

## A dinâmica dos preços industriais na Argentina em 1966-82 – um estudo econométrico \*

Roberto Frenkel \*\*

O trabalho se divide em três partes. Na primeira, é feita uma breve síntese narrativa dos principais acontecimentos e políticas do período, e se indicam alguns traços de maior realce, que são comparados com seus homólogos da década precedente. Na parte 2 e na 3, utilizam-se técnicas econométricas para explicar a dinâmica dos preços industriais e discutir os efeitos das políticas aplicadas. Na parte 2, analisa-se o período 1966-81, utilizando-se como material estatístico séries de médias anuais de preços. Na parte 3, apresenta-se uma análise de prazo mais curto do período 1975-82, trabalhando-se com séries trimestrais.

Introdução; Parte 1 – 1. As fases da política econômica 1975-81; 2. Preços relativos; Parte 2 – 1. Propósito; 2. O modelo; 3. Estimativa do modelo. Os choques; 4. A evolução da majoração; 5. A dinâmica dos preços industriais e as políticas do período 1975-81; 6. O custo-salário e a produtividade; Parte 3 – 1. Propósito; 2. O modelo; 3. O modelo “inercial” de curto prazo e o modelo “atual” de prazo mais extenso; 4. Estimativa (I). Os choques; 5. Estimativa (II); 6. Estimativa (III); 7. O custo-salário e a produtividade; 8. As políticas do período 1975-81; 9. Projeção fora do período de estimativa.

### Introdução

Em que pese a seu título, o principal objetivo deste trabalho é analisar a dinâmica dos preços industriais da economia argentina no período de 1975-82. Todavia, o título se justifica pela conveniência de colocar esta análise numa perspectiva de prazo mais longo.

\* Este trabalho faz parte de um projeto de pesquisa sobre Políticas Macroeconômicas e Emprego que desenvolvemos no Cedes, juntamente com Adolfo Canitrot. Agradecemos o apoio financeiro de Eciel, Fundação Ford e IDRC. Colaboraram os pesquisadores-assistentes Omar Caíno, Nora Berreta e Claudio Lozaro. Agradecemos a significativa colaboração de Luiz Acosta nos aspectos econométricos e de computação.

\*\* Do Centro de Estudios de Estado y Sociedad (Cedes); professor visitante no Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Não parece necessário fundamentar o significado do tema para a análise e formulação da política econômica. Além desse atrativo óbvio, o estudo também está motivado pelas extraordinárias características exibidas pelo período. Em primeiro lugar, as altas taxas de inflação experimentadas, numa média de 200% ao ano. Em segundo, a aplicação de um variado cardápio de políticas da *cuisine* de Chicago, alguns de cujos efeitos podem ser observados e avaliados neste estudo. Por último, como imediata consequência da sucessão de políticas, a existência de variações bruscas nos preços relativos, que proporcionam um contexto particularmente favorável para este estudo.

## Parte 1

### 1. As fases da política econômica 1975-81

As cifras do quadro 1 ilustram eloqüentemente o “salto” experimentado pelo processo inflacionário durante 1975. Na década precedente, a média das taxas anuais de inflação<sup>1</sup> ficou em torno de 30% — com pequenas diferenças segundo o índice de preços considerado. As taxas mínimas se situaram entre 6% e 8% (1969) e as máximas entre 60% e 70% (1972). Ao contrário, a média das taxas anuais do período que se inicia em 1975 ficou em torno de 200%. As mínimas estão entre 80% e 100% (1980) e as máximas em torno de 450% (1976).

No salto do processo inflacionário teve papel determinante o choque produzido em junho de 1975 (uma maxidesvalorização da ordem de 100%, seguida de aumentos salariais que procuraram neutralizar os efeitos da desvalorização sobre os salários reais). De abril de 1976 em diante, o governo militar tentou uma série de políticas de estabilização, na qual cada nova tentativa seguia o fracasso da anterior. Neste trabalho, cabe apenas definir as etapas da política econômica, e delinear sinteticamente algumas de suas principais características.<sup>2</sup>

A primeira fase, que denominamos *ortodoxa tradicional*, estende-se de abril de 1976 a meados de 1977. Os efeitos estabilizadores provêm da contração da demanda num contexto de liberdade de mercado. A redução do déficit do setor público, a sustentação de uma alta taxa de câmbio e um controle férreo sobre o aumento dos salários — foram congelados durante os primeiros três meses e, posteriormente, reajustados com uma frequência trimestral — resumem os principais traços da política nessa fase.

<sup>1</sup> Em todo o trabalho, definimos como nível de preços de um período a média aritmética dos níveis de preços mensais correspondentes. A fim de uniformizar a apresentação, as taxas anuais comentadas se referem à variação experimentada por esses níveis. Estas diferem das taxas calculadas entre os pontos extremos do período.

<sup>2</sup> O que apresentamos a seguir resume o que expusemos em outro trabalho (Frenkel, 1980a). Nele podem encontrar-se também referências ao período que precedeu o regime militar. Uma avaliação e análise das políticas econômicas elaboradas desde 1976 também pode ser encontrada em Adolfo Canitrot (1980, 1981) e Frenkel (1980b).

Quado 1  
Taxas anuais de inflação

|      | A<br>(%) | B<br>(%) |
|------|----------|----------|
| 1966 | 24,5     | 31,4     |
| 1967 | 22,2     | 29,6     |
| 1968 | 8,3      | 16,0     |
| 1969 | 5,8      | 7,5      |
| 1970 | 7,4      | 13,6     |
| 1971 | 31,2     | 34,9     |
| 1972 | 69,7     | 58,4     |
| 1973 | 52,1     | 60,3     |
| 1974 | 29,8     | 24,2     |
| 1975 | 242,9    | 182,8    |
| 1976 | 455,7    | 444,1    |
| 1977 | 131,2    | 176,0    |
| 1978 | 154,6    | 175,5    |
| 1979 | 148,4    | 159,5    |
| 1980 | 82,8     | 100,8    |
| 1981 | 111,8    | 104,5    |
| 1982 | 244,1    | 164,8    |

A = Índice de preços por atacado não agropecuários líquidos de alimentos e bebida.

B = Índice de preços ao consumidor.

Depois de se tentar um efêmero controle de preços – a “trégua de preços” – em princípios de 1977, inicia-se a partir de junho desse ano uma segunda fase, que denominamos *ortodoxa monetarista*. A Reforma Financeira, que “liberou” as taxas de juros bancários, foi acompanhada de uma contração da oferta de crédito. O processo duplicou a taxa de juros nominal e determinou a emergência de altas taxas reais de juros até fins de 1977 e princípios de 1978.

A política de contração monetária tendeu a diluir-se no segundo trimestre de 1978. Em maio desse ano, inaugura-se uma nova fase que se estende até dezembro. Demos-lhe a denominação de fase de *desindexação* porque a ênfase estabilizadora está colocada na desaceleração do aumento da taxa de câmbio e das taxas dos serviços públicos, com o expresse propósito de influir por este meio nas expectativas inflacionárias do setor privado.

Na “desindexação” já se encontram alguns elementos da fase seguinte, que se inaugura em fins de dezembro de 1978 e se estende até março de 1981. A denominação *fase de normas cambiais* enfatiza que o eixo da política de estabilização se coloca no anúncio prévio das taxas de câmbio que vigorarão no futuro. As nor-

mas cambiais anunciadas previam um ritmo descendente de desvalorização, cujo ponto de partida – janeiro de 1979 – equivalia a pouco mais da metade das taxas de inflação experimentadas em fins de 1978. Como se sabe, essa política foi abandonada em abril de 1981 num contexto de crise especulativa de reservas, altas taxas reais de juros e forte déficit em conta corrente.

É difícil caracterizar com uma denominação o período iniciado em abril de 1981, porque engloba uma heterogênea sequência de políticas e administrações. Para nossos fins, porém, basta indicar que têm em comum a preocupação central de administrar a crise externa e obter saldos positivos na conta de comércio. Isso se traduziu numa série de maxidesvalorizações que tenderam continuamente a elevar a taxa de câmbio real.

A sucessão de políticas descrita se traduziu em drásticas e velozes mudanças nos preços relativos. A magnitude das mesmas pode ser mais bem apreciada se elas forem colocadas numa perspectiva de prazo mais longo, como fazemos no item seguinte.

## 2. Preços relativos

O quadro 2 mostra a evolução dos indicadores básicos do setor industrial<sup>3</sup> como índices com base 100 em 1973. O primeiro é a taxa de câmbio real de importação do setor.

Mais precisamente:

$$AM_t = PM_t \cdot E_t/P_t \quad \text{onde}$$

$AM_t$ : taxa real de câmbio de importação

$E_t$ : taxa de câmbio nominal de importações de insumos e matérias-primas do setor industrial (pesos/dólar)

$PM_t$ : preço internacional das importações de insumos e matérias-primas

$P_t$ : preço industrial.

$AM_t$  pode também ser considerado como o custo de uma unidade de importação expresso em unidades de produto industrial.

A segunda coluna do quadro 2 é o custo-salário unitário expresso em unidades de produto industrial:

$$AW_t = L_t \cdot W_t/Q_t \cdot P_t = (W_t/P_t) / (Q_t/L_t) \quad \text{onde}$$

$AW_t$ : custo-salário unitário relativo ao preço industrial

$L_t$ : emprego (horas/homem trabalhadas)

<sup>3</sup> Indústria manufatureira, excluída a fabricação de alimentos, bebidas e fumo.

Quadro 2

|      | Custo relativo de<br>importações*<br>Base 1973 = 100 | Custo-salário<br>unitário*<br>Base 1973 = 100 |
|------|--|---|
| 1965 | 72,2   | 100,6   |
| 1966 | 72,7   | 105,6   |
| 1967 | 91,5   | 103,3   |
| 1968 | 81,0   | 97,7  |
| 1969 | 94,0   | 100   |
| 1970 | 100,5  | 102,7   |
| 1971 | 91,5   | 104,1   |
| 1972 | 101,1  | 88,6  |
| 1973 | 100,0  | 100,0   |
| 1974 | 104,7  | 110,0   |
| 1975 | 88,8   | 93,2  |
| 1976 | 110,3  | 61,1  |
| 1977 | 110,6  | 64,4  |
| 1978 | 95,6   | 70,6  |
| 1979 | 72,1   | 71,1  |
| 1980 | 61,3   | 82,2  |
| 1981 | 75,9   | 76,5  |
| 1982 | 112,0  | 51,6  |

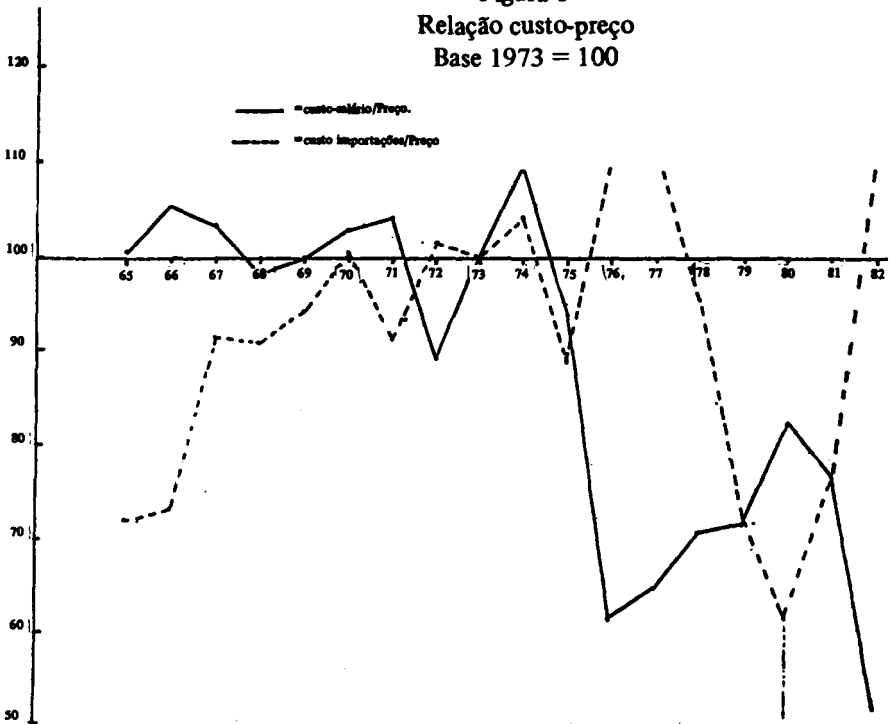
\* Definições no texto.

$W_t$ : salário horário nominal

$Q_t$ : produção industrial.

As cifras do quadro 2 podem ser visualizadas na figura 1. Observa-se, em primeiro lugar, a taxa de câmbio. Apesar da diversidade de políticas cambiais tentadas no período 1967-74, o índice flutua anualmente em torno de uma média de 96,8, num intervalo definido por um mínimo de 91 e um máximo de 104,7. As maxidesvalorizações de 1975 e 1976 levam a taxa de câmbio real a um índice um pouco mais alto que 110, significativamente mais alto do que o máximo do passado. A política cambial das duas primeiras fases do governo militar tendeu a sustentar essa taxa de câmbio durante 1976 e 1977. Em um processo que se inicia durante 1977, o índice se reduz continuamente até março de 1981; muito rapidamente durante o primeiro ano de "normas cambiais", um pouco mais lentamente no ano seguinte. A média de 1980 representa pouco mais da metade da taxa de câmbio das primeiras fases do governo militar. Em breve, a sucessão de desvalorizações que se seguiu ao abandono das "normas cambiais" levou a taxa de câmbio a um

Figura 1  
Relação custo-preço  
Base 1973 = 100



novo máximo histórico. A erraticidade das flutuações e a amplitude desses movimentos destacam-se vivamente na comparação com o período precedente.

Observe-se agora a evolução do custo-salário unitário. Entre 1967 e 1974, o índice apresenta um mínimo de 88,6, um máximo de 110 e uma média de 100,6. As primeiras fases da política inflacionária implicaram uma brusca redução do custo-salário. Este tende a aumentar depois, até o máximo de 1980, porém esse máximo do período posterior a 1976 é inferior ao mínimo do período precedente. A média do período 1976-81 é 30% inferior à média do período anterior.

Considere-se, por último, a evolução do salário real por trabalhador ocupado. Esta série aparece no quadro 3 e na figura 2:

$$WR_t = W_t \cdot L_t / H_t \cdot PC_t \quad \text{onde}$$

$WR_t$ : salário real por trabalhador

$H_t$ : número de trabalhadores ocupados

$PC_t$ : preços ao consumidor

As principais diferenças entre este índice e o precedente provêm das mudanças na produtividade e na relação preço industrial-preços ao consumidor. A relativa estabilidade do período 1967-73, o aumento de 1974 e a redução permanente

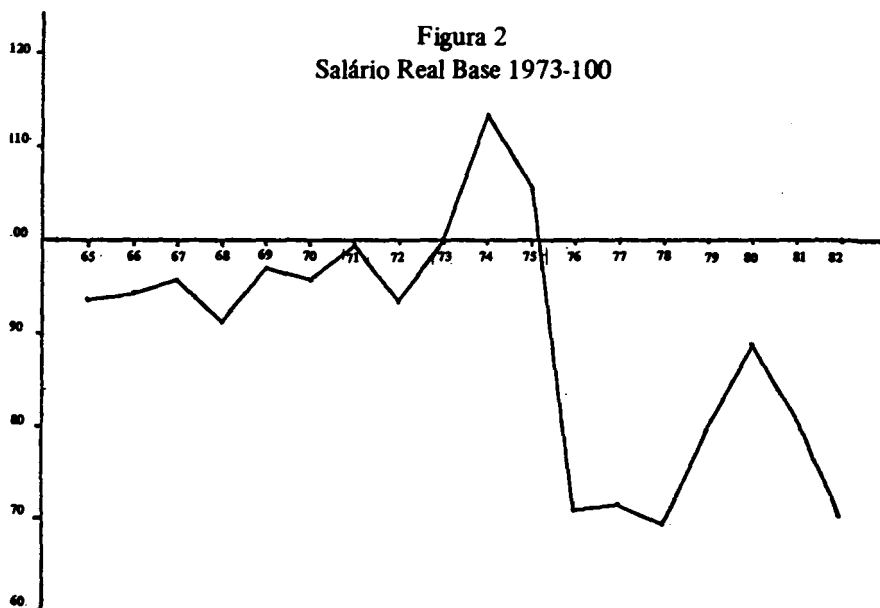
Quadro 3  
Salário real  
Base 1973 = 100

---

|      |       |
|------|-------|
| 1965 | 94,3  |
| 1966 | 94,8  |
| 1967 | 95,4  |
| 1968 | 91,2  |
| 1969 | 97,0  |
| 1970 | 95,5  |
| 1971 | 99,0  |
| 1972 | 94,1  |
| 1973 | 100,0 |
| 1974 | 113,1 |
| 1975 | 105,5 |
| 1976 | 71,2  |
| 1977 | 71,9  |
| 1978 | 69,3  |
| 1979 | 79,8  |
| 1980 | 88,7  |
| 1981 | 80,5  |
| 1982 | 70,7  |

---

Figura 2  
Salário Real Base 1973-100



desde 1976 reproduzem *grosso modo* as tendências do custo-salário. Deve-se observar, porém, que no caso do salário real o aumento registrado depois de 1976 se concentra nos anos 1979 e 1980.

Esta breve descrição do processo inflacionário, das políticas e dos impactos sobre alguns preços relativos, aspira a proporcionar uma visão do contexto de nossa análise dos preços industriais e das ordens de grandeza das mudanças experimentadas. Maior especificação das questões implicadas em dita análise acompanhará sua exposição.

## Parte 2

### 1. Propósito

Nesta parte, o referente empírico das variáveis consideradas corresponde a séries de médias anuais do período 1966-81. Veremos que, com este material estatístico, a dinâmica dos preços industriais pode ser bem explicada por um modelo de majoração (*mark-up*) constante, com exceção dos períodos de choque. A esse respeito, um dos principais propósitos desta parte é mostrar que os choques acrescentaram novo componente de aceleração inflacionária e provocaram um aumento permanente na proporção de majoração. Além disso, a análise das séries anuais permitirá adiantar algumas observações sobre efeitos das políticas, as quais serão retomadas na análise a prazo mais curto da parte 3.

### 2. O modelo

Na explicação da dinâmica anual dos preços industriais utilizamos o modelo

$$p_t = a_m cm_t + a_w cw_t + a_k \quad (1)$$

onde as expressões em letra minúscula,  $p$ ,  $cm$  e  $cw$ , representam taxas de variação das correspondentes variáveis designadas com maiúscula ( $x = dX/X$ );  $P$ ,  $CM$  e  $CW$  representam respectivamente o preço industrial, o custo da matéria-prima e dos insumos importados por unidade de produção e o custo-salário por unidade de produção;  $a_m$ ,  $a_w$  e  $a_k$  são coeficientes a determinar.

Uma racionalização deste modelo é obtida supondo-se que os preços industriais são determinados mediante a adição de certa proporção de margem bruta aos custos variáveis de produção, representados no agregado industrial pelo custo da matéria-prima importada e dos salários dos trabalhadores:

$$P = (1 + k) (W \cdot L/Q + EM \cdot M/Q) \quad (2)$$

onde  $k$  representa o coeficiente de margem bruta,  $EM = PM \cdot E$ ,  $M$  é a quantidade



de matéria-prima importada, e o resto são variáveis já definidas. Diferenciando (2) e dividindo por  $P$  obteremos:

$$\begin{aligned} dP/P = p = a_k + a_m [dEM/EM + d(M/Q) / (M/Q)] + \\ + a_w [dW/W + d(L/Q) / (L/Q)] \end{aligned} \quad (3)$$

onde:

$a_k = dk / (1 + k)$  é a taxa de crescimento de  $1 + k$

$a_w = W (L/Q) / [W \cdot (L/Q) + EM \cdot (M/Q)]$  é a proporção de custo-salário no custo variável total

$a_m = EM \cdot (M/Q) / [W \cdot (L/Q) + EM \cdot (M/Q)]$  é a proporção do custo de insumos importados no custo variável total.

Suponhamos  $M/Q$  constante, de modo que  $d(M/Q) = 0$ , e o primeiro colchete de (3) é:

$$dEM/EM = dPM/PM + dE/E = pm + e = cm$$

onde  $cm$  é a taxa de variação do custo da matéria-prima importada. Além do mais, como

$$d(L/Q) / (L/Q) = -d(Q/L) / (Q/L), \text{ o segundo colchete de (3) é}$$

$$dW/W + d(L/Q) / (L/Q) = dW/W - d(Q/L) / (Q/L) = w - ql = cw$$

onde  $ql$  é a taxa de variação da produtividade e  $cw$  é a taxa do custo-salário unitário.

Obtém-se assim o modelo (1), no qual  $a_w$  e  $a_m$  representam as participações de custos-salários e insumos importados no custo variável total, e  $a_k$  é a taxa de variação da relação preço-custo variável total.

Além dos indicadores habituais da bondade do ajuste, a capacidade explicativa do modelo deve ser julgada pelos seguintes testes:

Além dos indicadores habituais da bondade do ajuste, a capacidade explicativa do modelo deve ser julgada pelos seguintes testes:

a)  $a_w > 0, a_m > 0, a_w + a_m = 1, a_k = 0$ , no caso da hipótese de

majoração constante,

b)  $a_w > 0, a_m > 0, a_w + a_m = 1, a_k \neq 0$  no caso de variações do coeficiente de majoração.

Antes de passar a estimativas e resultados, queremos indicar um ponto que diz respeito a sua interpretação. A racionalização proporcionada pelo modelo de

formação de preços (2) é útil para interpretar a equação dinâmica (1), porém restringe desnecessariamente o conjunto de hipóteses de formação de preços de que se pode derivar esta equação. Mais concretamente: na parte seguinte, em lugar do modelo de majoração sobre custos atuais, a dinâmica de prazo curto é analisada com uma hipótese mais complexa de formação de preços, porém da qual se deriva um modelo similar a (1) quando ela é ampliada para explicar a taxa *anual* do preço industrial. Por conseguinte, a periodicidade das séries utilizadas deve ser levada em conta na interpretação dos resultados desta parte, observando-se que essa periodicidade não permite inferências diretas sobre o mecanismo de formação de preços em períodos mais curtos.

### 3. Estimativa do modelo. Os choques

Várias questões interessantes derivam da estimativa do modelo (1). Vamos expô-las sucessivamente, começando pela análise do impacto dos choques.

A fim de estimar esse impacto, definimos duas variáveis construídas (*dummy*).

$z_{75} = 1$  em 1975, 0 em outros anos, e

$z_{76} = 1$  em 1976, 0 em outros anos; estimamos a equação

$$p = a_m cm + a_w cw + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} + a_k \quad (4)$$

Os coeficientes  $a_{75}$  e  $a_{76}$  são estimadores da parte da taxa de inflação anual do respectivo ano atribuível à variação da majoração. Corrigidos pela correspondente taxa de aumento do custo variável, proporcionam estimadores da taxa de aumento da relação preço-custo variável nos respectivos anos.<sup>4</sup>

Embora não discutamos a questão por ora, deve-se observar que adotamos a hipótese de custo normal para o custo-salário. Nas estimativas que seguem o cômputo do custo-salário normal, decorre da substituição da série de produtividade corrente pela curva de tendência da produtividade. Para os anos 1966-70, utilizamos a tendência do período 1965-70, e para os anos 1971-81 utilizamos a tendência do período 1970-81. Formalmente:

Por conseguinte,  $a_{75}$  e  $a_{76}$  da equação (4) estimam o efeito conjunto do aumento dos custos variáveis e da majoração nos respectivos anos.

$$cw = w - ql$$

<sup>4</sup> A aproximação contínua desenvolvida em (3) despreza os efeitos multiplicadores dos aumentos conjuntos do custo variável e da majoração. Isto não pode ser feito na estimativa com dados discretos, particularmente devido à grandeza das taxas implicadas. Considerando aumentos discretos, o desenvolvimento de (3) dá como resultado:

$$\begin{aligned} p &= a_m cm + a_w cw + a_k \cdot (1 + a_m cm + a_w cw) \quad \text{onde} \\ p &= \Delta P/P, \quad cm = \Delta CM/CM, \quad cw = \Delta CW/CM \quad \text{e} \\ a_k &= \Delta k / (1 + k). \end{aligned}$$

onde  $qlt$  é a taxa tendencial de crescimento da produtividade, especificada como indicamos.<sup>5</sup>

A estimativa de (4) pelo método de mínimos quadrados (MMQQ) comum dá como resultado:

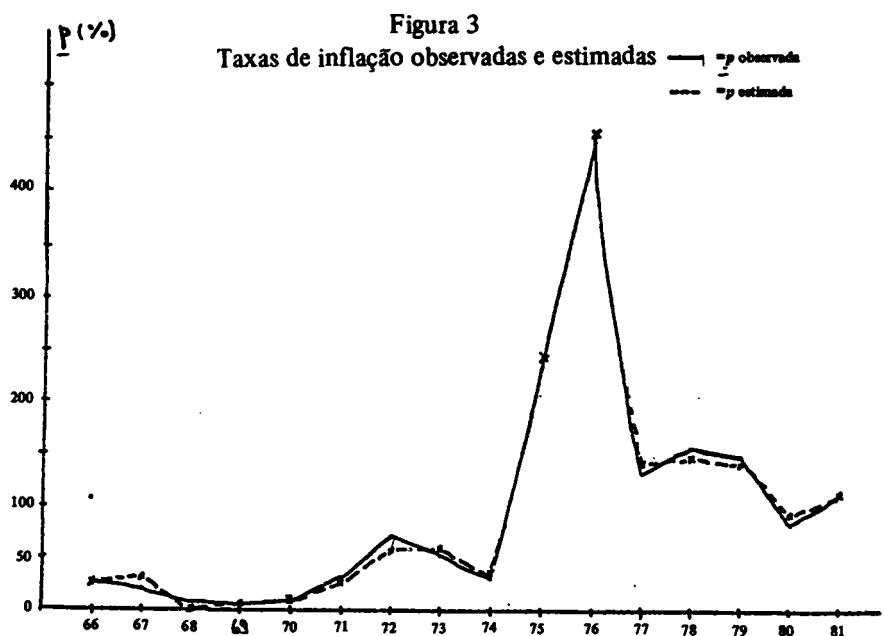
$$p = 0,627 cw + 0,3555 cm + 0,713 z_{75} + 0,910 z_{76} - 0,026 \quad (5)$$

(11,930) (5,326) (7,066) (3,032) (-0,746)

$$R^2 = 0,997 \quad EPR = 0,0792 \quad DW = 2,304/6.$$

Verifica-se de imediato que o ajuste é satisfatório: A figura 3 ilustra a qualidade das estimativas da taxa de crescimento dos preços industriais que resultam da equação (5). As elasticidades  $a_w$  e  $a_m$  têm altos valores de  $t$  e somam 0,982. A constante da equação não é significativamente diferente de 0 (95%). Este conjunto de resultados permite não rechaçar a hipótese de majoração constante para o período 1966-81, excluindo-se os anos de 1975 e 1976.

Por outro lado, os altos valores de  $t$  dos coeficientes  $a_{75}$  e  $a_{76}$  indicam que



<sup>5</sup> A forma discreta utilizada na estimativa é:

$$cw = (1 + w)/(1 + qlt) - 1. \text{ Do mesmo modo:}$$

$$cm = (1 + pm)/(1 + e) - 1$$

<sup>6</sup>  $R^2$ : coeficiente de determinação; EPR: erro-padrão de regressão. DW = estatística de Durbin-Watson. Os números entre parênteses correspondem às estatística  $t$  dos respectivos coeficientes.

nos anos de choque registraram-se aumentos significativos no coeficiente de majoração. As estimativas desses coeficientes assinalam que as taxas de inflação experimentadas durante 1975 e 1976, 71,3% e 91%, respectivamente, se devem ao aumento da majoração. O quadro seguinte resume esses resultados e permite estimar as taxas de aumento da relação preço-custo. As cifras estão expressas em percentagens.

| Ano  | <i>p</i> observado<br>(A) | Taxa de<br>custo de<br>fabricação<br>(B) | Efeito<br>aumento da<br>majoração<br>(C) | Taxa<br>relação<br>preço-custo<br>(D) |
|------|---------------------------|--|--|---------------------------------------|
| 1975 | 243,0                     | 174,3                                    | 71,3                                     | 26,0                                  |
| 1976 | 455,2                     | 367,3                                    | 91,0                                     | 19,5                                  |

A coluna (A) registra as taxas observadas de aumento do preço industrial. As cifras da coluna (B) correspondem a taxas de aumento do custo de fabricação calculadas com as elasticidades da equação (5). Estas constituem estimadores da taxa de aumento do preço industrial que se tentara, mantendo-se constante o coeficiente de majoração. A coluna (C) recolhe os efeitos do aumento da majoração, estimados por  $a_{75}$  e  $a_{76}$ . Na coluna (D) esses efeitos foram corrigidos pelo aumento dos custos de fabricação a fim de se obter estimativas da taxa de aumento da relação preço-custo de fabricação em cada ano.<sup>7</sup> Conclui-se que a relação aumentou de 26% no ano de 1975 e de mais 19,5% no ano de 1976.<sup>8</sup>

Evidência adicional da relevância da inclusão das variáveis  $z_{75}$  e  $z_{76}$  e, por conseguinte, da significação dos incrementos de majoração nesses anos, pode-se obter estimando o modelo (1) sem incluir as variáveis construídas. A equação obtida é:

$$p = 0,672 \text{ } cw + 0,485 \text{ } cm - 0,099 \\ (7,824) \quad (10,183) \quad (-1,679)$$

$$R^2 = 0,986 \text{ } EPR = 0,151 \text{ } DW = 1,816.$$

Embora as elasticidades tenham altos valores de  $t$ , somam 1,157. Além disso, aumenta a grandeza e a significação da constante. O erro de regressão é 90% mais alto que o da estimativa (5).

$$^7(D) = (C) / (1 + (B)/100)$$

<sup>8</sup> Uma discussão das causas do aumento da majoração exige que se especifique com maior precisão o mecanismo de formação de preços. Deixamos esta discussão para a parte seguinte, limitando-nos nesta análise com séries anuais a indicar a existência e grandeza desses efeitos.

É interessante observar que no ano de 1981, apesar de se haver produzido uma sucessão de desvalorizações que implicaram um aumento de 262% do preço das importações, não se registra variação significativa do coeficiente de majoração. O resíduo da estimativa (5) no ano de 1981 ( $p$  observado -  $p$  estimado) é de - 0,011. Evidência adicional pode ser obtida definindo-se outra variável construída:

$z_{81} = 1$  no ano de 1981, 0 no restante do período  
e incluindo-a na regressão. Obtém-se então a equação

$$p = 0,667 \text{ } cw + 0,352 \text{ } cm + 0,519 \text{ } z_{75} + 0,748 \text{ } z_{76} - \\ (7,059) \quad (2,551) \quad (3,486) \quad (1,257) \\ - 0,068 \text{ } z_{81} - 0,033 \\ (-0,417) \quad (-0,708) \\ R^2 = 0,995 \text{ } EPR = 0,101 \quad DW = 2,436.$$

Quadro 4  
Relação preço-custo de fabricação

|      | A                          |                            | B                          |                            |
|------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
|      | Relação<br>Base 1973 = 100 | Taxa de<br>variação<br>(%) | Relação<br>Base 1973 = 100 | Taxa de<br>variação<br>(%) |
| 1965 | 110,5                      |                            | 110,2                      |                            |
| 1966 | 106,5                      | - 3,6                      | 106,8                      | - 3,1                      |
| 1967 | 100,8                      | - 5,4                      | 98,4                       | - 7,9                      |
| 1968 | 104,8                      | 3,9                        | 102,6                      | 4,3                        |
| 1969 | 102,2                      | - 2,5                      | 100,8                      | - 1,8                      |
| 1970 | 98,0                       | - 4,1                      | 98,0                       | - 2,8                      |
| 1971 | 100,5                      | 2,6                        | 99,7                       | 1,7                        |
| 1972 | 107,3                      | 6,8                        | 106,2                      | 6,5                        |
| 1973 | 100                        | - 6,8                      | 100                        | - 5,8                      |
| 1974 | 92,5                       | - 7,5                      | 93,8                       | - 6,2                      |
| 1975 | 109,1                      | 17,9                       | 116,0                      | 23,7                       |
| 1976 | 126,7                      | 16,1                       | 135,0                      | 16,4                       |
| 1977 | 123,3                      | - 2,7                      | 129,3                      | - 4,2                      |
| 1978 | 128,4                      | 4,1                        | 134,6                      | 4,1                        |
| 1979 | 139,9                      | 8,9                        | 141,4                      | 4,1                        |
| 1980 | 133,9                      | - 4,3                      | 131,5                      | - 7,1                      |
| 1981 | 131,1                      | - 2,1                      | 130,8                      | - 0,5                      |

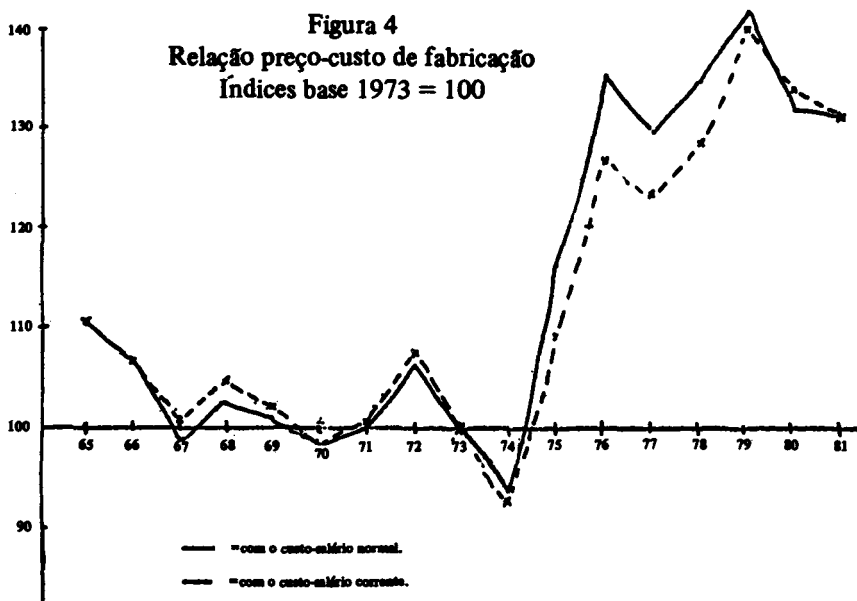
A - Computada com o custo-salário corrente.

B - Computada com o custo-salário normal.

O coeficiente de  $z_{81}$  tem sinal negativo e não é significativamente diferente de zero.

#### 4. A evolução da majoração

Os resultados da estimativa podem ser utilizados para se obter um índice da evolução da relação preço-custo de fabricação. Estimamos uma série custo de fabricação normal e outra de custo de fabricação corrente, utilizando os coeficientes da equação (5) ( $a_w = 0,627$  e  $a_m = 0,355$ ) e computando o custo-salário normal, no primeiro caso, e o custo salário corrente, no segundo. Com a série de preços observados, calculamos então a relação preço-custo sob a forma de índices com base 100 em 1973, que podem ser vistos no quadro 4 e na figura 4.



O aumento da majoração durante 1975 e 1976 e a estabilização de uma nova relação preço-custo desde 1976 aparecem ilustrados na figura. Uma análise estatística da série reafirma a evidência da figura. Considerando a relação preço-custo normal, obtém-se o seguinte:

#### Relação preço-custo normal

| Período | Média | Desvio-padrão |
|---------|-------|---------------|
| 1965-74 | 101,7 | 4,86          |
| 1975-81 | 131,2 | 7,80          |
| 1976-81 | 133,7 | 4,24          |

A média do período 1975-81 é 30% mais alta que o do período precedente. A razão  $t$  para a diferença de médias entre ambos os períodos é altamente significativa: 9,67. A maior dispersão da relação preço-custo no período recente é apenas aparente, pois obedece exclusivamente à inclusão do ano de 1975. Se esse ano é excluído, como fazemos na última linha do quadro, observa-se que o desvio-padrão da relação preço-custo no período 1976-81 é de 4,24, um pouco menor que a do período 1965-74. A razão  $t$  para a diferença de médias entre estes dois períodos será então 13,33.

## 5. A dinâmica dos preços industriais e as políticas do período 1975-81

A análise precedente proporciona uma explicação da dinâmica inflacionária dos preços industriais baseada essencialmente no ritmo da desvalorização, na taxa de aumento dos salários nominais, e “saltos” no coeficiente de majoração associados a choques de oferta. Isso equivale a dizer que a “história” do processo inflacionário dos preços industriais e das mudanças nos preços relativos pode ser bem contada com este modelo.

A direção da causalidade — dos custos para os preços — aparece nítida ao se considerar o período posterior a 1975. Efetivamente, os diferenciais no ritmo de crescimento de salários e taxas de câmbio que dão lugar a fortes mudanças na estrutura de custos, não deixam dúvidas sobre o sentido da correlação. Os experimentos de política econômica realizados em anos recentes têm a “virtude” de introduzir tais flutuações nos preços relativos que excluem a possibilidade de co-linearidade espúria.

A seguir exploramos algumas das questões de maior interesse que suscita o período posterior a 1975, com o auxílio de um par de figuras que, complementados com a figura 4, proporcionam uma visão de conjunto. A primeira (figura 5) mostra a relação custo importações-custo salário normal. A segunda (figura 6) mostra as relações custo-preço, custo importações-preço e custo variável normal-preço. (Esta última é o inverso da série reproduzida na figura 4).

De imediato, vê-se que o choque da desvalorização de 1975 não alterou substancialmente a estrutura de custos, porque os salários nominais reajustaram-se rapidamente. Ao contrário, o congelamento dos salários que se seguiu ao choque de março de 1976 modificou bruscamente essa estrutura. Em ambos os períodos, como já indicamos, a taxa dos preços foi maior do que a do custo variável, pelo aumento da majoração. Vale a pena anotar que nos dois casos o aumento da majoração coincidiu com a contração da demanda e do nível de atividade.

A política cambial e o comportamento dos salários nominais alteram a partir de 1978 a estrutura de custos. Entre 1978 e 1980 o custo de importações aumentou 191%, e o salário nominal 548%; isto explica o crescimento dos preços de 354% no período. As mudanças resultantes nos preços relativos podem ser facilmente acompanhadas nas figuras 5 e 6.

Figura 5  
Relação custo importações/custo-salário normal  
Índices base 1973 = 100

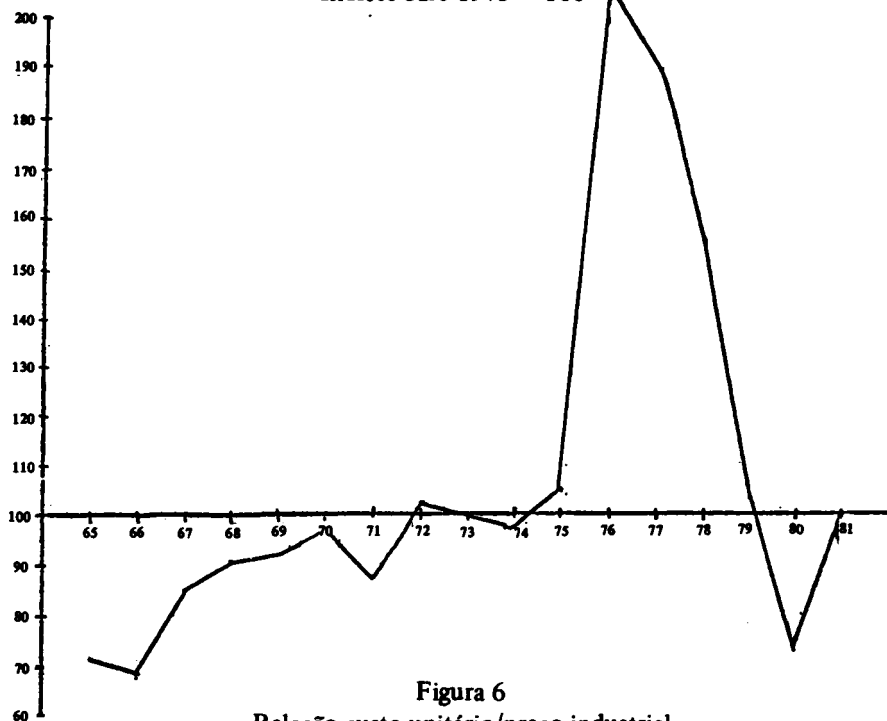
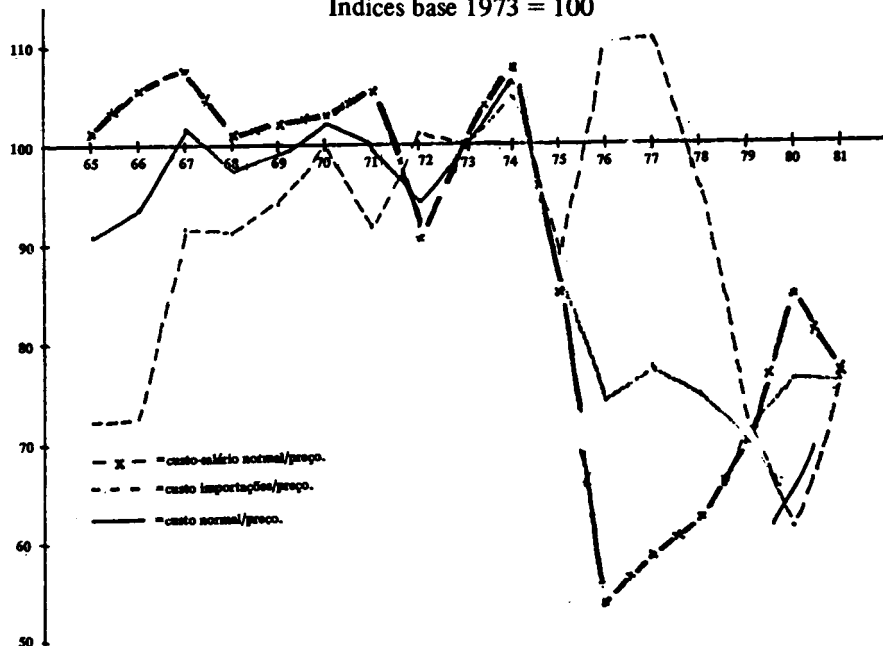


Figura 6  
Relação custo unitário/preço industrial  
Índices base 1973 = 100





A desaceleração da inflação durante 1980, por um lado, e o "atraso" cambial em relação aos preços industriais, por outro, são explicados sem dificuldade pelo modelo. A desaceleração resulta da incidência do ritmo de desvalorização sobre a dinâmica inflacionária, pela via "estrutural" que recolhe a equação (5). O atraso cambial se explica, por sua vez, pelo crescimento dos salários nominais com relação à taxa de câmbio. Durante 1979 e 1980, os salários nominais cresceram muito mais que a taxa de câmbio, e no entanto os preços industriais tenderam a manter uma majoração constante sobre os custos variáveis os salários cresceram também em relação aos preços industriais.<sup>9</sup>

Essa situação inverteu-se durante 1981 e 1982.

Além da incidência estrutural assinalada, existe evidência de um efeito adicional da política cambial e alfandegária sobre o processo inflacionário? Trata-se de um ponto altamente debatido, que merece atenção. Embora voltemos a ele na parte seguinte, vale a pena explodir as indicações nesse sentido que provêm dos dados anuais.

O quadro seguinte mostra os resultados da estimativa da equação (5) para os anos de "normas cambiais".

|      | <i>p</i> observado<br>% | <i>p</i> estimado<br>% | resíduo<br>% |
|------|-------------------------|------------------------|--------------|
| 1979 | 184,4                   | 140,8                  | 7,7          |
| 1980 | 82,8                    | 92,7                   | -9,9         |
|      |                         | EPR (%) = 7,9          |              |

Como se vê, o resíduo é positivo no ano de 1979 (a estimativa é menor do que a taxa observada) e negativo no ano de 1980. O resíduo é um pouco menor do que um erro-padrão no primeiro ano e 1,25 erro-padrão no segundo. Ambos são estatisticamente insignificantes. Tomando em conjunto os dois anos, a inflação observada é praticamente idêntica à inflação estimada pela equação estrutural. Deixando de lado a significação estatística dos resíduos, poder-se-ia argumentar que a taxa observada é menor que a estimada no ano de 1980, e que isso constitui evidência de uma influência independente da "abertura comercial" sobre a taxa de inflação. Embora aceitando este argumento, a mera observação das cifras ilustra a íntima grandeza dessa hipotética influência.

Existem, além do que foi indicado, evidências adicionais sobre a questão. A equação (5) está estimada com o custo-salário normal, isto é, considerando no cál-

<sup>9</sup> Atendendo aos objetivos deste trabalho, consideramos os salários como uma variável exógena. Porém, a pesquisa, de que este trabalho é parte, inclui uma explicação endógena da dinâmica salarial e a elaboração de um modelo simultâneo de determinação de preços e salários. Estes resultados serão objeto de outra publicação.

culo do custo-salário não o custo corrente, mas o que resulta da tendência ampla da produtividade. A diferença entre essa tendência e os aumentos efetivos da produtividade é muito marcante nos anos de 1979 e 1980, quando, com relação ao ano precedente, a produtividade aumentou de 14,3% e 7%, respectivamente. Por conseguinte, a taxa do custo-salário desses anos, computada com a taxa corrente da produtividade, mostra-se significativamente inferior à do custo-salário normal. Se, utilizando as elasticidades da equação (5), calcula-se uma estimativa do custo de fabricação corrente (ver quadro 4), observa-se que durante o biênio 1979-80 a relação preço-custo de fabricação aumentou. Enquanto a relação preço-custo normal se reduziu no biênio de 3,3% com referência a 1978, a relação preço-custo corrente aumentou de 4,2% no mesmo lapso. O procedimento do exercício não é totalmente correto, pois estamos tratando de variações estatisticamente insignificantes. Porém, mesmo assim, o cálculo enfatiza a inexistência de evidências de uma influência independente da "abertura" sobre a taxa de inflação que, se existisse, deveria ser observada como uma contração da majoração durante o período.

## 6. O custo-salário e a produtividade

O propósito deste item é discutir e fundamentar a adoção da hipótese de custo normal para o custo salário. A discriminação econométrica entre o custo-salário corrente e o custo-salário normal como variável relevante na equação de preço encontra obstáculos que se traduzem na dificuldade de definir um teste conclusivo. Para contornar esta dificuldade, utilizamos vários métodos diferentes e discutimos seus resultados.

O obstáculo provém das seguintes características da evolução da produtividade e do processo inflacionário. No período de taxas de inflação menores, a taxa de aumento da produtividade é, *grosso modo*, positiva e mais ou menos uniforme. Por conseguinte, os dados deste período dificilmente permitem discriminar entre produtividade corrente e produtividade tendencial como variáveis relevantes na equação de preço. Por outro lado, nos anos de alta inflação, embora as variações de curto prazo da produtividade sejam significativas, a grandeza das taxas dos salários — com referência às quais a taxa da produtividade é relativamente pequena — também opõe dificuldades.

Um primeiro teste consiste em estimar a equação (4) com o custo-salário corrente:  $cw = w - ql$ , onde  $ql$  é a taxa da produtividade corrente.<sup>10</sup> Obtém-se, então:

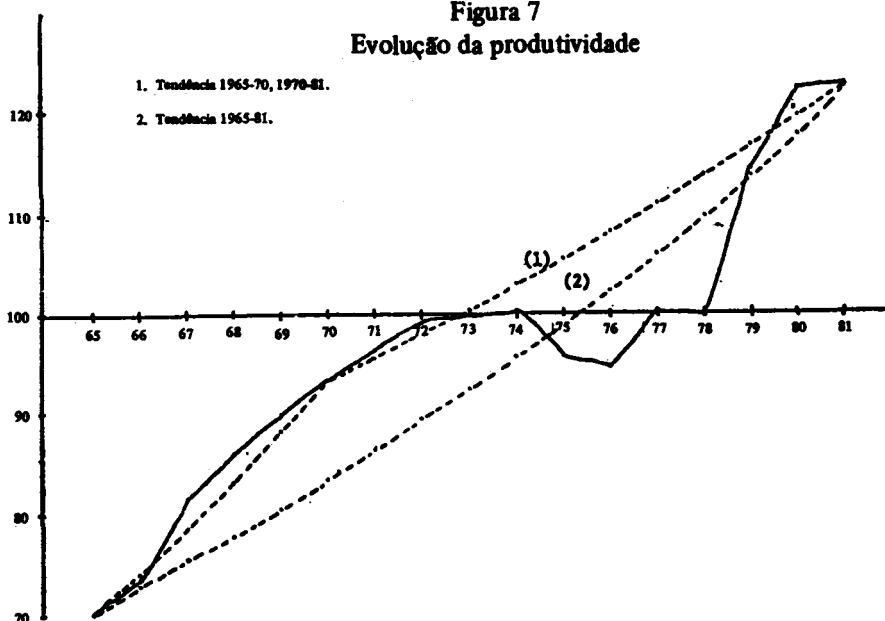
$$p = 0,691 cw + 0,308 cm + 0,551 z_{75} + 0,937 z_{76} - 0,027 \quad (6)$$

$$(9,551) \quad (3,570) \quad (4,489) \quad (2,522) \quad (-0,635)$$

$$R^2 = 0,995 \quad EPR = 0,0970 \quad DW = 2,426.$$

<sup>10</sup> Em termos discretos  $cw = (1 + w) / (1 + ql) - 1$ .

Figura 7  
Evolução da produtividade



Em termos de qualidade do ajuste, esta equação é tão satisfatória quanto a equação (5). A principal diferença que é um argumento a favor desta última, reside em que o erro-padrão de regressão (*EPR*) com o custo salário corrente é 22% maior do que com o custo normal. Este argumento se reforça quando se observa a distribuição dos resíduos. Grande parte da diferença entre os erros provém do resíduo do ano de 1979. Enquanto a equação (5) estima a inflação desse ano com um resíduo de 7,7% ( $p$  observado = 148,4%,  $p$  estimado = 140,8%), a equação (6) produz um resíduo de 20,3% ( $p$  estimado = 128,1%). Isto avaliza a hipótese de custo normal — equação (5) — porque esta subestimativa, maior do que dois erros-padrão, se produz precisamente no ano de 1979, que por sua alta taxa de aumento da produtividade (14,3%) oferece melhores condições para discriminar entre hipóteses.

Além disso, tentamos outros testes, que têm o seguinte fundamento intuitivo. Se os preços tendem a ajustar-se ao custo-salário corrente, estes mostrarão sensibilidade à taxa de produtividade, além da taxa do salário nominal. Seria o contrário se os preços tendessem a ajustar-se ao custo normal: a taxa do salário nominal deve explicar a variância do custo-salário, e a produtividade relevante deve mostrar-se mais ou menos constante.

O primeiro método tentado com este fundamento consiste em introduzir separadamente na equação a taxa do salário nominal e a taxa da produtividade corrente:

$$p = a_w + a_w' q_l + a_m' cm + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} + a_k$$

Se a variável relevante na equação de preço fosse o custo-salário corrente, deveríamos obter um coeficiente da taxa de produtividade significativo, negativo, e semelhante ao da taxa do salário. A regressão seria

$$\begin{aligned}
 p = & 0,631 \ w - 0,274 \ ql + 0,349 \ cm + 0,684 \ z_{75} + \\
 & (10,358) \quad (-0,440) \quad (4,545) \quad (5,890) \\
 & + 0,901 z_{76} - 0,048 \\
 & (2,764) \quad (-1,018) \\
 R^2 = & 0,997 \quad EPR = 0,0841 \quad DW = 2,239.
 \end{aligned} \tag{7}$$

Embora o sinal da taxa de produtividade seja o correto, o coeficiente não é estatisticamente diferente de zero. Além disso, o erro-padrão da equação é maior do que o da equação (5).

O segundo método consiste em supor que a taxa de produtividade relevante é uma constante  $qlt$ :

$$\begin{aligned}
 p = & a_w (w - qlt) + a_m + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} = \\
 = & a_w w + a_m cm + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} - a_w qlt.
 \end{aligned}$$

A regressão obtida é:

$$\begin{aligned}
 p = & 0,619 \ w + 0,362 \ cm + 0,704 \ z_{75} + 0,867 \ z_{76} - 0,060 \\
 & (11,648) \quad (5,339) \quad (6,833) \quad (2,844) \quad (-1,648) \\
 R^2 = & 0,996 \quad EPR = 0,0809 \quad DW = 2,222.
 \end{aligned} \tag{8}$$

A constante é significativa no nível de 80%, e o erro-padrão é menor do que o da equação (7) e ligeiramente superior ao da equação (5).

Como já indicamos, os resultados não são muito fortes, porém tendem, em conjunto, a rechaçar o custo-salário corrente como variável relevante na equação de preço e a avaliar a hipótese do custo-salário normal. Cabe acrescentar a este comentário uma consideração mais intuitiva. Desde a perspectiva da análise da dinâmica inflacionária, a diferença principal entre ambas as hipóteses reside na sensibilidade que mostra a taxa dos preços à taxa da produtividade corrente. Existindo essa sensibilidade, aumentos de produtividade se traduziriam em desaceleração da inflação, *ceteris paribus* a taxa dos salários nominais. Os testes realizados tendem a rejeitar esta hipótese e a enfatizar a sensibilidade dos preços à taxa do salário nominal, independentemente das variações de curto prazo da produtividade.

### Parte 3

#### 1. Propósito

Nesta parte focalizamos a análise na dinâmica de curto prazo dos preços industriais durante o período 1975-82. O referente empírico das variáveis constitui-se

de séries de médias trimestrais. As principais hipóteses analisadas com este material estatístico são as seguintes:

1. Com exceção dos períodos de choque, a dinâmica de curto prazo pode ser explicada por um modelo de majoração constante sobre *custo esperado*. O custo esperado é uma expectativa adaptativa dos custos de fabricação, representados no agregado industrial pelo custo de importações e custo-salário.
2. Os choques agregaram um componente adicional de inflação e provocaram um aumento permanente da majoração.
3. Nos períodos imediatamente posteriores aos choques, altera-se a função de expectativas: desaparece a inércia inflacionária implícita nas expectativas adaptativas de custos, e as decisões de preço tendem a fundamentar-se na taxa atual do custo-salário e custo importado.

Mostraremos que o modelo de curto prazo de formação de preços das hipóteses desta parte é congruente com os resultados empíricos obtidos na parte precedente com séries de médias anuais. A idéia intuitiva é que a inércia inflacionária implícita nas expectativas adaptativas das decisões de preço tende a diluir-se quando o período a respeito do qual se observam as variações de preço é mais extenso. Para períodos extensos, durante os quais os preços foram modificados numerosas vezes, se observará, então, uma correlação entre a taxa do preço e as taxas dos custos de fabricação do mesmo período.

Como na parte precedente, discutimos a hipótese de custo normal, concluindo, como na análise com dados anuais, pela irrelevância das variações de curto prazo da produtividade.

Os resultados das estimativas são utilizados para explicar os efeitos das políticas tentadas no período, destacando particularmente os efeitos observáveis das "normas cambiais".

Por último, utilizamos o modelo estimado para projetar a taxa dos preços industriais fora do período de estimativa.

## 2. O modelo

A forma geral do modelo que utilizamos para explicar a dinâmica de curto prazo dos preços industriais é:

$$p_t = a_m Ecm_t + a_w Ecw_t + a_k \quad (9)$$

onde  $Ecm$  e  $Ecw$  representam as expectativas das taxas do custo de importações e do custo-salário, respectivamente.

O modelo pode ser racionalizado, como o fizemos na parte precedente, supondo-se que os preços industriais são determinados pela adição de uma margem

bruta aos custos variáveis *esperados* de produção, e que no agregado industrial estas expectativas se sintetizam no custo esperado da matéria-prima importada e no custo-salário esperado.

Por conseguinte, sem necessidade de repetir o desenvolvimento da parte precedente,  $a_k$ ,  $a_m$  e  $a_w$  representam, respectivamente, a taxa de  $1 + k$ ; a proporção de custo de importações e a proporção de custo-salário no custo variável total.

Como antes, a capacidade explicativa do modelo deve ser julgada por

a)  $a_w > 0$ ,  $a_m > 0$ ,  $a_w + a_m = 1$ ,  $a_k = 0$ , no caso de majoração constante, e

b)  $a_w > 0$ ,  $a_m > 0$ ,  $a_w + a_m = 1$ ,  $a_k \neq 0$ , no caso de variações na majoração.

Suponhamos que as expectativas de custo são uma média ponderada das taxas atuais e passadas do custo-salário e do custo de importações. Suponhamos também que a estrutura de resíduos é a mesma para ambos os custos, e que tem uma distribuição geométrica:

$$E c w_t = (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} \quad (10)$$

$$E c m_t = (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c m_{t-j} . \quad (11)$$

As equações (9), (10) e (11) definem um modelo de resíduos distributivos que não podem ser estimados diretamente. Fazendo-se, porém, a transformação de Koyck, obtém-se uma forma auto-regressiva, que utilizamos em parte das estimativas. Por (10), temos:

$$E c w_t - \lambda E c w_{t-1} = (1 - \lambda) [c w_t + \sum_0^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} - \sum_0^{\infty} \lambda^{j+1} c w_{t-j} - (j+1)] = (1 - \lambda) c w_t . \quad (12)$$

Da mesma forma, por (11) temos:

$$E c m_t - \lambda E c m_{t-1} = (1 - \lambda) c m_t . \quad (13)$$

Então, por (12) e (13) se obtém

$$p_t - \lambda p_{t-1} = a_w (1 - \lambda) c w_t + a_m (1 - \lambda) c m_t + a_k (1 - \lambda)$$

e

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a_w (1 - \lambda) c w_t + a_m (1 - \lambda) c m_t + a_k (1 - \lambda)$$

e

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a_w (1 - \lambda) c w_t + a_m (1 - \lambda) c m_t + a_k (1 - \lambda) \quad (14)$$

que é a forma auto-regressiva do modelo definido pelas equações (9) e (11). A esti-

mativa deste modelo permite obter diretamente  $\lambda$ ; e os coeficientes  $a_m$ ,  $a_w$  e  $a_k$  como quocientes de coeficientes de regressão. Os problemas econométricos apresentados pela estimativa da forma auto-regressiva serão oportunamente discutidos.

### 3. O modelo "inercial" de curto prazo e o modelo "atual" de prazo mais extenso

Antes de expor as estimativas, queremos indicar a congruência entre o modelo "inercial" de prazo curto descrito pela equação (14) e os resultados obtidos com o modelo (1), quando se trabalha com séries de médias anuais. Uma simples transformação da equação (14) permite apresentar claramente os argumentos intuitivos. Suponhamos  $a_k = 0$  e definimos

$c_t = a_w cw_t + a_m cn_t$ . Subtraindo  $p_{t-1}$  a ambos os membros de (14), obtém-se, então

$$p_t - p_{t-1} = (1 - \lambda) (c_t - p_{t-1}). \quad (15)$$

A variação da taxa do preço de um período com referência ao precedente é uma proporção  $1 - \lambda$  da diferença entre a taxa atual do custo variável e a taxa do preço do período precedente. A taxa de aumento do preço vai sendo "corrigida" pela aceleração ou desaceleração da taxa de câmbio e do salário, com relação à taxa de inflação precedente. Esta é a idéia essencial da adaptação das expectativas. É fácil ver que, se este é o modelo de curto prazo de ajuste de preços, quando se amplia o período de observação com referência ao qual é medida a variação de preços e custos, as taxas observadas são maiores, e diminui a significação relativa da diferença resultante da inércia de curto prazo. Por conseguinte, para períodos mais extensos se observará uma correlação marcante entre a taxa de custo de fabricação e a taxa do preço.

O argumento pode-se desenvolver formalmente como se mostra a seguir. Supondo-se  $a_k = 0$  e com a indicada definição de  $c_t$ , (14) pode ser escrita:

$$p_t = \lambda p_{t-1} + (1 - \lambda) c_t$$

e também

$$d \log P_t = \lambda d \log P_{t-1} + (1 - \lambda) d \log C_t$$

onde  $d$  indica derivada com referência ao tempo. Integrando-se com referência a  $t$ , obtém-se:

$$\delta_o^h d \log P_t = \lambda \delta_o^h d \log P_{t-1} + (1 - \lambda) \delta_o^h d \log C_t \quad e$$

$$\log (P_h/P_o) = \lambda \log (P_{h-1}/P_{-1}) + (1 - \lambda) \log (C_h/C_o).$$

Ora, definimos  $\alpha$  tal que

$$P_h / P_{h-1} = \alpha P_o / P_{-1}, \text{ por conseguinte}$$

$$P_h / P_o = \alpha P_{h-1} / P_{-1} \text{ e também}$$

$$\log (P_h / P_o) = \log \alpha + \log (P_{h-1} / P_{-1}).$$

$\alpha$  é uma medida da variabilidade, entre pontos extremos do período extenso, da taxa de inflação do período curto. Substituindo na precedente equação logarítmica, obtemos

$$\log (P_h / P_o) = \lambda \log (P_h / P_o) - \lambda \log \alpha + (1 - \lambda) \log (C_h / C_o)$$

então:

$$\log (P_h / P_o) = \log (C_h / C_o) - \lambda \log \alpha / (1 - \lambda).$$

A equação expressa a relação entre a taxa de aumento do custo e a taxa de aumento do preço no período longo, como logaritmos das respectivas proporções de aumento no período. De imediato se observa que esta diferença não depende da extensão do período longo ( $h$ ). Portanto, dada a taxa de inflação, a diferença será tanto menos significativa em termos relativos quanto maior for  $h$ , e maior, por conseguinte, a proporção de aumento de preço e custo. A diferença depende do grau de inércia presente nas decisões de preço ( $\lambda$ ) e da variabilidade das taxas de inflação ( $\alpha$ ). Dada a inércia, quanto mais estável for a taxa do custo, mais se ajustará a proporção de aumento de preço à proporção de aumento do custo no período extenso. O mesmo ocorre, dado  $\alpha$ , quanto menor for a inércia.

#### 4. Estimativa (I). Os choques

Apresentamos neste item a estimativa do modelo na forma da equação (14) sobre as séries do período que vai do trimestre I de 1975 até o IV de 1981. A ênfase da análise está colocada nos efeitos dos choques realizados em princípios dos trimestres III de 1975 e II de 1976. Desglosamos esses efeitos em duas hipóteses:

1. Ambos os choques deram como resultado incrementos da majoração que implicaram uma aceleração adicional da inflação, observável nos períodos imediatamente posteriores à sua execução (trimestre III de 1975 e II de 1976).

2. Os choques induzem uma mudança na formação de expectativas. A informação sobre a evolução passada dos preços perde toda relevância, e as expectativas de custos tendem a basear-se exclusivamente em informação sobre a taxa atual do preço das importações (essencialmente, a taxa de câmbio) e do custo-salário (essencialmente, o salário). Por conseguinte, no período que se segue imediatamente



ão choque, a "inércia" da inflação passada perde toda a significação como elemento explicativo da taxa de inflação. O mesmo ocorre no período subsequente, uma vez que se manifestaram os efeitos imediatos do choque. No período subsequente ao choque, a informação sobre o passado — os aumentos da taxa de câmbio e dos salários induzidos pelo choque — é irrelevante para conjecturar sobre o novo ritmo do aumento do custo importado e do custo-salário. Por conseguinte, também nesse período desaparece a inércia, e as expectativas de custo se baseiam em informação atual sobre as taxas dessas variáveis.

Operacionalizamos estas hipóteses do seguinte modo. Em relação à hipótese 1, definimos duas variáveis construídas (*dummy*) aditivas:

$z_{75} = 1$  no trimestre III de 1975, 0 em outros trimestres, e

$z_{76} = 1$  no trimestre II de 1976, 0 em outros trimestres.

Os coeficientes de regressão destas variáveis são estimadores da taxa de inflação do respectivo trimestre atribuível à variação da majoração.

Para analisar a hipótese 2, definimos outra variável construída:

$zp_{t-1} = p_{t-1}$  nos trimestres III e IV de 1975, e II e III de 1976, 0 em outros trimestres.

Esta variável permite analisar a mudança no coeficiente de regressão de  $p_{t-1}$  nos dois trimestres que se seguem à realização de cada choque. A hipótese (2) não será rejeitada, se o coeficiente de  $zp_{t-1}$  for significativo, de grandeza similar e de sinal contrário ao coeficiente de  $p_{t-1}$ .

Com estas especificações, estimamos a equação.

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a'_w cw_t + a'_m cm_t + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} + a_{-1} zp_{t-1} + a'_k \quad (16)$$

onde  $a'_w = (1 - \lambda) a_w$ ,  $a'_m = (1 - \lambda) a_m$  e  $a'_k = (1 - \lambda) a_k$ .

Esta equação resume, então, três modelos:

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a'_w cw_t + a'_m cm_t + a'_k$$

em todo o período, menos os trimestres III e IV de 1975 e II e III de 1976.

$$p_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a'_w cw + a'_m cm + a_{75} + a'_k \text{ e}$$

$$p_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a'_w cw + a'_m cm + a_{76} + a'_k$$

nos trimestres imediatamente posteriores aos choques, III de 1975 e IV de 1976.

$p_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a'_w cw_t + a'_m cm_t + a'_k$ , nos períodos subsequentes aos choques nos trimestres IV de 1975 e III de 1976.

Antes da apresentação da estimativa, devemos indicar, como fizemos no caso das estimativas anuais, que adotamos a hipótese de custo normal para o custo-salário:

$$cw = w - \overline{q}lt$$

onde  $\overline{q}lt$  é a taxa trimestral tendencial da produtividade no período de 1970-81.

A estimativa por MMQQ comum da equação (16) é

$$\begin{aligned} p_t = & 0,294 p_{t-1} + 0,488 cw + 0,412 cm - 0,251 zp_{t-1} + 0,217 z_{75} + \\ & (2,147) \quad (4,763) \quad (8,421) \quad - 2,256) \quad (2,261) \\ & + 0,304 z_{76} - 0,045 \\ & (4,783) \quad (-1,397) \end{aligned} \quad (17)$$

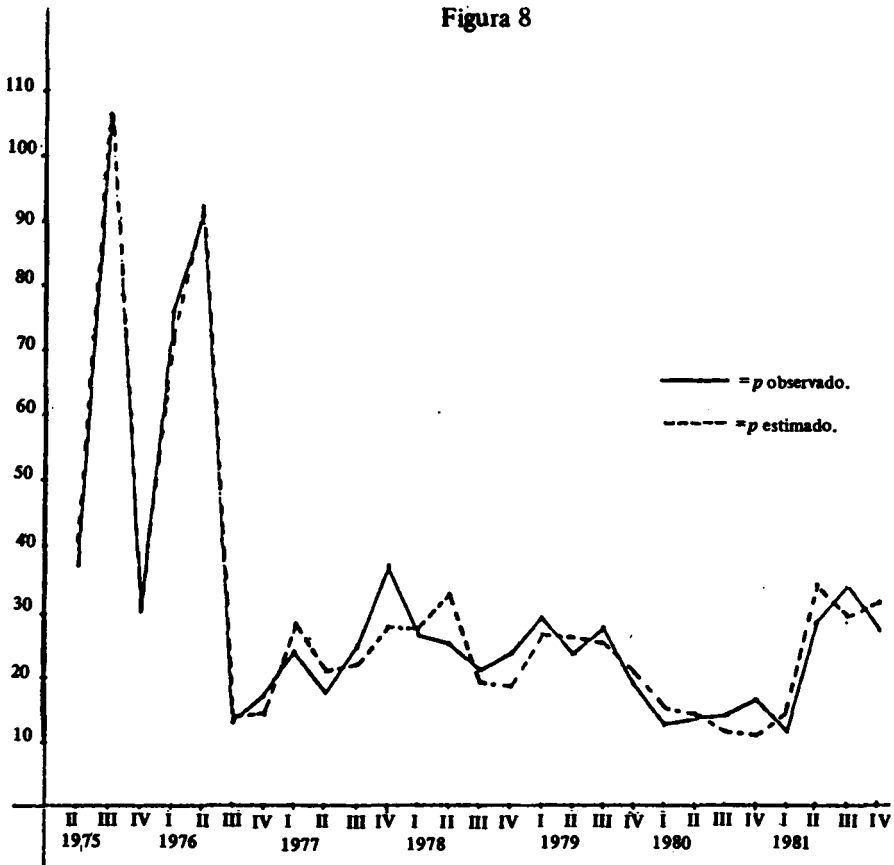
$$R^2 = 0,974 \quad EPR = 0,0427 \quad DW = 2,027.$$

O ajuste é satisfatório. Todos os coeficientes são significativos, e a constante não é significativamente diferente de zero. A figura 8 mostra as estimativas da taxa de inflação dos preços industriais que são obtidas com a equação (17). Estes resultados permitem não rejeitar as hipóteses resumidas no modelo. Adiamos por enquanto o exame mais detalhado dos coeficientes  $\lambda$ ,  $a'_m$ ,  $a'_w$  e da constante, para privilegiar aqui a análise dos choques.

O sinal e a significação dos coeficientes de  $z_{75}$  e  $z_{76}$  provam que nos trimestres imediatamente seguintes ao choque se registram significativos aumentos da majoração.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Neste ponto, limitamo-nos a indicar o efeito acelerador autônomo do choque, sem tentar uma estimativa da grandeza do aumento da majoração, como fizemos na parte precedente. Isto por várias razões. Em primeiro lugar, a estimativa do aumento da majoração exige "expurgar" do efeito multiplicativo conjunto o aumento correspondente do custo de fabricação do período. Este cálculo é sensível às elasticidades custo-salário e custo importado utilizadas. Por corresponder a períodos distintos, com diferentes custos relativos, as elasticidades do modelo de curto prazo da presente parte são diferentes das elasticidades do modelo com dados anuais. Em segundo lugar, embora seja claro que o choque de junho de 1975 implicou um aumento da majoração, existem evidências de que esse aumento não explica a totalidade do incremento da majoração média de 1975 com referência à média de 1974. Essas evidências indicam que a perda de eficácia dos controles de preço foi acompanhada de incrementos da majoração, antes do choque de 1975. Porém uma discussão pormenorizada desses processos está fora dos objetivos deste trabalho.

Figura 8



Em outro trabalho,<sup>12</sup> tentamos uma fundamentação microeconômica deste fenômeno, baseada no súbito aumento da incerteza associado ao choque. Demonstramos no mesmo que decidir taxas de aumentos de preço superiores à taxa esperada de aumentos custos — e, por conseguinte, incrementar a majoração efetiva se as expectativas de custo são acertadas — é uma conduta que minimiza os riscos de perda associados à decisão. Concluímos que o grau conveniente de “superestimação” — o aumento *ex ante* da majoração sobre custos esperados — depende positivamente do grau de incerteza e negativamente da taxa de juro. Na suposição de que o grau de incerteza esteja associado à grandeza da expectativa — taxas muito altas são mais incertas — poder-se-ia concluir, *ceteris paribus* a taxa de juros, que o aumento da majoração está associado à grandeza da expectativa inflacionária.

<sup>12</sup> Frenkel (1979).

Os resultados econométricos deste trabalho avalizam as mencionadas suposições, porém sugerem a inexistência de uma relação mais ou menos contínua entre majoração e expectativa inflacionária.

Ao contrário, os resultados levam a crer numa relação discreta: a majoração tende a elevar-se como reação ao brusco aumento da incerteza provocada pelo choque, e tende a manter-se constante no resto de período, apesar das sensíveis acelerações e desacelerações experimentadas pelo processo inflacionário.

Neste sentido, os resultados dão apoio empírico à noção de normalidade da expectativa inflacionária: uma classe mais ou menos ampla de taxas esperadas e incerteza a elas associada, dentro da qual as taxas de aumento de preços decididas são semelhantes às taxas esperadas de aumento dos custos e, por conseguinte, tende a manter-se uma majoração constante sobre custos esperados. O choque é uma súbita ruptura da normalidade. Assim que seus efeitos se manifestem, uma nova normalidade tende a reconstituir-se.

As mudanças de estrutura das expectativas nos trimestres seguintes e subseqüentes aos choques são congruentes com esta interpretação. O coeficiente de  $zp_{t-1}$  na estimativa (17) é significativo, negativo e de valor absoluto praticamente igual ao estimador de  $\lambda$ . Estes resultados permitem não rechaçar a hipótese 2. O componente inercial se anula nos trimestres seguintes e subseqüentes aos choques. Esta "reacomodação" das expectativas de custo explica os saltos do ritmo inflacionário, de outra maneira incompreensíveis. No trimestre imediatamente seguinte ao choque de junho de 1975, a taxa dos preços industriais foi de 105,2%, que se reduziu a 31,1% no trimestre seguinte. Ainda mais pronunciada foi a redução da taxa dos preços industriais depois do choque de 1976: a taxa foi de 90,2% no trimestre II e se reduziu para 13,7% no trimestre III. No restante do período, a presença de uma estimativa significativa de  $\lambda$  não rejeita a hipótese de adaptabilidade das expectativas e o conseqüente elemento inercial na taxa de inflação trimestral. A moderada inércia detectada pode ser interpretada como uma das características da normalidade do processo inflacionário.

## 5. Estimativa (II)

A equação (17) estima  $\lambda = 0,294$ ,  $a'_m = 0,412$ , e  $a'_w = 0,488$ . Deles derivam estimadores das elasticidades custo-salário e custo importado:

$$a_w = a'_w / (1 - \lambda) = 0,691$$

$$a_m = a'_m / (1 - \lambda) = 0,584$$

que somam 1,275, significativamente maior do que 1. Além disso, a constante da equação, embora não seja significativamente diferente de zero em 95%, o é em 90%.

Estes resultados devem-se a que a mudança de estrutura dos períodos seguintes e subsequente aos choques não está bem refletida na equação (16). Efetivamente, se o coeficiente  $\lambda$  se anula nesses períodos, também deveriam mudar  $a'_m$  e  $a'_w$  para proporcionar nesses períodos estimativas diretas de  $a_m$  e  $a_w$ . Como esta mudança nos coeficientes de regressão não está contemplada na equação, os coeficientes obtidos são uma espécie de média entre  $a_w$ , nos trimestres seguintes e subsequentes ao choque, e  $a_w (1 - \lambda)$ , no resto do período, para o caso de  $a_w$ ; e uma média entre  $a_m$  e  $a_m (1 - \lambda)$ , para o caso de  $a'_m$ .<sup>13</sup> Por conseguinte, as elasticidades foram superestimadas.

Uma forma de atacar o problema é obter os estimadores sobre um período que exclui os trimestres seguinte e subsequente aos choques. Estimamos então a equação (14) sobre o período compreendido entre o trimestre IV de 1976 e o trimestre IV de 1981.

A estimativa por MMQQ comum é:

$$p = 0,343 p_{t-1} + 0,338 \text{ cm} + 0,320 \text{ cw} + 0,006 \quad (18)$$

(2,529)                      (4,822)                      (2,431)                      (0,014)

$$R^2 = 0,716 \quad EPR = 0,416 \quad DW = 1,981.$$

Os coeficientes têm o sinal correto e altos valores de  $t$ . O ajuste é satisfatório. A figura 9 mostra as estimativas que resultam da equação. A constante não é significativamente distinta de zero. Os estimadores das elasticidades são: ;

$$a_w = a'_w / (1 - \lambda) = 0,487$$

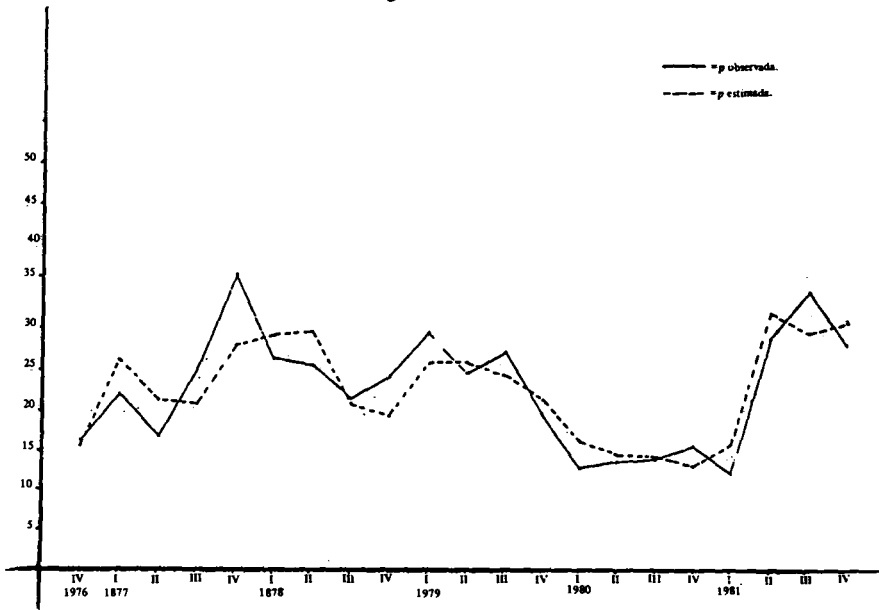
$$a_m = a'_m / (1 - \lambda) = 0,514$$

que somam 1,001. Estes resultados não rejeitam, então, a hipótese 1, de majoração constante sobre custos esperados.

As elasticidades estimadas são diferentes das obtidas para o período de 1966-81 com os dados anuais (custo-salário = 0,627 e custo de importações = 0,355). A menor elasticidade salário da estimativa (18) — e a consequente maior elasticidade taxa de câmbio — é congruente com os diferentes custos relativos vigentes nos períodos de estimativa. Efetivamente, com respeito a uma base 100 em 1973, a relação média custo importado/custo-salário é de 109,9 para o período completo de 1966-81 e 137,2 para o período de 1976-81.

<sup>13</sup> A mudança dos coeficientes  $a'_w$  e  $a'_m$  poderia ser tratada introduzindo-se outras duas variáveis construídas desses coeficientes de regressão. Este método, porém, não pode ser utilizado porque as três variáveis construídas (de  $\lambda$ ,  $a'_w$  e  $a'_m$ ) são altamente colineares.

Figura 9



## 6. Estimativa (III)

A estimativa pelo método de mínimos quadrados comum da forma auto-regressiva (14) apresenta conhecidos problemas econométricos. Se os erros do modelo (9) são serialmente independentes, os erros do modelo (14) terão correlação serial. Foi observado que, por conseguinte, a estimativa de MMQQ comum da forma auto-regressiva tende habitualmente a resultar em altos valores de  $\lambda$ , exagerando a inércia ou sugerindo grandes atrasos.<sup>14</sup>

Em nosso caso, isto poderia não representar problema porque as estimativas de  $\lambda$  implicam uma moderada inércia do processo inflacionário — a taxa de inflação do trimestre precedente repercute somente em torno de um terço da taxa trimestral. Todavia, cremos ser conveniente contar com outra estimativa dos parâmetros do modelo, obtida por um método diferente, para dar maior firmeza aos resultados.

Realizamos, para tanto, uma extensão a diversas variáveis de um método de estimativa direto do modelo de resíduos distribuídos, sugerido por Klein.<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Maddala (1977, cap. 16).

<sup>15</sup> Maddala (1977, p. 361). O desenvolvimento foi feito pelo autor juntamente com Luis Acosta. O programa de computação foi realizado por Luis Acosta.

O método empregado é o seguinte. O modelo das equações (9) e (11) pode ser escrito:

$$p_t = a_w (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j c m_{t-j} + a_k. \quad (19)$$

As somatórias podem ser decompostas:

$$p_t = a_w (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c w_{t-j} + a_w (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} + \\ + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c m_{t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^j c m_{t-j} + a_k \quad (20)$$

onde o subíndice 1 indica o ponto inicial da série disponível e é claro que as "extremidades" não podem ser estimadas. Ora, fazemos

$$z c w_t = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c w_{t-j} \text{ e}$$

$$z c m_t = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c m_{t-j}$$

e, tirando  $\lambda^t$  como fator comum das "extremidades" de (20), teremos:

$$p_t = a_w z c w_t + a_m z c m_t + \lambda^t [a_w (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^{j-t} c w_{t-j} + \\ + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^{j-t} c m_{t-j}] + a_k. \quad (21)$$

Fazendo  $i = j - t$ , a expressão entre colchetes é:

$$a_w (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i c w_i + a_m (1 - \lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i c m_i$$

que, por (19), é igual a  $p_0 - a_k$ .<sup>16</sup> Então, definindo

$$\beta = p_0 - a_k, \quad (21) \text{ é:}$$

$$p_t = a_w z c w_t + a_m z c m_t + \beta \lambda^t + a_k \quad (22)$$

onde, dado um valor de  $\lambda$ , podem ser computados  $z c w_t$ ,  $z c m_t$  e  $\lambda^t$ , e estimados com estes dados  $a_w$ ,  $a_m$ ,  $\beta$  e  $a_k$ . O procedimento empregado consiste em

<sup>16</sup> Isto porque estamos evitando na formulação do modelo o termo aleatório. A expressão é a esperança de  $p_0 - a_k$ .

experimental com  $\lambda$  até determinar o valor que torna mínimo o erro quadrático médio das regressões com (22).

Os resultados obtidos são os seguintes:

$$\begin{aligned}\lambda &= 0,3665 \\ a_m &= 0,538 \\ &\quad (6,336) \\ a_w &= 0,546 \\ &\quad (3,444) \\ a_k &= -0,016 \\ &\quad (-0,334)\end{aligned}$$

com um erro-padrão de regressão de 0,0396, um pouco inferior ao  $EPR = 0,0416$  da estimativa (18). O estimador de  $\lambda$  é ligeiramente superior ao que deriva de (18). A constante não é significativamente diferente de zero. Os estimadores das elasticidades têm altos valores de  $t$  e grandezas muito semelhantes às derivadas dos coeficientes de (18).

Este conjunto de resultados constitui, por um lado, um teste adicional de nossas hipóteses. Por outro, reforça os estimadores da forma auto-regressiva (18) e dá maior fundamento à sua capacidade explicativa.

## 7. O custo-salário e a produtividade

De forma análoga à parte precedente, nos propomos neste item discutir no contexto do modelo de curto prazo a hipótese de custo normal adotada para o custo-salário. Os resultados são congruentes com as conclusões precedentes, mostrando que a taxa dos preços não mostra sensibilidade às variações de curto prazo da produtividade, ajustando-se por outro lado, à taxa do salário nominal.

Para simplificar a análise, excluímos das estimativas o período que inclui os choques de 1975 e 1976, trabalhando sobre as séries que vão do trimestre IV de 1976 ao trimestre IV de 1981. O primeiro método tentado consiste em estimar a equação (14), considerando a taxa do custo salarial corrente em lugar do custo-salário normal. Então:

$$cw = w - ql$$

onde  $ql$  é a taxa da produtividade corrente.<sup>17</sup> Desta maneira, obtém-se:

$$pt = 0,372 \, pt-1 + 0,292 \, cw + 0,264 \, cm + 0,019 \quad (23)$$

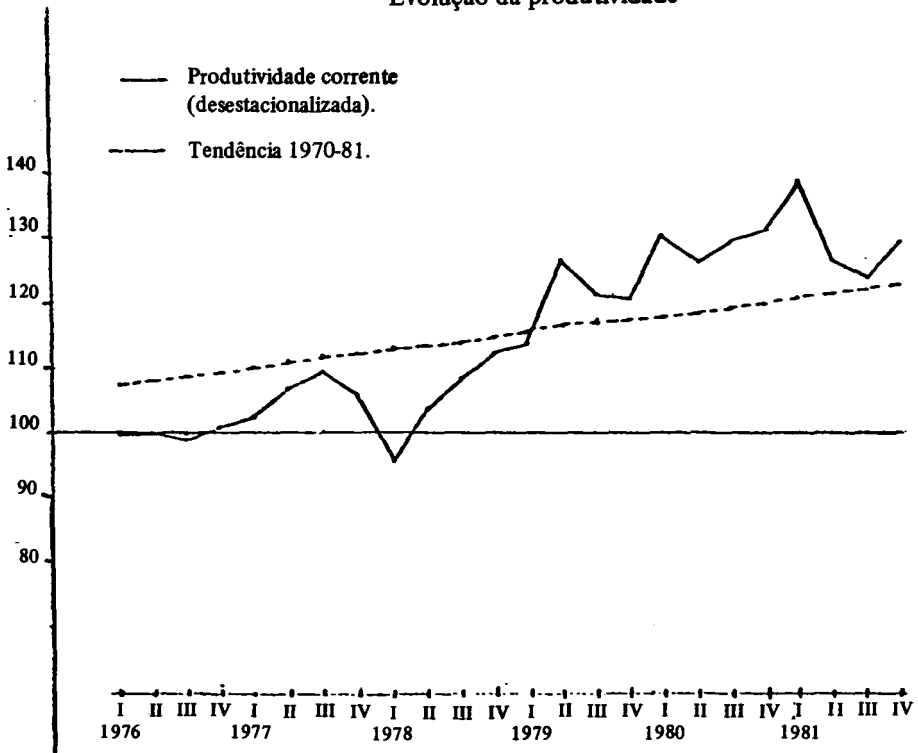
$$(2,840) \quad (2,514) \quad (3,781) \quad (0,529)$$

$$R^2 = 0,720 \quad EPR = 0,0412 \quad DW = 2,031$$

<sup>17</sup> Em termos discretos  $cw = (1 + w) / (1 + ql) - 1$ .



Figura 10  
Evolução da produtividade



O ajuste é semelhante ao da equação (18), que considera o custo-salário normal. Porém, enquanto naquele caso a soma das elasticidades é 1,001, na equação (23) a soma é 0,928. Esta redução da soma dos coeficientes provém da diminuição das taxas do custo-salário implicadas pelos aumentos da produtividade corrente (cf. figura 10).

$$p_t = 0,343 p_{t-1} + 0,318 w + 0,338 - 0,001 \quad (24)$$

(2,521)            (2,431)    (4,822)    (-0,034)

$$R^2 = 0,715 \quad \text{EPR} = 0,0416 \quad \text{DW} = 1,981.$$

A estimativa com a taxa do salário nominal é praticamente idêntica à (18). Como a taxa trimestral tendencial da produtividade é pequena, a taxa do salário nominal torna-se econometricamente indistinguível da taxa do custo-salário normal.

Por esta razão, a constante, que deveria indicar a tendência ampla da produtividade, não é perceptível e não aparece significativa na equação. Todavia, o mesmo não ocorre na regressão equivalente realizada com séries anuais, onde a tendência ampla da produtividade se torna perceptível.

## 8. As políticas do período 1975-81

Voltamos aqui à discussão do processo inflacionário e às políticas do período, à luz do modelo de curto prazo das páginas precedentes. Nelas colocamos uma parte importante da atenção sobre os efeitos dos choques, motivo pelo qual não nos deteremos novamente neste ponto. Interessa-nos, por outro lado, assinalar algumas questões suscitadas pela dinâmica inflacionária.

Uma primeira questão é a reaceleração inflacionária que os preços industriais experimentam desde fins de 1976, quando se havia dissipado os efeitos do choque e do congelamento dos salários decretado inicialmente pelo Governo militar.

Nessa fase da política econômica, como indicamos na primeira parte, os efeitos desinflacionários deviam suceder à redução do déficit do setor público e, de maneira mais geral, à redução dos gastos causada pela forte queda dos salários reais, num contexto de liberdade de mercado.

A reaceleração da inflação foi o primeiro dos fracassos da política de estabilização do Governo militar e, como tal, antecedente imediato da política de contração monetária aplicada desde meados de 1977. Motivou amargas reflexões públicas dos condutores dos assuntos econômicos, queixosos da "inabilidade" do setor empresarial para conduzir-se num sistema de preços livres.

Explicada com o modelo das páginas precedentes, a aceleração dos preços industriais resulta da aceleração dos custos de fabricação nesse período, sobre cujas expectativas tende a manter-se constante a nova proporção de majoração a que se chegou depois do choque de 1976. Isto se pode ver mais de perto observando-se as taxas de aumento dos preços efetivas e estimadas do quadro seguinte:

| Períodos | <i>p</i> observada | <i>p</i> estimada     |                       |
|----------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
|          |                    | com equação (17)<br>% | com equação (18)<br>% |
| III 76   | 13,7               | 13,8                  | 16,1 *                |
| IV 76    | 16,2               | 14,5                  | 15,7                  |
| I 77     | 24,1               | 28,8                  | 26,2                  |

\* Esta taxa estimada sem inércia, com as elasticidades derivadas da equação (18).

A observação das estimativas mostra claramente como a aceleração da taxa dos preços industriais é explicada pela aceleração dos custos.

Nessa fase, ambas as variáveis explicativas eram efetivamente manejadas pela condução econômica. A taxa de câmbio de importações era ajustada de forma a manter a paridade alcançada depois do choque. Com relação aos salários, depois do período de congelamento foram decretadas com periodicidade trimestral taxas de aumentos nominais tendentes a sustentar a capacidade aquisitiva — em relação aos preços ao consumidor — de meados de 1976 (os salários reais tinham caído

mais de 30% durante o trimestre II de 1976). Por outro lado, as autoridades econômicas determinavam uma taxa de desvalorização maior do que a da taxa de câmbio de importações para a taxa de câmbio efetiva de exportações agropecuárias, através da progressiva redução dos impostos de exportação, com o propósito de unificar os mercados cambiais no fim do ano. Essa política incidia sobre os preços domésticos dos alimentos, componente importante dos preços ao consumidor. As autoridades econômicas não tinham muitos motivos de queixa: a reaceleeração da inflação era produto de seu interesse em mudar os preços em favor do setor agropecuário, num contexto de “liberdade” de mercado que supunha a permanência das novas proporções de majoração industrial, e em condições sócio-políticas que impeliram a descartar uma contração ainda maior dos salários reais.

Uma segunda questão de interesse se refere aos efeitos sensíveis da política de “normas cambiais”, os resultados do modelo de curto prazo confirmam as conclusões apresentadas na parte precedente: a desaceleração da taxa dos preços dos bens industriais no período é bem explicada pela mesma equação “estrutural” — em sua versão inercial de prazo curto, neste caso — que explica em geral a dinâmica inflacionária. Não existem evidências de que a “abertura” da economia ocasionada pelas políticas cambiais e alfandegárias — concretizada na prática num forte aumento das importações e de gastos no exterior — tenha afetado a taxa dos preços industriais pela suposta via da concorrência no mercado interno. Os seguintes dados enfatizam este argumento.

O quadro 5 mostra os resíduos da equação (18) destacando o período de “normas cambiais”. A informação que nos interessa aqui é resumida a seguir:

---

| Resíduos equação (18)                        |        |          |
|--|--------|----------|
| $(p \text{ observada} - p \text{ estimada})$ |        |          |
| Período completo: I/79 — I/81                |        |          |
| Média  | 0      | — 0,0031 |
| Desvio-padrão                                | 0,0393 | 0,0298   |

---

O quadro indica claramente a inexistência de um viés sistemático nas estimativas do período de “normas cambiais”. Mais ainda, o desvio-padrão dos resíduos é claramente menor no referido período do que no período completo. A mera observação dos resíduos, sem necessidade de aprofundar-se estatisticamente sobre o assunto, evidencia a inexistência de uma tendência definida.

O argumento em relação à “abertura” que pode basear-se nestes resultados merece um breve desenvolvimento adicional. Os resultados não podem rejeitar a hipótese de que os preços internos de determinados bens comercializados tenham sido afetados pela concorrência de bens importados mediante a substituição da demanda. Os resultados não dizem, simplesmente, nada sobre esta questão. Além disso, o índice de preços industriais não inclui alguns bens — por exemplo, automóveis — cujos mercados internos registraram uma importante proporção de ofer-

ta importada durante as “normas”. Porém, não é esta a questão. A conclusão relevante que se pode derivar dos resultados é a debilidade dos efeitos de substituição sobre os índices gerais de preços da economia.<sup>18</sup>

No rol desinflationário desses efeitos se apóia a fundamentação mais geral — a que reconhece a existência de bens não-comerciáveis — que se propôs para a “abertura” comercial como política de estabilização.<sup>19</sup>

Os resultados mostram que um modelo estruturalista, que ignora os efeitos de substituição, explica bem a história da taxa de inflação dos preços industriais durante a “abertura” e, por conseguinte, contribui para explicar o “atraso cambial” e suas derivações. Neste sentido, o modelo estruturalista proporciona uma teoria *melhor* dos preços industriais do que a que baseia sua capacidade preditiva no bom funcionamento de mercados walrasianos.

Do ponto de vista da política econômica, não se coloca a questão de que, com o “prazo longo”, os efeitos de substituição atuem ou não. A questão está em determinar *ex ante* se esses efeitos de substituição atuam antes de induzir tais déficits em conta corrente que hipotecam a economia e desencadeiam a crise externa. Como se sabe, pagamos um alto custo pela previsão errada.

Quadro 5  
Resíduos equação (18)

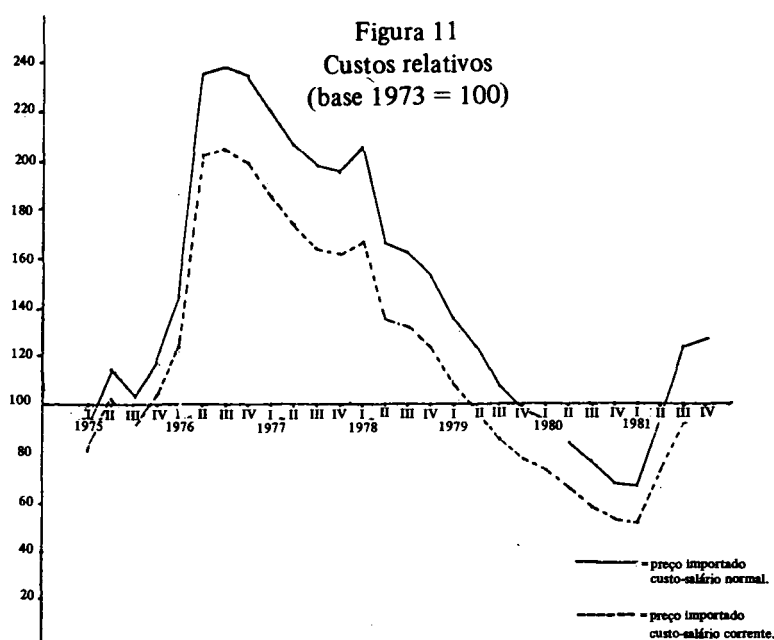
|    | Períodos | <i>p</i> observada | <i>p</i> estimada | Resíduo      | % Resíduo / <i>p</i> estimada |
|----|----------|--------------------|-------------------|--------------|-------------------------------|
| 28 | 1976-04  | 0,161981           | 0,156281          | 5,70018-03   | 3,64733                       |
| 29 | 1977-01  | 0,241293           | 0,261714          | -0,0204204   | - 7,80256                     |
| 30 | 1977-02  | 0,165693           | 0,218889          | -0,0531958   | -24,3027                      |
| 31 | 1977-03  | 0,25               | 0,214256          | 0,0357445    | 16,6831                       |
| 32 | 1977-04  | 0,367048           | 0,275535          | 0,0915134    | 33,213                        |
| 33 | 1978-01  | 0,267351           | 0,289639          | -0,0222882   | - 7,69515                     |
| 34 | 1978-02  | 0,253026           | 0,295571          | -0,0425446   | -14,394                       |
| 35 | 1978-03  | 0,214923           | 0,211005          | -0,917228-03 | 1,85645                       |
| 36 | 1978-04  | 0,243107           | 0,198528          | 0,0445783    | 22,4544                       |
| 37 | 1979-01  | 0,294453           | 0,255657          | 0,0367963    | 15,1752                       |
| 38 | 1979-02  | 0,245883           | 0,257149          | -0,0112662   | - 4,3819                      |
| 39 | 1979-03  | 0,273897           | 0,243586          | 0,0295188    | 12,1152                       |
| 40 | 1979-04  | 0,198513           | 0,217684          | -0,0191712   | - 8,80689                     |
| 41 | 1980-01  | 0,125757           | 0,169659          | -0,0439024   | -25,8768                      |
| 42 | 1980-02  | 0,133152           | 0,145812          | -0,01266     | - 8,6824                      |
| 43 | 1980-03  | 0,134022           | 0,135746          | -1,724728-03 | - 1,27055                     |
| 44 | 1980-04  | 0,15676            | 0,127713          | 0,029647     | 22,7439                       |
| 45 | 1981-01  | 0,123013           | 0,159408          | -0,0363956   | -22,8317                      |
| 46 | 1981-02  | 0,282792           | 0,320464          | -0,037672    | -11,7554                      |
| 47 | 1981-03  | 0,348347           | 0,296165          | 0,8521824    | 17,6194                       |
| 48 | 1981-04  | 0,288186           | 0,309935          | -0,0297493   | - 9,59855                     |

<sup>18</sup> Esta conclusão não depende da estrutura específica de ponderações do índice de preço industrial que utilizamos. Resultados similares (ainda não publicados) foram obtidos utilizando-se o índice de preços ao consumidor, cuja composição e estrutura de ponderações difere dos aqui utilizados, e provém de 1970-71.

<sup>19</sup> Cf., por exemplo, Rodriguez (1979).

Cabe, por último, um comentário sobre o período que se seguiu ao abandono das normas cambiais. A observação das últimas linhas do quadro 5 mostra que a equação (18) explica bem o novo salto no ritmo inflacionário. Entre os trimestres I e IV de 1981, os preços industriais aumentaram 121%, e o modelo estima no mesmo período um incremento de 124%.

A mudança de política significou a passagem de uma taxa de inflação praticamente uniforme de 13% trimestral, durante 1980 e o trimestre I de 1981, a uma taxa da ordem de 30% trimestral, durante o resto desse ano. O motor desse processo, como já indicamos, foi a sucessão de desvalorizações com que se enfrentou a crise externa. Entre os trimestres I e IV de 1981, o custo de importações aumentou de 217%. No mesmo período, os salários nominais aumentaram 68%. Na figura 11 pode-se observar a conseqüente mudança na tendência dos preços relativos.



É interessante ressaltar que o novo ritmo de desvalorização não foi uniforme. Ao contrário, um forte aumento da taxa de câmbio real concentrou-se no segundo trimestre de 1981. Isto pode ser visto no quadro seguinte, que mostra taxas de aumento trimestral em percentagens.

|      |     | <i>cw</i> | <i>cm</i> | <i>p</i> |
|------|-----|-----------|-----------|----------|
| 1981 | I   | 17,0      | 15,0      | 12,3     |
|      | II  | 16,3      | 66,7      | 28,3     |
|      | III | 14,3      | 45,1      | 34,8     |
|      | IV  | 26,4      | 31,1      | 28,0     |

A forma em que se refletiu no processo inflacionário a política cambial que se seguiu ao abandono das “normas” proporciona — pela grandeza da mudança no ritmo de desvalorização — uma situação particularmente vantajosa para avaliar-se a capacidade explicativa do modelo e, ao mesmo tempo, para destacar certas características da inflação. No segundo trimestre de 1981, a transferência aos preços dos custos atuais — calculado com as elasticidades derivadas da equação (18) — teria implicado um aumento dos preços industriais de 41,5%. Ao contrário, a taxa do trimestre foi de 28%, ligeiramente inferior à taxa estimada com o modelo “inercial”. Apesar da magnitude das desvalorizações, a reação dos preços não mostra nenhuma das características exibidas pelos choques de 1975 e 1976: nem desaparece a inércia, nem tende a aumentar a proporção de majoração. O ajuste se realiza de acordo com o modelo “normal” do período.

A observação dá margem à comparação das modalidades de ajuste e à tentativa de explicação das diferenças. Uma diferença evidente reside na forma da máxima desvalorização. No segundo trimestre de 1981, a taxa de câmbio não aumentou de uma só vez, mas foi-se efetivando mediante duas desvalorizações da ordem de 30% em abril e junho e pequenos ajustes entre elas. Essa circunstância levaria a crer que a diferença pode ser encontrada na grandeza do ajuste instantâneo da taxa de câmbio, mas podem ser tentados outros argumentos que implicam as condições da demanda e do custo e o estado financeiro das empresas, que expomos no item seguinte.

## 9. Projeção fora do período de estimativa

Neste item utilizamos o modelo da equação (18) a fim de projetar as taxas de inflação do ano de 1982. A projeção permite, por um lado, corroborar a capacidade explicativa do modelo e observar sua estabilidade. Por outro, dá lugar a uma discussão adicional sobre as políticas.

O começo do ano de 1982 coincidiu com a inauguração de uma nova política de corte ortodoxo. O efeito antiinflacionário devia provir de uma brusca queda da taxa de oferta monetária interna. Para tanto, buscou-se uma rápida redução do déficit do setor público baseada essencialmente no congelamento por tempo indeterminado das remunerações e salários pagos no setor. (Esperava-se, além disso, que isso provocasse efeitos de simpatia sobre a taxa de aumento salarial do setor privado). O mercado de câmbio foi unificado e “liberado” — existia nesse momento um duplo mercado de câmbios com controle sobre as transações comerciais. Anunciou-se uma flutuação “viciada” da taxa de câmbio, que na prática trouxe um regime de liberdade de câmbio com taxa fixada pelo Banco Central, sob regras de ajuste não explicitadas. A medida implicou uma desvalorização inicial da taxa de câmbio de importações da ordem de 30%. A partir desse novo nível, esperava-se desacelerar bruscamente o ritmo de ajuste, baseando essa expectativa na redução da taxa de oferta monetária.

O programa de Roberto Alemann era, sem dúvida, o mais fiel à ortodoxia

monetarista posto em prática desde 1976. Não é este o lugar para discutir seus efeitos. Ele não teve, por outro lado, a oportunidade de desenvolvê-lo com amplitude, pois a guerra das Malvinas veio pôr no mesmo um fim dramático. Os acontecimentos impuseram o controle do câmbio, destinado a subsistir por longo tempo.

Com o fim da guerra, puseram-se em prática novas medidas de política econômica. Sob o regime de controle do câmbio, foi posto em vigor um sistema de câmbios múltiplos. Em julho, a taxa de câmbio para transações financeiras se elevou em 150% com relação ao valor médio do câmbio oficial do mês anterior, sustentando-se o novo nível nominal durante os três meses seguintes. A taxa de câmbio de importações aumentou de modo contínuo durante o terceiro trimestre de 1982, a uma taxa mensal média de 23%, mediante o ajuste da taxa "básica" e modificações na composição requerida do composto de compras no mercado "básico" e financeiro. No mesmo período, a taxa de câmbio do mercado "paralelo" foi, em média, 31% mais alta do que a taxa financeira.

Com o objetivo de projetar as taxas de inflação do período mediante o modelo, a existência, na prática, de restrições quantitativas no mercado oficial de dólares comerciais durante o trimestre III de 1982 presume uma dificuldade, pois não é simples – não devia sê-lo para as empresas – determinar a taxa de câmbio de importação efetiva. A fim de contornar essa dificuldade, integramos os trimestres III e IV de 1982 e aplicamos o modelo à projeção da segunda metade do ano. Mais precisamente, fazemos o seguinte: De acordo com o modelo, deve ser:

$$p_{III} = \lambda p_{II} + a'_m cm_{III} + a'_w cw_{III}$$

e

$$p_{IV} = \lambda p_{III} + a'_m cm_{IV} + a'_w cw_{IV}.$$

Somando-se as equações, obtém-se:

$$p_{III} + p_{IV} = \lambda (p_{II} + p_{III}) + a'_m (cm_{III} + cm_{IV}) + a'_w (cw_{III} + cw_{IV}) \quad (25)$$

onde os subíndices em número romano indicam trimestres. Fazemos, então:

$$p_{III} + p_{IV} = p_{IV, II} = p_{IV}/p_{II} - 1$$

ou seja, calculamos a taxa de crescimento do preço do segundo semestre como o nível de preço do quarto com referência ao segundo. Da mesma forma, fazemos:

$$p_{II} + p_{III} = p_{III, I} = p_{III}/p_I - 1$$

$$cm_{III} + cm_{IV} = cm_{IV, II} = CM_{IV} / CM_{II} - 1$$

$$cw_{III} + cw_{IV} = cw_{IV, II} = CW_{IV} / CW_{II} - 1$$

substituindo em (25) temos:

$$p_{IV, II} = \lambda p_{III, I} + a'_m cm_{IV, II} + a'_w cw_{IV, II} \quad (26)$$

com a qual projetamos o segundo semestre de 1982, utilizando os coeficientes da equação (18). No caso dos trimestres I e II, utilizamos a equação (18), considerando como  $p_{t-1}$  a taxa de inflação efetiva do trimestre precedente.

Os dados e resultado da projeção são resumidos no quadro seguinte (em percentagens):

| Trimestre                | $p_{t-1}$    | $cm$          | $cw$          | Primeiro semestre de 1982 |                      |
|--------------------------|--------------|---------------|---------------|---------------------------|----------------------|
|                          |              |               |               | $p$ est.                  | $p$ observ.          |
| I                        | 28,0         | 53,6          | 7,3           | 29,2                      | 33,9                 |
| II                       | 33,9         | 33,0          | 5,9           | 24,7                      | 22,7                 |
| Segundo semestre de 1982 |              |               |               |                           |                      |
|                          | $p_{III, I}$ | $cm_{IV, II}$ | $cw_{IV, II}$ | $p_{IV, II}$ est.         | $p_{IV, II}$ observ. |
|                          | 97,5         | 194,1         | 147,7         | 146,3                     | 146,5                |

O erro do trimestre I é ligeiramente superior a um *EPR*, e o do trimestre II é inferior a meio *EPR*. A taxa projetada do segundo semestre é praticamente idêntica à taxa observada.

Como indicamos, estes resultados confirmam a capacidade explicativa do modelo e ressaltam sua estabilidade durante 1982. Do mesmo modo, destacam a mesma característica do processo inflacionário recente observada em 1981. Como neste caso, e ao contrário dos choques de 1975 e 1976, o ajuste dos preços às desvalorizações que se seguiram ao fim da guerra efetuou-se de acordo com o modelo normal.

Os episódios da política econômica do segundo semestre de 1982 ampliam o número de observações com que contamos para sugerir uma explicação da diferença das modalidades de ajuste. Um traço que o aumento da taxa de câmbio do trimestre III de 1982 compartilha com o do II de 1981 é que a maxidesvalorização não foi feita de uma só vez. Esta característica pareceria enfatizar o argumento já indicado no item precedente, a respeito da grandeza do ajuste instantâneo da taxa de câmbio. Interpretando esta questão na linha do modelo microeconômico a que já fizemos referência,<sup>20</sup> a importância da grandeza da desvalorização — comparada com a taxa a que vinha sendo ajustada a taxa de câmbio — está associada ao grau de incerteza que introduz na expectativa inflacionária. Por esta razão, uma sucessão de desvalorizações poderia dar lugar a um ajuste diferente do que uma

<sup>20</sup> Frenkel (1979).



maxidesvalorização equivalente. Todavia, embora ao final da guerra das Malvinas a taxa comercial não tenha sido aumentada de uma vez numa grandeza similar a 1975 e 1976, dificilmente se pode argumentar que o grau de incerteza das expectativas era inferior à daqueles períodos. Por conseguinte, não parece que seja este o principal elemento da diferença.

A observação do contexto macroeconômico em que se produziram os choques de desvalorização orienta a explicação em outra direção. Os riscos de perda associados à decisão de preço não são função apenas do grau de incerteza, mas também do custo de oportunidade do excesso de estoques em que pode incorrer a empresa devido à queda nas suas vendas. Esse custo depende de expectativas de demanda e da taxa de juros. Em termos mais gerais, o referido custo depende também da posição financeira da empresa: quanto mais robusta for a posição financeira e mais "líquidos" sejam considerados os estoques, maior será a tendência a fixar o preço acima da taxa esperada do aumento de custos. Estes critérios separam de forma nítida os dois primeiros casos dos últimos.

O quadro seguinte resume alguns indicadores sobre o contexto do período imediatamente precedente a cada uma das políticas que estamos comparando.

|   | Julho/75 | Abril/76 | Abril/81 | Julho/82 |
|---|----------|----------|----------|----------|
| Tendência do produto industrial no semestre precedente  | 0,8      | — 3,1    | — 6,5    | — 1,6    |
| Tendência do produto industrial no trimestre precedente | 1,8      | 2,2      | — 4,5    | — 8,3    |
| Taxa de juros real mensal no semestre precedente        | — 6,8    | — 9,8    | 2,2      | 0,2      |
| Taxa de juro real mensal no trimestre precedente        | — 7,0    | — 17,2   | 4,1      | 0,3      |

As duas primeiras linhas se referem à tendência do nível de atividade industrial (desestacionalizado). A primeira é a taxa percentual de variação do semestre que precede cada uma das datas indicadas no quadro (com referência ao semestre anterior). Na segunda linha, o mesmo indicador se refere ao trimestre que precede as datas indicadas. As últimas duas linhas indicam o custo do crédito bancário utilizado pelas empresas, medido pela taxa de juros real mensal — em relação ao preço industrial — do semestre e do trimestre, que precedem as datas indicadas.

O quadro proporciona uma idéia dos diferentes contextos. Em julho de 1975, o setor industrial se encontrava na crista de um período expansivo, com abundantes lucros, custo real do crédito muito negativo e sólida posição financeira. A situação não era muito diferente em abril de 1976, embora levando-se em conta a recessão que se produziu no segundo semestre de 1975. Ao contrário, tanto em abril de 1981 como em julho de 1982, o setor industrial se encontrava numa tendência fortemente recessiva. Desde fins de 1979, as taxas de juro reais eram elevadas e, em grande parte como resultado desses mesmos processos, muitas empresas se encontravam em fraca posição financeira e enfrentavam restrições no mercado de crédito.

Embora o número de casos não seja suficiente para dar força conclusiva à análise — e é de desejar que novos experimentos de política econômica não nos proporcionem oportunidade de ampliar a amostra — a comparação é sugestiva dos fatores que incidem para diferenciar os ajustes.

### Referências bibliográficas

Canitrot, Adolfo. *La Disciplina como objetivo de política económica. Un ensayo sobre el programa económico del gobierno argentino desde 1976*. Buenos Aires, Estudios Cedes, v. 2, n. 6, 1980.

———. Teoría y práctica del liberalismo. Apertura económica y política antiinflacionaria. Argentina 1976-1981. *Desarrollo Económico*, Buenos Aires, (82), 1981.

Frenkel, Roberto. *Decisiones de precios en alta inflación*. Buenos Aires, Estudios Cedes, v. 2, n. 3, 1979.

———. *Las Recientes políticas de estabilización en Argentina de la vieja a la nueva ortodoxia*. Rio de Janeiro, 1980a. Instituto de Relações Internacionais, PUC.

———. El desarrollo reciente del mercado de capitales en la Argentina. *Desarrollo Económico*, Buenos Aires, (78), 1980b.

Maddala, G. S. *Econometrics*. McGraw-Hill, 1977.

Rodríguez, Carlos A. *El Plan argentino de estabilización del 20 de diciembre*. Buenos Aires, Cema, 1979. (Documento de Trabajo N° 5.)