	1,34	1,24	1,00	1,00
1970	1,34	1,20	1,00	1,00
1971	1,35	1,11	1,00	1,00
1972	1,35	1,08	1,00	1,00
1973	1,34	0,96	1,00	1,00
1974	1,35	0,38	1,00	1,00
1975	1,31	0,43	1,04	1,00
1976	1,31	0,48	1,18	1,00
1977	1,31	0,52	1,16	1,00
1978	1,31	0,54	1,16	1,00
1979	1,31	0,51	1,11	1,07
1980	1,31	0,56	1,00	1,16
1981	1,31	0,74	1,00	1,05
1982	1,31	0,69	1,00	1,00

FONTES: Col. (1): 1966/78 = Musalem (1982); 1978/82 = extensão do autor.

Col. (2): Construído pelo autor dividindo-se o preço doméstico do óleo combustível pelo equivalente em cruzeiros do preço do petróleo importado.

Col. (3): Comunicação informal de Maria Helena Horta.

Col. (4): Construído pelo autor a partir de resíduos da relação de paridade verificada empiricamente para o período 1970/78.

TABELA A.4

Anos	(1) Índice do PIB real y	(2) Índice do produto real $(y^n - y)$	(3) Índice da produção da lavoura exceto café q	(4) Desvio da safra de alimentos $(q - q^n)$
1966	71,7	0,239	84,7	-0,101
1967	75,2	0,261	91,3	-0,061
1968	83,6	0,225	92,7	-0,080
1969	91,9	0,199	95,4	-0,086
1970	100,0	0,184	100,0	-0,074
1971	113,3	0,129	104,2	-0,068
1972	126,6	0,087	108,4	-0,063
1973	144,2	0,027	116,6	-0,025
1974	158,3	0,003	125,6	0,015
1975	167,3	0,017	128,1	0,000
1976	182,3	0,000	140,5	0,057
1977	190,8	0,024	150,4	0,091
1978	202,3	0,035	135,6	-0,048
1979	215,3	0,042	145,4	-0,013
1980	232,5	0,035	163,4	0,069
1981	224,4	0,140	162,1	0,026
1982	226,4	0,201	170,2	0,041

FONTES: Col. (1): FGV, *Conjuntura Econômica*, diversos números.
 Col. (2): Construído pelo autor a partir da tendência log-linear da série de produto real.
 Col. (3): Centro de Estudos Agrícolas da FGV e *Conjuntura Econômica*, números de fevereiro.
 Col. (4): Construído pelo autor a partir dos resíduos da regressão de tendência log-linear da série de produção das lavouras exceto café.

Bibliografia

- CONTADOR, C. R. Crescimento econômico e o combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 31 (1), 1977.
- DA MATA, M. Controles de preços na economia brasileira: aspectos institucionais e resultados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10 (3) :911-56, dez. 1980.
- FAIR, R. C. The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors. *Econometrica*, maio 1970.
- LARA RESENDE, A., e LOPES, F. L. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 11 (3) :599-616, dez. 1981.
- LEMGRUBER, A. C. A inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária. *Revista Brasileira de Economia*, 27 (4), 1973.
- . Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia*, 28 (3), 1974.
- LOPES, F. L., e BACHA, E. L. Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, 1983.
- MODIANO, E. M. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 13 (1) : 39-68, abr. 1983.
- . *Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada*. Texto para Discussão, 70. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da PUC/RJ, set. 1984.
- MUSALEM, A. R. Salário real, produtividade, progresso tecnológico, emprego e preço relativo dos manufaturados no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 12 (1) :23-50, abr. 1982.
- SYLOS-LABINI, P. *Oligopólio e progresso técnico*. São Paulo, Forense Universitária, 1980.

(Originais recebidos em agosto de 1984. Revisos em dezembro de 1984.)

