

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 70

Salários, Preços e Câmbio:
Os Multiplicadores dos Choques
em uma Economia Indexada

Eduardo Marco Modiano



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

Maio de 1984

1. Introdução

Atualmente podem ser identificadas duas linhas de pensamento sobre a determinação de preços 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” preconizado pelos resultados aparentemente favoráveis obtidos com o modelo da curva de Phillips para a economia brasileira. 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 da economia sugere a inevitabilidade de políticas de contenção da demanda agregada para o sucesso no combate à inflação.

Lara Resende e Lopes (1981) inauguraram 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 contes taram o *tradeoff* da curva de Phillips. Os resultados obtidos por estes autores revelaram um certo “pessimismo deflacionista” quanto ao impacto das políticas recessivas defendidas pela corrente tradicional.

Posteriormente Modiano (1983) conciliou parcialmente estas duas visões através da especificação e estimação de um modelo que distinguia a determinação dos salários da formação dos preços industriais e agrícolas. Os resultados obtidos com este modelo revelaram a existência de uma relação direta, porém de pequena magnitude, entre a dinâmica dos salários nominais e o nível de atividade da economia. O já pequeno efeito deflacionista de uma contração de nível de atividade da economia sobre os salários, refletia-se ainda parcialmente sobre as variações do índice agregado de preços. Conforme notado pelo autor a hipótese de exogeneidade dos preços agrícolas e das matérias-primas industriais era parcialmente defensável, porém crucial para o amortecimento do impacto deflacionista sobre os salários nominais médios da economia. A utilização deste modelo para previsões era, no entanto, bastante limitada na medida em que se tornava necessária uma melhor compreensão das regras de formação dos preços agrícolas e das matérias-primas. Além disso, era impossível dimensionar adequadamente o impacto de variáveis que se acreditava terem contribuído para a recente aceleração inflacionária, tais como: o preço internacional do petróleo e outras matérias-primas importadas; as variações da taxa de câmbio em termos reais; o preço internacional das “commodities” agrícolas; e os choques de oferta na agricultura.

Este trabalho pretende, portanto, dar continuidade às atividades de pesquisa do autor nesta área. Assim, em seguida a esta introdução, na Seção 2, é formulado 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 1966/1982. Os resultados então obtidos são confrontados com resultados divulgados anteriormente pelas duas linhas alternativas de pensamento sobre a inflação brasileira e analisados à luz de suas implicações

para a política econômica. Na Seção 4, explora-se uma peculiaridade desta especificação do modelo que torna os impactos marginais das variáveis de choque sensíveis à magnitude do choque. Obtém-se os multiplicadores em termos da taxa de inflação das diversas variáveis exógenas consideradas. 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 5. Os resultados obtidos nesta seção são confrontados com aqueles obtidos sob a hipótese de um *mark-up* fixo da Seção 2. A Seção 6 examina a questão da inércia no processo inflacionário e suas implicações para o amortecimento do efeito dos choques inflacionários. Finalmente, a Seção 7 resume os resultados obtidos e conclui 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 crônico. Os preços industriais são, então, formados por uma regra de *mark-up* sobre os custos variáveis unitários. Constituem elementos de custo para o setor industrial: o trabalho (L), a matéria-prima importada exceto petróleo (M) e a energia ou o petróleo importado (O).

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, reflete-se sobre os preços agrícolas através dos produtos exportáveis, pretendem representar adequadamente no modelo os mecanismos de indexação explícitos da economia brasileira.

2.1. A Dinâmica dos Salários Nominais

A determinação do salário médio da economia segue a formulação proposta em Modiano (1983). Assim, representa-se o processo de indexação salarial pela fórmula de Lopes e Bacha (1983), que:

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

$$\alpha_1 + \alpha_2 = 1$$

onde w denota o salário nominal médio; p um índice agregado de preços contemporâneo; p_{-1} o índice de preços do período anterior; e v o salário real almejado pelos trabalhadores.

Expressa em termos de taxas de variação¹, a equação (1) é equivalente a:

$$\begin{aligned}\hat{w} &= \hat{v} + \alpha_1 \hat{p} + \alpha_2 \hat{p}_{-1} \\ \alpha_1 + \alpha_2 &= 1\end{aligned}\quad (2)$$

A hipótese de que os aumentos do índice agregado de preços são repassados ao salário médio integralmente em dois períodos implica $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$.

A dinâmica do salário real almejado pelos trabalhadores é representada de forma simplista por:

$$\begin{aligned}\hat{v} &= \alpha_0 + \alpha_3(y^p - y) \\ \alpha_3 &< 0\end{aligned}\quad (3)$$

onde $(y^p - y)$ denota o hiato do produto, medido pela diferença entre os logaritmos naturais do produto potencial y^p e do produto efetivo y . A equação (3) supõe 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, relacionada ao hiato do produto pela lei de Okun.

Substituindo-se (3) em (2), obtém-se que:

$$\begin{aligned}\hat{w} &= \alpha_0 + \alpha_1 \hat{p} + \alpha_2 \hat{p}_{-1} + \alpha_3(y^p - y) \\ \alpha_1 + \alpha_2 &= 1, \alpha_3 < 0\end{aligned}\quad (4)$$

que representa a dinâmica do salário médio nominal da economia no modelo.

2.2. A Formação dos Preços Industriais

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

$$P_I = Z_K C(P_L, P_M, P_0) \quad (5)$$

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. Os custos unitários dos insumos à atividade produtiva são representados por P_L , P_M e P_0 para o trabalho, a matéria-prima importada exceto petróleo e o petróleo importado, respectivamente. Em termos de taxas de variação, os preços industriais são formados segundo:

$$\hat{p}_I = \hat{z}_K + \hat{c} \quad (6)$$

Supondo que a função de produção agregada do setor industrial possa ser adequadamente representada pela especificação Cobb-Douglas, a função de custo variável unitário é dada por:

$$\begin{aligned}C(P_L, P_M, P_E) &= e^{-\beta_0 t} p_L^{\beta_1} p_M^{\beta_2} p_0^{\beta_3} \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1, \beta_0 > 0\end{aligned}\quad (7)$$

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

onde β_0 representa a taxa, constante, de progresso técnico neutro.

Expressa em termos de taxas de variação, a equação (7) é equivalente a:

$$\begin{aligned}\hat{c} &= -\beta_0 + \beta_1\hat{p}_L + \beta_2\hat{p}_M + \beta_3\hat{p}_0 \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1; \beta_0 > 0\end{aligned}\quad (8)$$

Os parâmetros β_1 , β_2 e β_3 denotam, as parcelas do custo variável atribuídas à mão-de-obra, à matéria-prima importa da exceto petróleo e ao petróleo importado respectivamente. Uma vez que estas remunerações esgotam o custo variável setorial, tem-se que $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$.

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

$$P_L = Z_L W; P_M = Z_M E P_M^* \text{ e } P_0 = Z_0 E P_0^* \quad (9)$$

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_0 o fator de subsídio à importação de petróleo. A taxa de câmbio nominal E determina o equivalente em cruzeiros dos preços internacionais da matéria-prima exceto petróleo e do petróleo importado, representados por P_M^* e P_0^* , respectivamente.

As equações (9) para os custos unitários dos insumos podem ser expressas em termos de taxas de variação como:

$$\hat{p}_L = \hat{z}_L + \hat{w}; \hat{p}_M = \hat{z}_M + \hat{e} + \hat{p}_M^* \text{ e } \hat{p}_0 = \hat{z}_0 + \hat{e} + \hat{p}_0^* \quad (10)$$

Assim, substituindo (8) e (10) em (6) e supondo Z_k constante, ou seja $z_k = 0$, obtém-se:

$$\begin{aligned}\hat{p}_I &= -\beta_0 + \beta_1(\hat{z}_L + \hat{w}) + \beta_2(\hat{z}_M + \hat{e} + \hat{p}_M^*) + \beta_3(\hat{z}_0 + \hat{e} + \hat{p}_0^*) \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1; \beta_0 > 0\end{aligned}\quad (11)$$

que representa o processo de formação dos preços industriais no modelo.

2.3. A Evolução dos Preços Agrícolas

Considere-se agora que os produtos agrícolas podem ser 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

$$\begin{aligned}P_A &= P_T^{\gamma_1} P_F^{\gamma_2} \\ \gamma_1 + \gamma_2 &= 1\end{aligned}\quad (12)$$

onde P_A denota o preço do produto agrícola; P_T é o preço dos exportáveis e P_F é o preço dos alimentos.

Em termos de taxas de variação, tem-se para a evolução do preço agrícola que:

$$\begin{aligned}\hat{p}_A &= \gamma_1\hat{p}_T + \gamma_2\hat{p}_F \\ \gamma_1 + \gamma_2 &= 1\end{aligned}\quad (13)$$

onde γ_1 e γ_2 representam respectivamente as parcelas atribuídas aos exportáveis e aos alimentos na

produção agrícola. Supondo que os exportáveis e os alimentos esgotam a produção setorial, tem-se que $\gamma_1 + \gamma_2 = 1$

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

$$P_T = EP_T^* \quad (14)$$

onde P_T^* denota o preço internacional de “commodities”. Em termos de taxas de variação tem-se que, equivalentemente, que:

$$\hat{p}_T = \hat{e} + \hat{p}_T^* \quad (15)$$

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, em termos de taxa de variação, por:

$$\begin{aligned} \hat{q}_F \equiv \hat{p}_F - \hat{p} &= c_0 + c_3(y^p - y) + c_4(q - q^n) \\ c_3 < 0 \text{ e } c_4 < 0 \end{aligned} \quad (16)$$

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 equação (16) afirma que o preço real cresce a uma taxa constante a menos dos choques de oferta e de demanda.

Substituindo (16) e (15) em (13) e definindo $\gamma_0 = \gamma_2 c_0$, $\gamma_3 = \gamma_2 c_3$ e $\gamma_4 = \gamma_2 c_4$, obtém-se:

$$\begin{aligned} \hat{p}_A &= \gamma_0 + \gamma_1(\hat{e} + \hat{p}_T^*) + \gamma_2 \hat{p} + \gamma_3(y^p - y) + \gamma_4(q - q^n) \\ \gamma_1 + \gamma_2 &= 1; \gamma_3 < 0 \text{ e } \gamma_4 < 0 \end{aligned} \quad (17)$$

que representa a evolução do preço agrícola no modelo.

2.4. A Indexação da Taxa de Câmbio

Supõe-se que a taxa de câmbio segue uma regra de paridade com a moeda norte-americana, a menos de uma variável de choque sob o controle dos responsáveis pela política econômica, ou seja:

$$E = Z_E \frac{P}{P_U^*} \quad (18)$$

onde P_U^* denota um índice agregado de preços norte-americano e Z_E representa o fator de choque cambial. Em termos de taxa de variação, a relação (18) deve ser expressa como:

$$\hat{e} = \hat{z}_E + \hat{p} - \hat{p}_U^* \quad (19)$$

que representa o processo de indexação da taxa de câmbio no modelo.

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:

$$P = P_A^{\lambda_1} P_I^{\lambda_2} \quad (20)$$
$$\lambda_1 + \lambda_2 = 1$$

Expressa em termos de taxas de variação, a equação (20) é equivalente a:

$$\hat{p} = \lambda_1 \hat{p}_A + \lambda_2 \hat{p}_I \quad (21)$$
$$\lambda_1 + \lambda_2 = 1$$

onde λ_1 e λ_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 $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$.

2.6. A Determinação Simultânea dos Salários e Preços

As equações (4), (11), (17), (19) e (21) compõem o modelo de determinação simultânea dos salários dos preços da economia. O Quadro 1 apresenta um resumo das especificações adotadas para o salário médio, o preço industrial, o preço agrícola, o índice agregado de preços e para a taxa de câmbio. Nesta formulação constituem variáveis exógenas: os preços internacionais; o hiato do produto; o choque da oferta de alimentos; os fatores de impostos ou subsídios e o choque cambial. A taxa de inflação passada é a única variável endógena defasada do modelo. Elimina-se, assim, em relação a Modiano (1983), a contemporaneidade do preço doméstico da matéria-prima e dos preços agrícolas considerados, então, como variáveis exógenas à determinação de salários e preços.

Estimativas dos parâmetros estruturais podem ser obtidas através da estimação simultânea das cinco equações do Quadro 1. De modo a isolar o efeito das variáveis exógenas sobre as variáveis endógenas, o sistema de equações estruturais pode ser resolvido para as variáveis exógenas gerando, assim, a forma reduzida do modelo. Os coeficientes da forma reduzida 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 ambiguidade. O padrão de sinais esperados para a forma reduzida encontra-se também resumido na Tabela 1.

A Tabela 1 apresenta ainda os coeficientes da forma reduzida e os sinais esperados para a taxa de crescimento do salário real $\hat{\omega} \equiv \hat{w} - \hat{p}$ e para as mudanças dos termos de troca entre a agricultura e a indústria, $\hat{\rho} = \hat{p}_A - \hat{p}_I$.

Tabela 1 – Coeficientes da Forma Reduzida (Fator de Mark-up Constante)

Variáveis									
Endógenas	Pré-Determinadas								
	Constante	\hat{p}_{-1}	\hat{z}_L	$\hat{z}_M + \hat{p}_M^*$	$\hat{z}_0 + \hat{p}_0$	$(y^p - y)$	\hat{p}_c^*	q	$\hat{z}_E - \hat{p}_U$
\hat{w}	$\frac{\alpha_1\gamma_0\lambda_1 + \alpha_0\beta_1\lambda_2 - \alpha_1\beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\alpha_1\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\alpha_1\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\alpha_1\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\alpha_1\gamma_1\lambda_1 + \alpha_1(1 - \beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
\hat{p}_I	$\frac{(1 - \Delta)\gamma_0\lambda_1 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{(1 - \Delta)\gamma_3\lambda_2 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{(1 - \Delta)\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{(1 - \Delta)\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{(1 - \Delta)\gamma_1\lambda_1 + (1 - \beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
\hat{p}_A	$\frac{\gamma_0(\lambda_1 + \Delta\lambda_2) + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3(\lambda_2 + \Delta\lambda_2) + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1(\lambda_1 + \Delta\lambda_2)}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4(\lambda_1 + \Delta\lambda_2)}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1(\lambda_1 + \Delta\lambda_2) + (1 - \beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
\hat{p}	$\frac{\gamma_0\lambda_1 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1\lambda_1 + (1 - \beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
\hat{e}	$\frac{\gamma_0\lambda_1 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1\lambda_1 + (1 - \alpha_1\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
\hat{w}	$\frac{\alpha_2\beta_2\lambda_2 - \alpha_2\gamma_0\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$	0	$-\frac{\alpha_2\beta_1}{\Delta}$ (-)	$-\frac{\alpha_2\beta_2}{\Delta}$ (-)	$-\frac{\alpha_2\beta_3}{\Delta}$ (-)	$-\frac{\alpha_2\gamma_3\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$-\frac{\alpha_2\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (-)	$-\frac{\alpha_2\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$-\frac{\alpha_2\gamma_1\lambda_1 + \alpha_2(1 - \beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (-)
\hat{p}	$\frac{\gamma_0}{\lambda_2}$	0	0	0	0	$\frac{\gamma_3}{\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1}{\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4}{\lambda_2}$ (-)	$\frac{\gamma_1}{\lambda_2}$ (+)

Observa-se na Tabela 1 que uma desvalorização cambial real ($\hat{\omega} \equiv \hat{w} - \hat{p}$) reduz a taxa de crescimento do salário real. Isto ocorre porque a desvalorização cambial provoca 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. Paralelamente, um aumento da capacidade ociosa da economia, tenderia *ceteris paribus* a elevar o salário médio real devido à queda do preço agrícola em função da retração da demanda por alimentos. Este efeito, que acredita-se pequeno, depende, naturalmente, do valor do coeficiente γ_3 , ou seja, da resposta dos preços dos alimentos às variações da demanda. Observe-se na Tabela 1 que se $\gamma_3 = 0$, o salário médio real independeria do nível de atividade da economia.

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 estejam parcialmente ($\gamma_1 > 0$) atrelados aos preços internacionais. Enquanto uma quebra da safra de alimentos ($q < q^n$) e uma elevação do preço internacional de “commodities” favorecem a agricultura, o aumento da capacidade ociosa da economia deteriora os termos de troca, para $\gamma_3 > 0$, devido à contração da demanda de alimentos.

3. Estimação do Modelo Básico

Os resultados da estimação econométrica do modelo composto pelas equações (4), (11), (17), (19) e (21) do Quadro 1, estão apresentados no Quadro 2. As séries de dados anuais utilizadas, assim como as fontes dos dados primários e as metodologias de construção dos dados secundários estão reportadas no Apêndice. Utilizou-se para a estimação dos parâmetros estruturais do modelo a técnica de mínimos quadrados em dois estágios com correção para correlação serial pelo método de Fair. A observação das restrições de adição unitária dos parâmetros contribuiu para aumentar a eficiência estatística dos estimadores e para simultaneamente, reduzir o número de variáveis explicativas, dada a pequena dimensão da amostra.

Com relação ao Quadro 2 observa-se que todas as variáveis explicativas têm os sinais esperados e os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 5%. Para a dinâmica dos salários nominais, os resultados obtidos não são, à exceção da constante, estatisticamente distintos daqueles obtidos anteriormente por Modiano (1983). Aproximadamente a metade da inflação corrente ($\alpha_1 = 0,455$), medida pela elevação do IPA-DI, é 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

aproximação² um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia reduz a taxa de crescimento dos salários nominais em 2,6 pontos percentuais.

Quadro 2

Resultados da Estimação Econométrica do Modelo (1966/82)

Dinâmica dos Salários Nominais:

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

$$(8,795) \quad (8,016) \quad (-3,818)$$

$$R^2 = 0,83; \quad DW = 2,18; \quad SER = 0,020$$

Formação dos Preços Industriais:

$$\hat{p}_I = -0,036 + 0,648\hat{p}_L + 0,272\hat{p}_M + 0,080\hat{p}_0$$

$$(-2,829) \quad (9,766) \quad (3,601)$$

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

Evolução dos Preços Agrícolas:

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

$$(2,564) \quad (21,75) \quad (-2,528) \quad (-2,062)$$

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

Composição do Índice de Preços:

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

$$(14,25)$$

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

Indexação da Taxa de Câmbio:

$$\hat{e} = 1,002\hat{p} + 1,0001\hat{z}_E - 1,000\hat{p}_U^*$$

$$(119,1) \quad (17,66)$$

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

As despesas com a importação de matérias-primas exceto petróleo correspondem a aproximadamente 27% do custo variável do setor industrial ($\beta_2 = 0,272$). Paralelamente, as despesas

² A qualidade esta aproximação é discutida na seção 4.

com energia representam apenas 8% do custo variável setorial ($\beta_3 = 0,080$). A mão-de-obra é, segundo os resultados obtidos, o elemento de custo de maior participação na variação dos preços industriais observada no período, respondendo por aproximadamente 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% aa ($\beta_0 = 0,036$).

Os gêneros alimentícios correspondem a aproximadamente 88% do valor da produção agrícola³ ($\gamma_2 = 0,884$). A lavoura de exportáveis, por sua vez, responde pelos restantes 12% da elevação dos preços agrícolas⁴ ($\gamma_1 = 0,116$). 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 3,4 pontos percentuais ao ano. O coeficiente da variável de choque da safra de alimentos ($\gamma_4 = 0,438$), à margem da significância estatística ao nível de 5%, sugere que condições favoráveis na lavoura que representem um desvio de 10 pontos percentuais em relação à safra normal reduziria a taxa de crescimento dos preços agrícolas em 4,38 pontos percentuais ao ano.

Na composição do agregado de preços, os produtos industriais respondem por aproximadamente 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 dos denominados choques cambiais.

Substituindo os valores estimados para os parâmetros estruturais do Quadro 2 nas expressões da Tabela 1, obtém-se os valores para os coeficientes da forma reduzida do modelo, apresentados na Tabela 2. Para pequenas taxas de inflação e pequenos choques, os coeficientes da forma reduzida indicam o impacto marginal sobre as variáveis endógenas de choques nas variáveis exógenas.

Observa-se na Tabela 2 que a inexistência de inércia 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 uma amplificação considerável dos efeitos correntes das variáveis exógenas ou pré-determinadas 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.

³ Na estimação do preço agrícola os melhores resultados 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.

⁴ Observe 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

Valores dos Coeficientes da Forma Reduzida (Fator de Mark-Up Constante)

Endógenas	Variáveis Pré-Determinadas								
	Constante	\hat{p}_{-1}	\hat{z}_L	$\hat{z}_M + \hat{p}_M^*$	$\hat{z}_0 + \hat{p}_0^*$	$(y^p - y)$	\hat{p}_c^*	$(q - q^n)$	$\hat{z}_E - \hat{p}_U^*$
\hat{w}	0,127	1,000	0,835	0,350	0,103	-0,672	0,066	-0,251	0,570
\hat{p}_I	0,081	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,753	0,095	-0,357	1,091
\hat{p}_A	0,139	1,000	1,835	0,770	0,227	-1,238	0,262	-0,990	1,259
\hat{p}	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,902	0,146	-0,552	1,143
\hat{e}	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,902	0,146	-0,552	2,143
$\hat{\omega}$	0,028	0,000	-1,000	-0,420	-0,124	0,230	-0,080	0,301	-0,573
\hat{p}	0,058	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,485	0,167	-0,633	0,168

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 por alimentos implica uma menor taxa de crescimento para o índice agregado de preços. O amortecimento da inflação corrente, que é repassada integralmente à taxa de câmbio e parcialmente aos salários e aos preços agrícolas correntes, exerce nova pressão deflacionista sobre os custos industriais e sobre os preços agrícolas correntes, inaugurando uma nova sequência 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%, o que resulta num coeficiente na forma reduzida de -0,672.

Nesta especificação do modelo, ao contrário dos resultados obtidos em Modiano (1983), o impacto de uma variação da capacidade ociosa da economia sobre os salários é inferior ao efeito sobre os preços. Na ausência de inércia tanto na formação dos preços industriais quanto na evolução dos preços agrícolas, este fenômeno deve-se exclusivamente ao efeito do nível de atividade, medido pelo hiato do produto, sobre a demanda por produtos agrícolas. Este resultado pode ser verificado fazendo-se $\gamma_3 = 0$ nos coeficientes do hiato do produto na forma reduzida apresentada na Tabela 1.

Uma vez que o processo de indexação tende a amplificar os efeitos diretos das variáveis exógenas ou pré-determinadas sobre as variáveis endógenas, magnificam-se também os erros nas estimativas dos parâmetros estruturais. Com o propósito de avaliar a sensibilidade dos coeficientes da forma reduzida às estimativas dos parâmetros estruturais, a Tabela 3 apresenta os valores assumidos pelo coeficiente do hiato do produto na forma reduzida para variações em β_3 e γ_3 de mais e menos um desvio-padrão.

Tabela 3

Sensibilidade do Coeficiente do Hiato do Produto na Forma Reduzida do Modelo

$\gamma_3 \backslash \beta_3$	-0,193	-0,261	-0,329
-0,203	-0,610	-0,735	-0,859
-0,336	-0,778	-0,902	-1,027
-0,469	-0,945	-1,070	-1,195

Tabela 4

Sensibilidade do Coeficiente de Choque Cambial na Forma Reduzida do Modelo

β_1 ($\beta_2 + \beta_3$)	0,582 (0,418)	0,648 (0,352)	0,714 (0,286)
γ_2 (γ_1)			
0,843 (0,157)	1,538	1,195	0,914
0,884 (0,116)	1,481	1,143	0,868
0,925 (0,075)	1,423	1,091	0,821

Os resultados apresentados na Tabela 2 também sugerem 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 ($\hat{z}_E > 0$) os efeitos diretos incluem tanto uma elevação dos preços industriais, provocada por aumentos dos custos de importação das matérias-primas ($\hat{z}_M = 0$ e $\hat{z}_0 = 0$) quanto um aumento do preço dos produtos agrícolas exportáveis. Assim, em primeira aproximação, uma desvalorização real de 10% provocaria um aumento dos preços industriais da ordem de 3,5% já que $\beta_2 + \beta_3 = 0,352$ e uma elevação dos preços agrícolas de aproximadamente 1,2% uma vez que $\gamma_1 = 0,116$. O subsequente repasse da elevação do índice agregado de preços aos salários e aos preços dos alimentos, ainda no período corrente, terminaria por elevar a taxa de inflação do índice agregado de preços em 11,4% segundo os resultados da Tabela 2. Para os preços industriais o impacto direto amplifica-se aproximadamente 180% passando de 0,352 para 1,091. No caso dos preços agrícolas, perfeitamente atrelados ao índice agregado de preços corrente 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 impacto direto estimado em 0,116. A Tabela 4 ilustra a sensibilidade do coeficiente do choque cambial sobre o índice agregado de preços na forma reduzida, para variações de mais e menos um desvio padrão em β_1 e γ_2 .

Estima-se que 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 simplificação do efeito direto sobre o índice agregado de preços seja da ordem de 183%, uma vez que $1/\Delta = 2,83$.

Para o preço internacional das “commodities” e para a variável de choque de oferta de alimentos o multiplicador dos impactos diretos sobre o índice agregado de preços ($\lambda_1/\Delta\lambda_2$) é estimado em 1,26. Observe-se ainda na Tabela 2 que o impacto de variações tanto do preço das “commodities” quanto da safra de alimentos, sobre os salários, os preços industriais e o índice agregado de preços são inferiores ao efeito sobre os preços agrícolas. Este resultado pode ser atribuído à especificação do modelo, pela qual os preços agrícolas respondem apenas por uma pequena parcela do índice agregado de preços ($\lambda_1 = 0,308$). A Tabela 2 apresenta também os valores dos coeficientes que resultam para o crescimento do salário em termos reais e para a mudança dos termos de troca entre os setores agrícola e industrial.

Note-se que embora este modelo gere valores para o coeficiente do hiato do produto (Tabelas 2 e 3) 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 2 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 ($1,143/0,902 = 1,267$).

Observe-se ainda na Tabela 2 que, definindo o hiato do produto “normal” pelo hiato médio observado no período da amostra ($y^p - y^n = 0,109$), na ausência de choques exógenos ($p_M^* = p_0^* = p_C^* = p_U^*$; $\hat{z}_L = z_M = z_0 = z_E = 0$ 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 ($\hat{p}_I = \hat{p}_A = \hat{p} = \hat{p}_{-1}$) com crescimento positivo do salário médio real ($\hat{w} = 0,054 + \hat{p}_{-1}$). A constante da equação de salários em regime permanente não é estatisticamente distinta da taxa média de crescimento da produtividade, estimada em 5,4% aa para o mesmo período.

4. Os Multiplicadores dos Choques Exógenos

Os multiplicadores dos choques exógenos, que refletem os impactos marginais sobre as variáveis endógenas do modelo, podem ser obtidos a partir dos coeficientes da forma reduzida, através da relação:

$$\frac{\partial \hat{X}_1}{\partial \hat{X}_2} = \eta_{\hat{x}_1 \hat{x}_2} \left(\frac{1 + \hat{X}_1}{1 + \hat{X}_2} \right) \quad (22)$$

onde X_1 denota a taxa de crescimento de uma variável endógena e X_2 representa a taxa de crescimento da variável de choque. As elasticidades $\eta_{\hat{x}_1\hat{x}_2}$ indicam os respectivos coeficientes na forma reduzida ($\eta_{\hat{x}_1\hat{x}_2} = \partial \hat{x}_1 / \partial \hat{x}_2 = \partial \log(1 + \hat{X}_1) / \partial \log(1 + \hat{X}_2)$). Assim, segundo a relação (22), os impactos marginais dos choques não são necessariamente constantes dependendo, em geral, do valor da variável endógena e da magnitude do choque. Os coeficientes da forma reduzida correspondem, portanto, aos impactos marginais apenas em primeira aproximação ($\hat{x}_1 \cong 0$ e $\hat{x}_2 \cong 0$).

Demonstra-se ainda que os multiplicadores ou impactos marginais dos choques exógenos variam segundo a relação:

$$\frac{\partial^2 \hat{X}_1}{\partial^2 \hat{X}_2} = \eta_{\hat{x}_1\hat{x}_2} \frac{(1 + \hat{X}_1)}{(1 + \hat{X}_2)} (\eta_{\hat{x}_1\hat{x}_2} - 1) \quad (23)$$

ou seja, os impactos marginais são crescentes (decrescentes) se $\eta_{\hat{x}_1\hat{x}_2}$ é superior (inferior) a unidade. Assim, enquanto que uma desvalorização cambial ($\eta_{\hat{p}\hat{z}_E} = 1,143$) tem impactos marginais crescentes, em termos da taxa de inflação do índice agregado de preços, elevações dos preços internacionais das matérias-primas, do petróleo e das “commodities” têm impactos marginais decrescentes ($\eta_{\hat{p}\hat{p}_M^*} = 0,770$; $\eta_{\hat{p}\hat{p}_O^*} = 0,227$ e $\eta_{\hat{p}\hat{p}_C} = 0,146$).

Utilizando os coeficientes da Tabela 2 as Figuras 1-a a 1-d ilustram o impacto inflacionário ($\hat{p} - \hat{p}_{-1}$) de um desvio da oferta de alimentos e de uma contração do nível de atividade respectivamente em função da magnitude do choque, na ausência de outros choques.

Figura 1-a

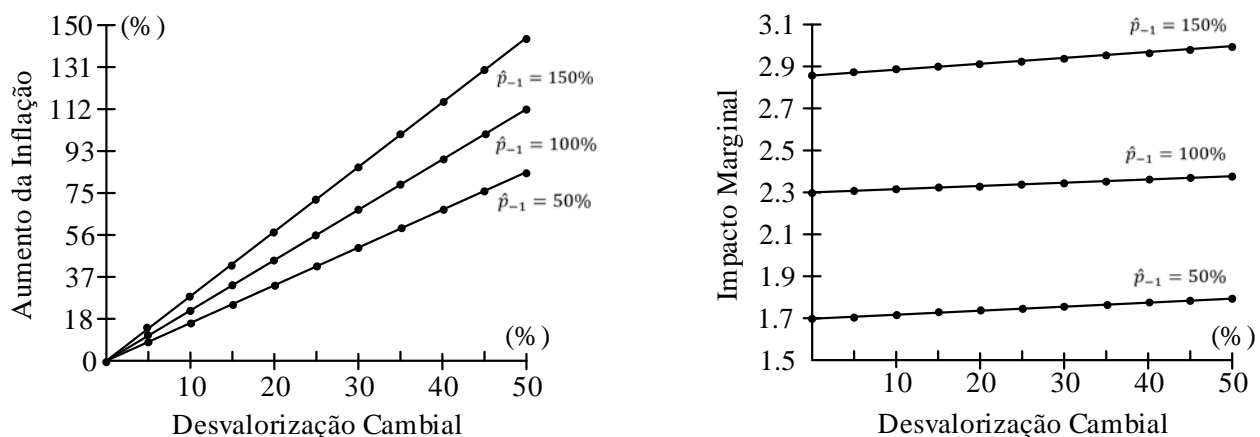


Figura 1-b

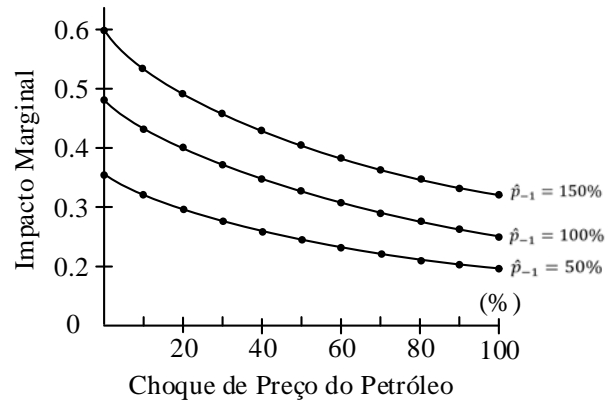
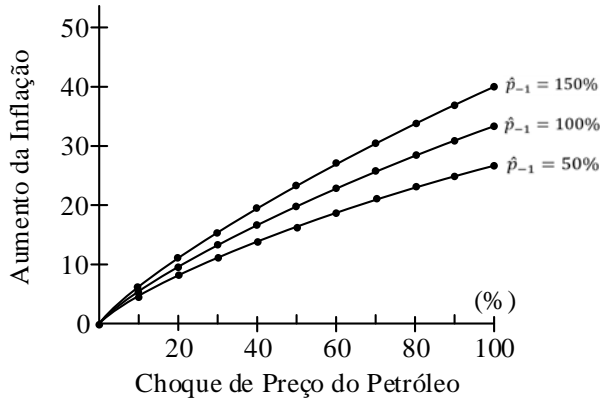
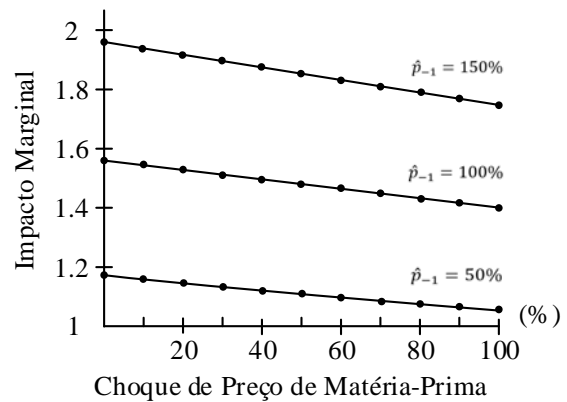
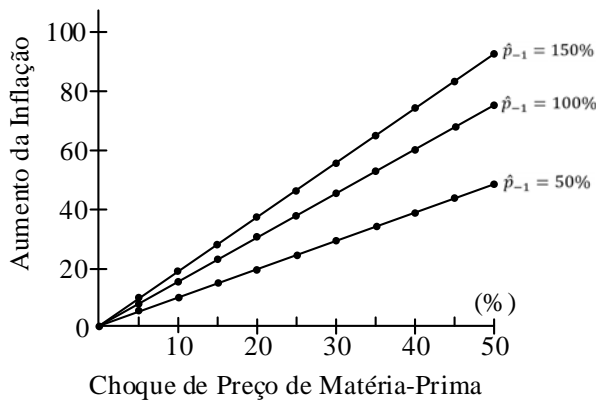


Figura 1-c



5. A Questão do *Mark-up* Flexível

Na derivação da equação de formação dos preços industriais (11) considerou-se constante o fator de *mark-up*, ou seja, $\hat{z}_K = 0$. Supondo que o fator de *mark-up* seja flexível a equação (11) deve ser reescrita como:

$$\begin{aligned} \hat{p}_I &= \hat{z}_K - \beta_0 + \beta_1 \hat{p}_L + \beta_2 \hat{p}_M + \beta_3 \hat{p}_0 \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1 \end{aligned} \quad (11')$$

Admitindo-se que o fator de *mark-up* do setor industrial responda às variações da demanda agregada tem-se, de forma genérica, que:

$$\hat{z}_K = \delta_0 + \delta_1 (y^p - y) + \delta_2 (y^p - y)_{-1} \quad (24)$$

Labini sugeriu a existência de uma relação perversa entre o nível de atividade da economia e o fator de *mark-up* praticado pelo setor industrial oligopolista. A elevação do fator de *mark-up* no caso de queda do nível de atividade justificar-se-ia com base no aumento do custo fixo unitário. Observe-se, no entanto, que este argumento aponta direção de uma relação direta entre as *variações* do fator de *mark-up* e do hiato do produto, o que corresponde a admitir que $\delta_1 > 0$ e $\delta_1 + \delta_2 = 0$ em (24).

Neste caso, quando o hiato do produto é mantido constante, o fator de *mark-up* permanece inalterado se $\delta_0 = 0$ ou cresce (decrece) de acordo com a tendência histórica se $\delta_0 > 0$ (< 0).

A Tabela 5 apresenta os resultados obtidos com variantes da equação de formação dos preços industriais que incorporam os efeitos do nível de atividade da economia, especificados pela equação comportamental (24). Observe-se que, embora os sinais dos coeficientes estimados para a variação do hiato do produto nas equações (11'c) e (11'd) sejam positivos, não é possível rejeitar a hipótese de que os coeficientes sejam nulos ao nível de 5% de significância. O melhor resultado é obtido na equação (11'a) com $\delta_2 = 0$ em (24), o que sugere a existência de uma relação inversa entre a *variação* do fator de *mark-up* e o *nível* de atividade 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, que denominamos *labianiana*, 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 potencial⁵. 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 (decrece) se o produto potencial da economia se expande (contraí) para $r > 1$, ainda que o nível de atividade seja mantido constante⁶.

Este seria essencialmente um fenômeno 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 impedem um teste estatístico desta hipótese. Um argumento semelhante para explicar o efeito perverso do hiato do produto sobre a taxa de variação do fator de *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 (8).

⁵ Se $C_F = e^a Y^p$, então $\log(C_F/Y) = a + (y^p - y)$.

⁶ No caso em que $C_F = e^a (Y^p)^r$ teríamos que $\log(C_F/Y) = a + (y^p + y) + (r - 1)y^p$.

Tabela 5

Formação dos Preços Industriais com Mark-Up Flexível

Dependente	Explicativas						
	Constante	\hat{p}_L	\hat{p}_M	\hat{p}_0	$(y^p - y)$	$(y^p - y)_{-1}$	$(y^p - y) - (y^p - y)_{-1}$
\hat{p}_I Equação (11'a) $R^2 = 0,99$ $SE = 0,019$ $RHO = 0,27$	-0,067 (-6,217)	0,590 (9,822)	0,286 (4,491)	0,124	0,291 (3,320)		
Equação (11'b) $R^2 = 0,99$ $DW = 1,65$ $SE = 0,023$ $RHO = 0,35$	-0,060 (-4,052)	0,664 (10,28)	0,217 (2,822)	0,119		0,203 (1,860)	
Equação (11'c) $R^2 = 0,99$ $DW = 1,58$ $SE = 0,024$ $RHO = 0,48$	-0,034 (-2,773)	0,583 (6,480)	0,347 (3,389)	0,070			0,252 (1,101)
Equação (11'd) $R^2 = 0,99$ $DW = 2,01$ $SE = 0,019$ $RHO = 0,18$	-0,062 (-5,994)	0,550 (7,672)	0,340 (4,112)	0,110	0,263 (3,278)		0,190 (1,164)

A Tabela 6 apresenta os valores dos coeficientes para a forma reduzida do modelo que resulta da substituição da equação (11) do modelo básico pela equação (11'a). O contraste entre as Tabelas 2 e 6 revela que esta alteração não afeta qualitativa mente os resultados obtidos anteriormente, à exceção dos coeficientes para o hiato do produto. Observa-se que a magnitude do coeficiente estimado para o efeito perverso do hiato do produto sobre a variação dos preços industriais ($\delta_1 = 0,291$) é suficiente para neutralizar o efeito deflacionista que se exerce sobre o salário nominal, e sobre o preço dos alimentos. Assim, o efeito líquido do nível de atividade sobre a taxa de inflação do índice agregado de preços torna-se praticamente desprezível (-0,039). Neste caso, uma maior retração do nível de atividade da economia 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. Este resultado, por sua vez, parece consistente com o “pessimismo deflacionista” de Lara Resende e Lopes (1981) e Modiano (1983).

Figura 2-a

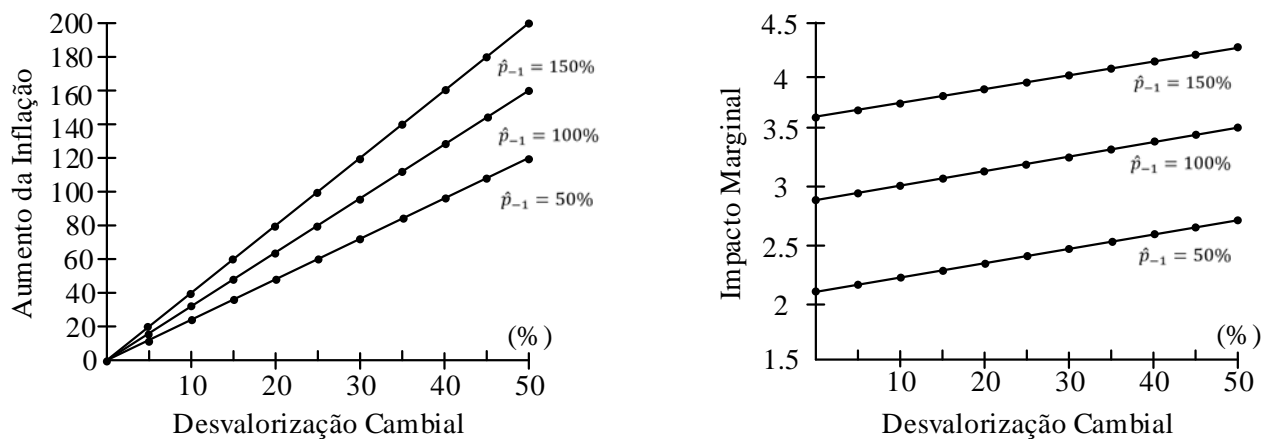


Figura 2-b

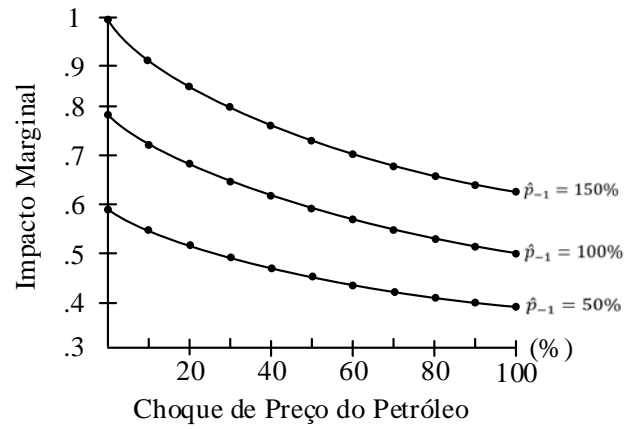
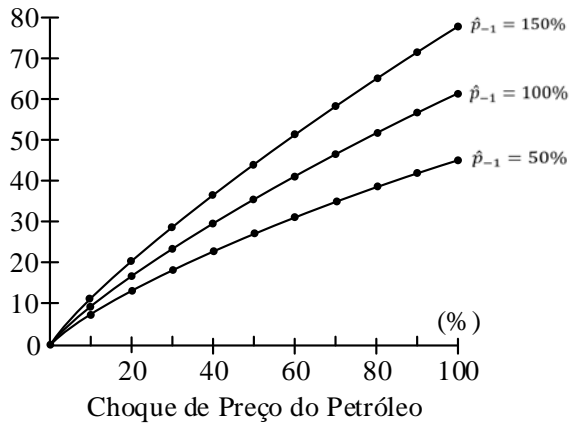


Figura 2-c

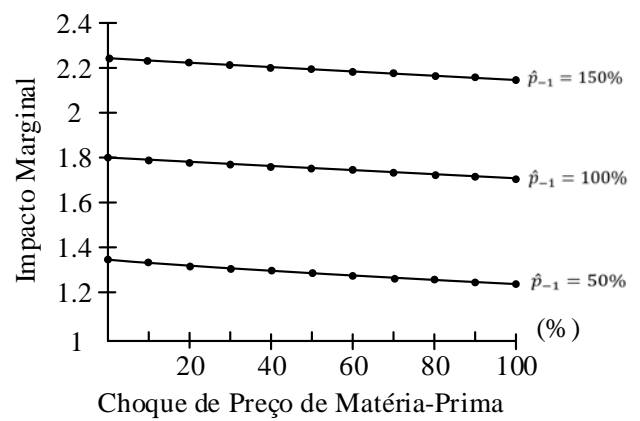
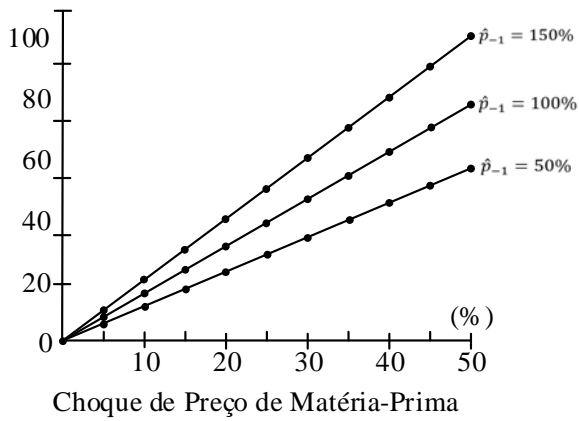


Tabela 6

Valores dos Coeficientes da Forma Reduzida (Fator de Mark-Up Flexível)

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

As Figuras 2-a a 2-c ilustram o impacto inflacionário e o impacto marginal de uma desvalorização cambial real e de choques dos preços do petróleo e das matérias-primas exceto petróleo, utilizando-se os coeficientes da Tabela 6. Em contraste com as Figuras 1-a a 1-c, observa-se que, no modelo de *mark-up* flexível à amplificação do efeito dos choques exógenos é superior à do modelo de *mark-up* fixo, conforme demonstram também as Tabelas 2 e 6.

Verificou-se também que os valores ajustados, utilizando os coeficientes estimados do Quadro 2 para a equação (11), tendem a sobrestimar o crescimento dos preços industriais no período 1972/79. A introdução do hiato do produto como variável explicativa da formação dos preços industriais na equação (11'a) contribui para um melhor ajustamento neste período, caracterizado por um baixo grau de capacidade ociosa. No entanto não se pode descartar a hipótese de que outros fatores que justificariam uma elevação dos preços abaixo dos custos variáveis estejam sendo captados pela variável de nível de atividade. É sabido, por exemplo, que o setor industrial esteve em todo este período sujeito a um controle de preços, ainda que de intensidade variável.

A análise quantitativa mais extensa da eficácia do controle de preços de que se tem conhecimento na literatura econômica nacional se deve a da Matta. 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. As observações para 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 de preços no período mais longo. 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.

A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos com a inclusão de uma variável “dummy” que representa um deslocamento uniforme da equação de formação dos preços industriais (11) no período 1972/79. Excluindo-se o hiato do produto observa-se que os resultados em termos das participações dos insumos no custo variável do setor industrial são virtualmente idênticos àqueles apresentados no Quadro 2. O deslocamento para baixo do crescimento dos preços industriais no período é estatisticamente significativo ao nível de 5% e estimado em 3,6% aa., o que corresponde a 11% da taxa de inflação média dos preços industriais do período, da ordem de 31,5% aa. Em termos das estatísticas de ajustamento a introdução da variável de deslocamento parece gerar resultados ligeiramente superiores àqueles obtidos anteriormente.

Tabela 7

Testes de Deslocamento da Formação dos Preços Industriais

Dependente	Variáveis					
	Explicativas					
p_I	Constante	\hat{p}_L	\hat{p}_M	\hat{p}_0	$(y^p - y)$	Dummy (1972/1979)
R ² = 0,991 DW = 1,554 SE = 0,022	-0,023 (-2,607)	0,617 (10,58)	0,308 (4,534)	0,075		-0,034 (-3,058)
R ² = 0,993 DW = 1,994 SE = 0,020 RHO = 0,131	-0,021 (-2,403)	0,656 (11,03)	0,269 (3,949)	0,075		-0,036 (-3,162)
R ² = 0,991 DW = 1,474 SE = 0,022	-0,032 (-0,804)	0,604 (7,535)	0,310 (4,366)		0,053 (0,233)	-0,027 (-0,806)
R ² = 0,994 DW = 1,874 SE = 0,020 RHO = 0,266	-0,061 (-1,915)	0,597 (8,372)	0,284 (4,286)	0,119	0,260 (1,330)	-0,005 (-0,172)

Observe-se ainda na Tabela 7 que com a inclusão da variável de nível de atividade da economia perdem significância estatística tanto o hiato do produto quanto a “dummy” de deslocamento. Este resultado se deve à relativa estabilidade do baixo grau de capacidade ociosa mantido pela economia no período.

6. A Questão da Inércia no Processo Inflacionário

Nesta seção pretende-se examinar a questão da inércia no processo inflacionário. Considere-se inicialmente a formação dos preços industriais. Supondo que P_I dado pela equação (5) represente o nível de preços desejado pelo setor industrial e que o preço efetivo Q_I esteja sujeito a um ajustamento parcial ao nível desejado, obtém-se em termos de taxa de variação que:

$$\begin{aligned}\hat{q}_I &= \theta_1 \hat{p}_I + \theta_2 \hat{p}_{-1} \\ \theta_1 + \theta_2 &= 1\end{aligned}\quad (24)$$

onde θ_2 representa o coeficiente de inércia do processo inflacionário para os preços industriais.

Substituindo-se (6) e (8) em (24) tem-se, alternativa mente, para a formação dos preços industriais, que:

$$\begin{aligned}\hat{q}_I &= \theta_1 \hat{z}_K - \theta_1 \beta_0 + \theta_1 \beta_1 \hat{p}_L + \theta_1 \beta_2 \hat{p}_M + \theta_1 \beta_3 \hat{p}_0 + \theta_1 \hat{p}_{-1} \\ \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 &= 1; \quad \theta_1 + \theta_2 = 1\end{aligned}\quad (11'')$$

A solução do sistema (4), (17), (19), (21) e (11'') em substituição a (11) demonstra que a existência de inércia na formação dos preços industriais tende a amortecer o impacto dos choques das variáveis pré-determinadas sobre as variáveis endógenas do modelo, representado pelo coeficiente da forma reduzida da Tabela. A título de ilustração a Tabela (8) apresenta, tomando como base os valores estimados para β_0 , β_1 , β_2 e β_3 do Quadro 2, os valores resultantes para os coeficientes da forma reduzida sob três hipóteses alternativas para o coeficiente de inércia na formação dos preços industriais.

A Tabela 9 apresenta os resultados da estimação econométrica da equação (11''). Observe-se que o coeficiente da inflação passada não é em nenhum dos casos estatisticamente significativo ao nível de 5%. Observe-se ainda que a perda de significância do coeficiente estimado para o custo da mão-de obra que resulta da introdução de inércia na equação de formação dos preços industriais sugere a existência de colinearidade entre a taxa de crescimento dos salários nominais e a taxa de inflação passada. Esta colinearidade é confirmada pelos resultados apresentados anteriormente no Quadro 2. Uma vez que a existência de inércia inflacionária tenderia a reduzir simultaneamente as estimativas dos coeficientes para a matéria-prima importada exceto petróleo e para a energia e que isto não se observa confrontando-se o Quadro 2 com a Tabela 9, acredita-se que o componente de inércia na formação dos preços industriais possa ser desprezado para fins de estimação.

Tabela 8
Efeitos da Inércia no Processo Inflacionário (Preços Industriais)

Endógena	Variáveis								
	Pré-Determinadas								
\hat{p}	Constante	\hat{p}_{-1}	\hat{z}_L	$\hat{z}_M + \hat{p}_M^*$	$\hat{z}_0 + \hat{p}_0^*$	$(y^p - y)$	\hat{p}_c^*	$(q - q^n)$	$\hat{z}_E - \hat{p}_j^*$
$\theta_2 = 0,00$	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,902	0,146	-0,552	1,143
$\theta_2 = 0,10$	0,080	1,000	1,396	0,586	0,172	-0,722	0,123	-0,467	0,882
$\theta_2 = 0,30$	0,054	1,000	0,829	0,348	0,102	-0,490	0,094	-0,356	0,545
$\theta_2 = 0,50$	0,039	1,000	0,479	0,201	0,059	-0,346	0,076	-0,288	0,336

Tabela 9
Teste de Inércia no Processo Inflacionário (Preços Industriais)

Dependente	Variáveis					
	Explicativas					
\hat{p}_I	Constante	\hat{p}_L	\hat{p}_M	\hat{p}_0	$(y^p - y)$	\hat{p}_{-1}
R ² = 0,990 DW = 1,515 SE = 0,023	-0,078 (-2,158)	0,753 (1,575)	0,287 (3,019)	0,102	0,253 (2,391)	-0,142 (-0,388)
R ² = 0,985 DW = 1,016 SE = 0,028	-0,011 (-0,406)	0,110 (0,228)	0,337 (2,964)	0,144		0,409 (1,180)
R ² = 0,994 DW = 1,668 SE = 0,019 RHO = 0,361	-0,057 (-2,738)	0,441 (1,718)	0,319 (4,046)	0,136	0,289 (2,773)	0,104 (0,569)
R ² = 0,990 DW = 1,249 SE = 0,024 RHO = 0,569	-0,016 (-0,720)	0,292 (0,917)	0,349 (3,587)	0,115		0,244 (1,123)

Alternativamente considere agora a existência de inércia inflacionária na evolução dos preços dos alimentos, ou seja, que:

$$\begin{aligned}\hat{p}_F &= \hat{q}_F + \theta_1 \hat{p} + \theta_2 \hat{p}_{-1} \\ \theta_1 + \theta_2 &= 1\end{aligned}\tag{25}$$

onde \hat{q}_F , a exemplo da equação de salários, representa a taxa de crescimento do preço almejado pelos produtores de alimentos cuja dinâmica é dada pela equação (15).

Substituindo-se (15) em (25) e o resultado em (13) obtém-se uma expressão alternativa para a evolução dos preços agrícolas, dada por:

$$\begin{aligned}\hat{p}_A &= \gamma_0 + \gamma_1(\hat{e} + \hat{p}_T^*) + \gamma_2 \theta_1 \hat{p} + \gamma_2 \theta_2 \hat{p}_{-1} + \gamma_3(y - y^p) + \gamma_4(q - q^n) \\ \gamma_1 + \gamma_2 &= 1; \gamma_3 < 0; \gamma_4 < 0 \text{ e } \theta_1 + \theta_2 = 1\end{aligned}\tag{17'}$$

Também, a título de ilustração, a Tabela 10 apresenta os coeficientes da forma reduzida para o modelo formado por (4), (11), (19), (21) e (17') ao invés de (17) para alguns valores de θ_2 , tomando como base os valores estimados anteriormente para γ_0 , γ_1 , γ_2 , γ_3 e γ_4 . Note-se que para o mesmo coeficiente de inércia inflacionária o amortecimento do impacto dos choques exógenos é menor neste caso na medida em que a participação dos preços agrícolas na composição do índice agregado de preços é inferior à participação dos preços industriais.

A Tabela 11 apresenta o resultado do teste que considera a existência de inércia na evolução dos preços agrícolas. Observa-se que o valor do coeficiente estimado para a inflação passada não é estatisticamente significativo ao nível de 5%, o que justifica a opção anterior pela inexistência de inércia tampouco na evolução dos preços agrícolas.

Os resultados desta seção fortalecem, portanto, a hipótese original do modelo que atribui a inércia do processo inflacionário exclusivamente ao processo de reajuste salarial com periodicidade fixa.

Tabela 10

Efeitos da Inércia no Processo Inflacionário (Preços Agrícolas)

Endógena	Variáveis								
	Pré-Determinadas								
\hat{p}	Constante	\hat{p}_{-1}	\hat{z}_L	$\hat{z}_M + \hat{p}_M^*$	$\hat{z}_0 + \hat{p}_0^*$	$(y^p - y)$	\hat{p}_T^*	$(q - q^n)$	$\hat{z}_E - \hat{p}_U^*$
$\theta_2 = 0,00$	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	-0,902	0,146	-0,552	1,143
$\theta_2 = 0,10$	0,094	1,000	1,775	0,745	0,219	-0,862	0,138	-0,520	1,102
$\theta_2 = 0,30$	0,087	1,000	1,675	0,703	0,207	-0,794	0,123	-0,466	1,033
$\theta_2 = 0,50$	0,081	1,000	1,594	0,669	0,197	-0,740	0,112	-0,422	0,978

Tabela 11

Teste de Inércia no Processo Inflacionário (Preços Agrícolas)

Dependente \hat{p}_A	Variáveis					
	Explicativas					
	Constante	\hat{p}	\hat{p}_T	$(y^p - y)$	$(q - q^n)$	\hat{p}_{-1}
$R^2 = 0,980$ $DW = 1,925$ $SE = 0,038$	0,026 (1,385)	1,061 (7,814)	0,129	-0,241 (1,653)	-0,531 (-2,463)	-0,190 (-1,359)

7 - 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, atrelados à taxa de câmbio e ao preço internacional; e o preço dos alimentos, determinado em termos reais 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 de choques cambiais, uma regra de paridade com a moeda norte-americana.

O modelo foi estimado econometricamente para o período 1966/82 na Seção 3. Os resultados obtidos para a dinâmica salarial apenas confirmam os resultados divulgados anteriormente pelo autor. Estima-se que o processo de reajustes periódicos dos salários repassa aproximadamente 50% da variação corrente do índice de preços. 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% aa 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 da taxa de câmbio sobre os preços industriais é estimado em 0,35 mantida a relação entre o preço doméstico da energia e o preço internacional do petróleo. Para a composição dos preços agrícolas estima-se uma participação de 12% dos produtos exportáveis. Acredita-se, no entanto, que este valor subestime a participação atual dos produtos agrícolas cujos preços estariam vinculados aos preços internacionais. Isto se deve a uma maior liberalização dos preços agrícolas no período recente *vis-à-vis* o período da amostra. Assim, no período da amostra os produtos exportáveis corresponderiam apenas aos exportáveis tradicionais tais como o café e o cacau. Os efeitos diretos das condições de demanda e de oferta sobre os preços agrícolas são pequenos. Enquanto que um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia provocaria *ceteris paribus* uma redução de 3,4% aa nos preços agrícolas, um desvio da safra de alimentos de 10 pontos percentuais contribuiria para uma redução de 4,4% aa na inflação dos preços setoriais.

Demonstrou-se, ainda na Seção 3, que os processos de indexação parcial dos salários e total do

câmbio e a inexistência de inércia inflacionária na formação dos preços industriais e na determinação dos preços agrícolas, contribuem para uma amplificação dos efeitos diretos das variáveis de choque. Os coeficientes da forma reduzida do modelo, que refletem os efeitos diretos e indiretos (via indexação) das variáveis exógenas e têm a dimensão de elasticidades, são, portanto, bastante sensíveis às estimativas dos parâmetros estruturais. Em primeira aproximação, estimou-se que uma desvalorização cambial real de 10% provocaria um aumento da taxa de inflação do índice agregado de preços de 11,4%. 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.

Com base nos resultados discutidos na Seção 3, são avaliados na Seção 4 os multiplicadores ou impactos marginais das variáveis de choque. Em decorrência do formato multiplicativo do modelo, que inclui a equação de salários, as especificações Cobb-Douglas para a função de produção do setor industrial e para as fronteiras de preços do setor agrícola e da economia e a regra de paridade, observou-se que os impactos marginais dos choques de preço não são constantes dependendo da magnitude do choque e da inflação inicial. Demonstrou-se que o impacto marginal de um choque de preço é crescente (decrecente) quando o valor do respectivo coeficiente da forma reduzida ou a elasticidade é superior (inferior) a unidade. Assim, o choque cambial e o fator de encargos sociais têm impactos marginais crescentes sobre a taxa de inflação enquanto que os choques de preços das matérias-primas importadas, do petróleo e de “commodities” teriam impactos marginais decrescentes.

Por exemplo, no caso de desvalorizações cambiais reais de 30% foram estimados aumentos da taxa de inflação da ordem de 50% (aproximadamente a taxa observada em 1979) e 100% (aproximadamente a taxa observada em 1982), respectivamente. Tomando como base uma taxa de inflação de 150% em termos de média anual (aproximadamente a taxa observada em 1983) os impactos marginais ou multiplicadores são estimados para a desvalorização cambial real, para os choques de preços das importações de matérias-primas e de petróleo, respectivamente.

Na Seção 5 foi examinada 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, porém pequena, entre a variação do fator de *mark-up* e o nível de atividade, de difícil interpretação teórica. Este resultado sugere que os preços industriais cresceriam mais rapidamente que os custos variáveis em períodos de baixo nível de atividade na economia e vice-versa. Acreditando-se nesta relação perversa, que sugere que um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia adicionais *ceteris paribus* 2,9% aa à taxa de crescimento dos preços industriais, procedeu-se à solução do modelo alternativo. Observou-se, então, que este efeito é suficiente para neutralizar o efeito

deflacionista do menor nível de atividade sobre os salários e sobre preços agrícolas.

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

Observou-se ainda na Seção 5, que no modelo de *mark-up* fixo há uma sistemática sobrestimativa das variações dos preços industriais no período 1972/79. Estimou-se um deslocamento uniforme da ordem de 3,6% a.a. para o crescimento dos preços industriais no período. Argumentou-se que um fator de *mark-up* anticíclico cumpre o papel de absorver parcialmente o diferencial preço/custos observado. Entretanto, sugeriu-se a possibilidade de que outros fatores, de difícil quantificação, tais como o controle de preços que vigorou neste período, estejam sendo erroneamente captados pela variável de nível de atividade.

Finalmente, na Seção 6 foi analisada a questão da inércia no processo inflacionário. Demonstrou-se que a existência de inércia tenderia a amortecer os efeitos correntes das variáveis de choque. No entanto, os resultados obtidos não sugeriram a existência de significativa inércia seja na formação dos preços industriais seja na evolução dos preços agrícolas, embora o fenômeno de multicolinearidade dos dados impeça uma resposta definitiva a esta questão.

O controverso efeito do nível de atividade sobre a inflação dos preços industriais; a reduzida participação do setor de preços flexíveis da economia que se restringe aqui à agricultura de alimentos; os efeitos amplificados das variáveis de preços internacionais e de choque cambial; e a possível inexistência de inércia inflacionária à exceção daquela implícita no processo de reajustes salariais periódicos, sugerem que uma política anti-inflacionária 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, em sucessivas manifestações otimistas quanto à benevolência de São Pedro.

Apêndice

Tabela A.1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ano	Índice do salário médio anual do pessoal ocupado na indústria de transformação	Índice de preços por atacado de produtos industriais (oferta Global)	Índice de preços por atacado de produtos agrícolas (oferta global)	Índice de preços por atacado (disponibilidade interna)	Índice da taxa média de câmbio	Índice do preço médio do óleo combustível
	W	P_I	P_A	P	E	P_0
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	746	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: (1): 1966/69 = Produção Industrial, publicação do IBGE/DEICOM; 1969/70 = Indústria de Transformação, pesquisa trimestral do IBGE/DEIXOM; 1970/71 = Boletim Econômico, publicação do IPEA; 1971/82 = Indicadores Conjunturais da Indústria, pesquisa do IBGE/DESDE.

(2) a (4): Conjuntura Econômica, diversos números.

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

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

Tabela A.2

Ano	(1)	(2)	(3)	(4)
	Índice de Preço das Importações Exceto Petróleo P_M^*	Índice de Preço de Importação de Petróleo P_0^*	Índice do Preço Internacional das Bebidas P_T^*	Índice de Preços por Atacado E.U.A. 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: (1): Construído pelo autor deduzindo do índice de preços global das importações (Conjuntura Econômica, diversos números), o preço CIF do petróleo importado.
(2): Relatórios da Cacex-diversos números.
(3) e (4): Estadísticas Financieras Internacionales, Fundo Monetário Internacional, Anuário 1983.

Tabela A.3

Ano	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fator de Encargos Sociais Z_L	Fator de Subsídio ao óleo Combustível Z_0	Fator de Custo Cambial das Importações Z_M	Fator de Choque Cambial Z_M
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: (1): 1966/1978 – Musalem, A. R., “Salário Real, Produtividade, Progresso Tecnológico, Emprego e Preço Relativo dos Manufaturados no Brasil”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, (12), abril 1982. 1978/1982: Extensão do autor.

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

(3): Maria Helena Horta, comunicação informal.

(4): Construído pelo autor a partir dos resíduos da regressão da equação do texto para o período 1970/78.

Tabela A.4

Ano	(1)	(2)	(3)	(4)
	Índice do PIB Real Y	Hiato do Produto Real $(y^p - y)$	Índice da Produção da Lavoura, exceto café Q	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: (1): Conjuntura Econômica, diversos números
(2): Construído pelo autor a partir da tendência log-linear da série de produto real.
(3): Centro de Estudos Agrícolas, Fundação Getúlio Vargas e Conjuntura Econômica, números de fevereiro.
(4): Construído pelo autor a partir da 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.

Lara Resende, A., e Lopes. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 11(3): 599-616, dezembro de 1981.

Lemgruber, A. C. A inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária. *Revista Brasileira de Economia*, 27(4), 1973.

Lemgruber, A. C. 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.

da Mata, M., Controles de preços na economia brasileira; aspectos institucionais e resultados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 10(3), 1980.

Modiano, E. M. A Dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 13(1), 1983.