

# pesquisa e planejamento econômico

---

volume 12 • abril 1982 • número 1

## Inflação e preços relativos: medidas de dispersão \*

ADROALDO MOURA DA SILVA \*\*

DÉCIO K. KADOTA \*\*

*O estudo apresenta evidências de que a inflação não é neutra com relação ao comportamento dos preços relativos. A exemplo dos trabalhos que analisaram as experiências inflacionárias de vários países, o artigo mostra que, no caso brasileiro, também existe uma associação positiva entre o nível e a variabilidade da taxa de inflação, assim como entre estas duas medidas e a dispersão das variações nos preços relativos.*

\* Trabalho apresentado no "Second Latin-American Regional Meeting of the Econometric Society" (Rio de Janeiro, julho de 1981), pelo qual os autores agradecem a João Sayad, por sugestões oferecidas para a sua elaboração, e a Luis Antonio Amarante, por nos ter proposto e preparado os testes estatísticos sobre análise de perfis.

\*\* Da FEA/USP.

*Os dados utilizados de preços por atacado, calculados para o período 1970/80, revelam também que a distribuição das variações nos preços relativos dos 50 itens de bens que compõem o índice geral apresenta uma assimetria positiva, implicando que os incrementos de preços da maioria dos produtos na economia são menores que os do índice geral.*

*A análise desagregada dos preços mostra que existe um comportamento sistemático e diferenciado dos preços relativos entre subgrupos de bens. A variabilidade dos preços agrícolas é maior que a dos preços industriais, dentre os quais aqueles referentes aos setores não concentrados também apresentam maior variabilidade que os dos setores concentrados.*

## 1 — Introdução

Neste trabalho apresentamos algumas medidas da interdependência entre inflação e dispersão dos preços relativos associada à experiência brasileira no período 1972/80. Como não pretendemos desenvolver nenhuma teoria nova para explicar os fenômenos sob observação, nem estabelecer, de forma analítica e rigorosa, um procedimento para distinguir entre causas e efeitos do processo inflacionário, este é um estudo, portanto, essencialmente de caráter empírico-descritivo.

Em primeiro lugar, indicamos que há uma associação positiva entre as medidas da taxa de inflação e a variância da própria taxa, assim como entre estas duas medidas e a dispersão das variações dos preços relativos. Em segundo, mostramos que as variações dos preços têm um comportamento assimétrico (a medida calculada registra uma assimetria à direita, ou seja, os incrementos de preços da maior parte dos produtos que compõem o índice geral estão abaixo do crescimento do índice geral ao longo do período 1971/79). E, em terceiro, indicamos também que há um comportamento sistemático e diferenciado entre as variações dos preços relativos de subgrupos de preços do índice geral (em particular, esta medida é feita entre preços agrícolas e industriais e entre subgrupos de preços do próprio setor industrial).

Isto posto, indicamos algumas das implicações destes resultados para a formulação de modelos macroeconômicos, assim como para a política de correção monetária. Para tanto, antes de discutirmos

as estatísticas supramencionadas, faremos um breve retrospecto da literatura recente sobre os problemas de inflação e preços relativos.

## 2 — Preços relativos e inflação: evidências empíricas

Na formulação de modelos macroeconômicos, usualmente é feita a hipótese implícita ou mesmo explícita de que a dispersão dos preços relativos independe do nível da taxa de inflação.

Em artigo recente, Lucas (1973) formaliza esta hipótese de independência, supondo em seu modelo que, para qualquer bem  $i$  na economia, seu preço tem a seguinte relação com a taxa de inflação:

$$P_{it} = P_t + Z_{it}$$

onde  $P_{it}$  e  $P_t$  são, respectivamente, os logaritmos do preço do bem  $i$  e do nível geral de preços. A hipótese de independência equivale a dizer que as diferenças eventuais de comportamentos entre  $P_{it}$  e  $P_t$  são aleatórias e dadas por  $Z_{it}$ , a qual tem distribuição normal com média zero e variância constante  $u^2$ . Note-se mais que, nesta hipótese, não há nem relação sistemática entre  $P_{it}$  e  $P_t$  nem comportamento diferenciado e sistemático entre os diferentes subgrupos de preços que compõem o índice geral.

Complementarmente, ao supor que  $P_t$  é também uma variável aleatória normal, com média  $\bar{P}_t$  e variância constante  $v^2$ , e que se distribui independentemente de  $Z_{it}$ , Lucas admite também independência entre o nível e a variância da taxa de inflação, assim como a desta última e a dispersão dos preços relativos (esta hipótese tem sido objeto de inúmeros testes).

Nas análises realizadas, a hipótese de independência entre a variabilidade e o nível da taxa de inflação tem sido quase que universalmente rejeitada. Numa análise de *cross section* internacional, Logue e Willett (1976), utilizando dados de 45 países no período 1949/70, encontraram uma associação positiva entre o desvio-padrão

da taxa de inflação e a taxa média de inflação, medidas estas calculadas tanto para o período como um todo como para dois subperíodos deste. Evidências similares foram encontradas por Jaffee e Kleiman (1977) com a utilização de dados de Okun (1971) e Vogel (1974), referentes, respectivamente, a 17 países da OECD no período 1951/68 e a 16 países latino-americanos no período 1950/69.

Fischer (1981), ao analisar séries de tempo para os Estados Unidos, também encontrou uma relação entre a medida de variabilidade da taxa de inflação e o nível da mesma taxa. As variâncias das taxas anuais e quadrimestrais, calculadas, respectivamente, sobre períodos não sobrepostos de cinco anos e 12 quadrimestres, apresentaram correlações positivas com as taxas médias de inflação desses mesmos períodos.

Com relação à variabilidade dos preços relativos, existem também evidências de que a mesma está intimamente relacionada tanto com o nível da taxa de inflação quanto com a sua variabilidade.

Glejser (1965), analisando os principais grupos de bens que compõem os Índices de Preços ao Consumidor de 15 países da OECD, encontrou uma relação positiva entre a dispersão dos preços relativos e a taxa média de inflação, entre países. A dispersão dos preços relativos de cada país é medida pelo desvio-padrão das razões entre as médias dos índices de preços de cada grupo de bens e do índice geral para o período 1953/59.

Jaffee e Kleiman, ao argumentarem que a análise acima tem, por um lado, os inconvenientes de não permitir a distinção entre o efeito de mudanças ano a ano nos preços relativos e o efeito acumulado destas mesmas mudanças e, por outro, os de relacionar diferentes experiências nacionais, analisaram para 13 países individualmente a relação entre o desvio-padrão das variações percentuais nos índices de preços dos principais grupos de bens e a taxa de inflação.<sup>1</sup> Os resultados para a maioria dos países mostram que o coeficiente de variação decresce com a taxa de inflação. Entretanto, como a constante da função hiperbólica ajustada não se mostrou significati-

<sup>1</sup> Os períodos considerados são diferentes entre países e eles utilizaram as desagregações dos índices que envolveram aproximadamente 10 grupos de bens.

vamente diferente de zero, os autores concluem que o valor absoluto da dispersão dos preços relativos é invariante com relação à taxa de inflação.<sup>2</sup>

Por outro lado, numa análise similar e que envolveu aproximadamente 1.500 itens de bens que compõem o Índice de Preços por Atacado nos Estados Unidos, Vining e Elwertowski (1976) encontraram, para o período 1948/74, correlações positivas entre o desvio-padrão das variações nos preços dos itens de bens e a taxa de inflação e a variabilidade desta.

Cukierman e Wachtel (1979) e Parks (1978) mostram que a evidência encontrada por Vining e Elwertowski pode ser explicada com base na correlação positiva que a variabilidade dos preços relativos tem com a magnitude da inflação não antecipada. Enquanto os primeiros utilizam uma variante do Modelo de Expectativas Racionais de Lucas, o segundo usa um modelo de formação de expectativas tradicional, ou seja, onde a taxa antecipada de inflação é função de taxas observadas no passado.

Correlações positivas entre a dispersão dos preços relativos e as taxas atuais, antecipadas e não antecipadas de inflação, foram também encontradas por Fischer para os Estados Unidos.

As evidências acima listadas indicam que existem correlações positivas tanto entre a variabilidade e o nível da taxa de inflação quanto entre a dispersão dos preços relativos e o nível e a variabilidade da taxa de inflação. Entretanto, não existe nenhuma discussão sobre a existência ou não de comportamentos diferenciados de preços relativos de subgrupos de produtos.

### 3 — As medidas de variabilidade dos preços relativos e da inflação

No estudo foram utilizados os Índices de Preços por Atacado, calculados pela Fundação Getulio Vargas para o período 1970/80. A

<sup>2</sup> A relação ajustada foi do tipo  $SD(P_i)/P = a + b P^{-1}$ . Como  $a = 0$ , tem-se que  $SD(P_i)/P = b P^{-1}$  ou  $SD(P_i) = b$ .

desagregação maior é dada pelo conceito de *Aggregate Supply* com 50 grupos de bens.

Para a análise por tipos de bens, dos 50 grupos de bens originais foram desconsiderados 13, basicamente por serem preços determinados pelo mercado externo ou controlados pelo Governo. Dos 37 grupos de bens restantes, sete são classificados como agrícolas e 30 como industriais, e estes, por sua vez, foram subdivididos em três grupos, cada um com 10 itens de bens, cuja classificação foi feita por ordem crescente do grau de concentração dos setores que produzem esses mesmos bens.<sup>3</sup>

Baseados nos índices acima, definimos para o caso geral, bem como para cada subgrupo de bens, as medidas de variabilidade da taxa de inflação e dos preços relativos usualmente utilizados na literatura econômica.

Dado que a variabilidade da taxa de inflação será medida sobre períodos de tempo, enquanto a dispersão dos preços relativos será calculada entre bens, em cada momento do tempo, para compatibilizar as defasagens de tempo envolvidas nas medidas foram utilizados os índices de preços definidos em bases mensais.

A variabilidade da taxa de inflação foi medida através do desvio-padrão móvel das taxas mensais de variações nos índices gerais, com a amplitude de 12 meses, cujo resultado foi associado ao último mês do intervalo, ou seja:

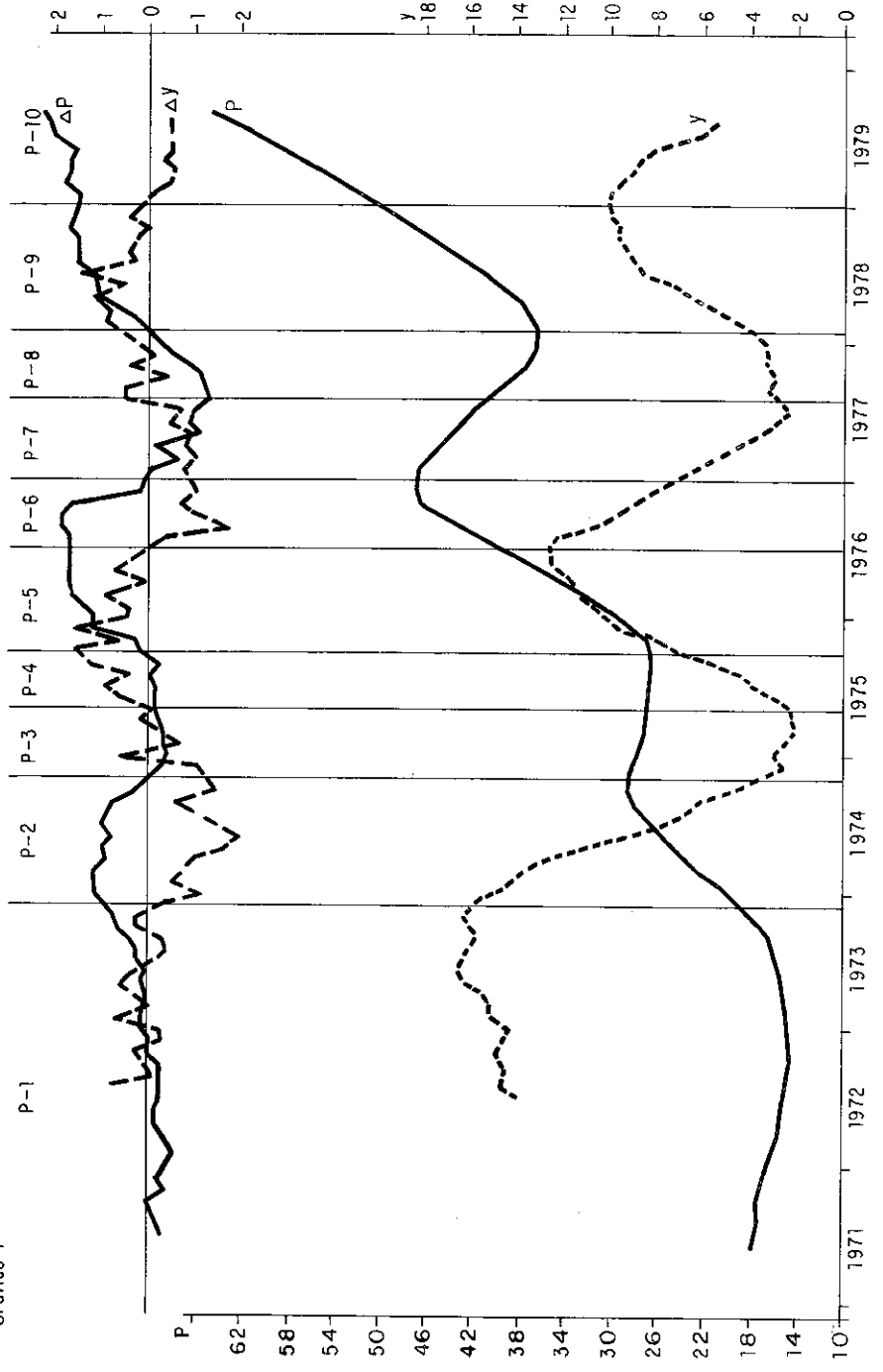
$$SD(P)_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=0}^{11} (P_{t-i}^m - \bar{P}_t^m)^2}{12}}$$

onde  $P_t^m$  é a variação percentual mensal do índice geral e  $\bar{P}_t^m$  a média aritmética das taxas mensais no período  $t - 11$  a  $t$ .<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Maiores detalhes sobre a classificação utilizada podem ser vistos em artigo de nossa autoria a ser publicado na revista *Estudos Econômicos*.

<sup>4</sup> Esta medida de variabilidade da taxa de inflação foi utilizada por Klein (1976) para avaliar o efeito da incerteza dos preços sobre a demanda.

Gráfico 1



NOTA :  $P_t$  e  $y_t$  foram definidos como as taxas de crescimento da média móvel (12 meses) no período  $t$  em relação a  $t-12$ .

A dispersão das variações nos preços relativos foi medida pelo desvio-padrão ponderado das taxas de variações em 12 meses nos índices de cada grupo de bens:

$$SD(P_i)_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i (P_{it}^a - \bar{P}_t^a)^2}$$

onde  $P_{it}^a$  e  $\bar{P}_t^a$  são as variações percentuais no índice de preço do grupo de bens  $i$  e no índice geral no mês  $t$ , em relação ao mesmo mês do ano anterior, e  $w_i$  é a participação do valor adicionado do grupo de bens  $i$  no total.

Adicionalmente, foi calculado o coeficiente de assimetria da distribuição das variações nos preços  $P_{it}^a$ :

$$S(P_i) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_{it}^a - \bar{P}_t^a)^3}{\left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_{it}^a - \bar{P}_t^a)^2 \right\}^{3/2}}$$

Finalmente, para uma melhor caracterização do período sob análise, nós o classificamos em subfases, de acordo com os movimentos de curto prazo no produto e preço industrial. Grosso modo, podemos, com base nas relações entre as acelerações do crescimento do produto e da taxa de inflação, subdividir o período em 10 fases, conforme mostrado no Gráfico 1.

#### 4 — Resultados

Nesta seção testamos as hipóteses supramencionadas na seguinte ordem:

##### a) *Inflação e variabilidade da taxa de inflação*

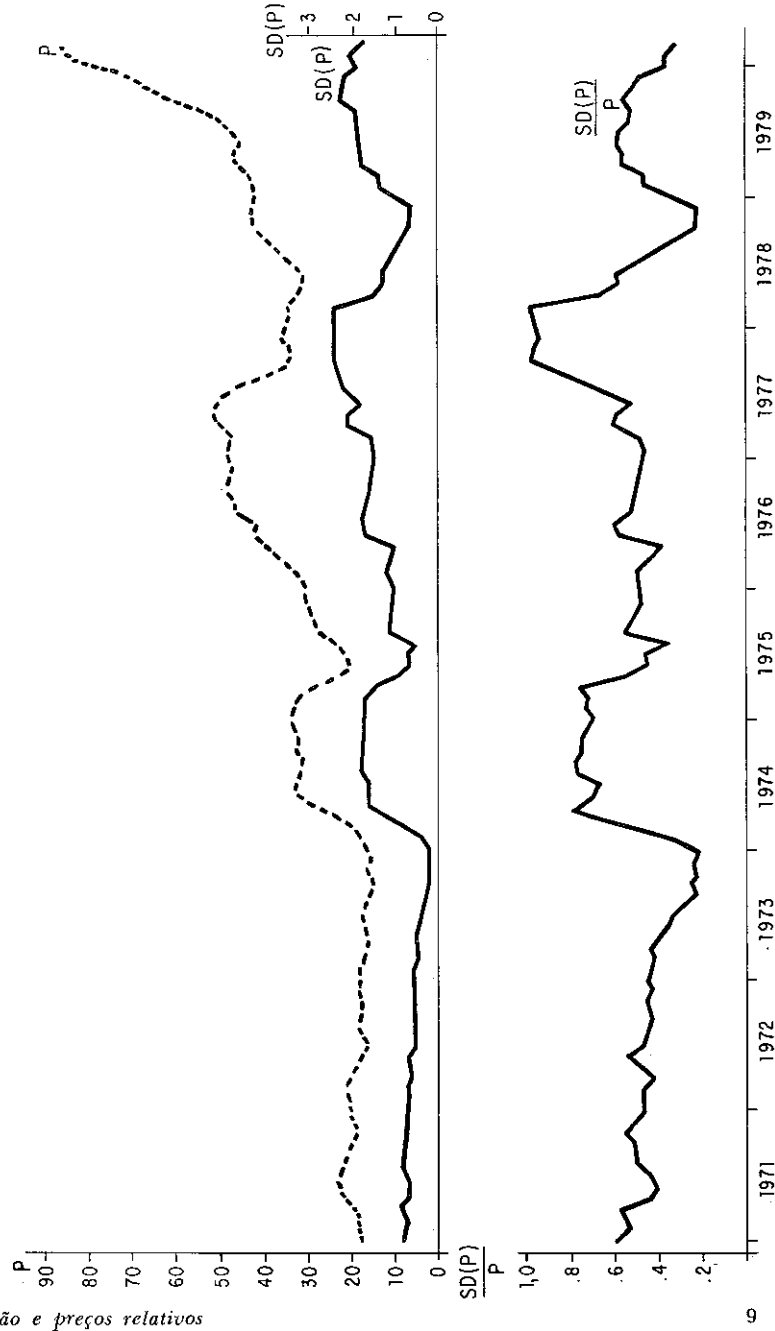
A exemplo dos estudos citados, parece não haver dúvidas de que há uma relação positiva entre a taxa de inflação —  $P$  — e a



Gráfico 2

### VARIABILIDADE E NÍVEL DA INFLAÇÃO

Inflação e preços relativos



NOTA: Coeficiente de variação medido pela taxa mensal de inflação.

variabilidade desta —  $SD(P)$  —, tendo sido obtida uma correlação positiva de 0,73, significativa a 1%, entre  $P$  e  $SD(P)$ . O coeficiente de variação é relativamente estável no tempo, significando que a variabilidade da taxa de inflação cresce na mesma proporção da taxa de inflação, conforme ilustrado no Gráfico 2.

b) *Inflação e preços relativos*

A evidência mais importante, no entanto, localiza-se na correlação positiva entre a dispersão dos preços relativos —  $SD(P_i)$  — e a taxa de inflação —  $P$  —, de um lado, e entre  $SD(P_i)$  e  $SD(P)$ , de outro.

Encontramos os valores dos índices de correlação de 0,77 e 0,47, respectivamente, entre  $SD(P_i)$  e  $P$  e entre  $SD(P_i)$  e  $SD(P)$ , ambos significativos ao nível de 1%, resultados que, com exceção dos obtidos por Jaffee e Kleiman, são similares aos dos trabalhos citados. Realizando, entretanto, o mesmo teste feito por Jaffee e Kleiman, inclusive para o Brasil, obtivemos, com dados mais desagregados que os deles, o seguinte resultado:

$$\frac{SD(P_i)}{P} = 0,429 + 4,455 P^{-1} \quad R^2 = 0,84$$

(58,6) (23,9)

Conforme mostram os *t-ratios* entre parênteses, existe uma relação inversa entre o coeficiente de variação —  $SD(P_i)/P$  — e a taxa de inflação —  $P$  —, sem que, contudo, a constante possa ser considerada igual a zero, isto é, que o valor de  $SD(P_i)$  seja invariante com relação a  $P$ .<sup>5</sup>

c) *Perfil da distribuição dos preços relativos*

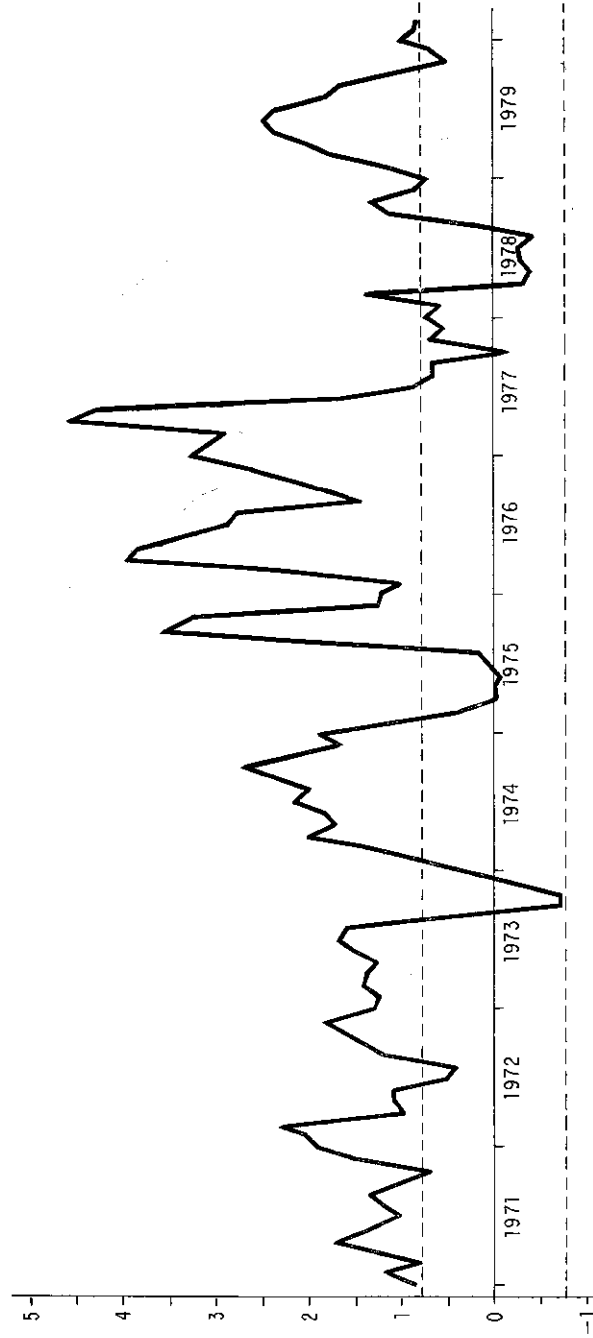
Com base no coeficiente de assimetria definido na seção anterior, podemos realizar um teste da hipótese de que as taxas de variações

<sup>5</sup> O resultado encontrado pelos autores para o caso brasileiro, utilizando dados anuais no período 1962/70 e 10 grupos de bens, foi:

$$SD(P_i) = 0,09 + 4,60 P^{-1} \quad R^2 = 0,57$$

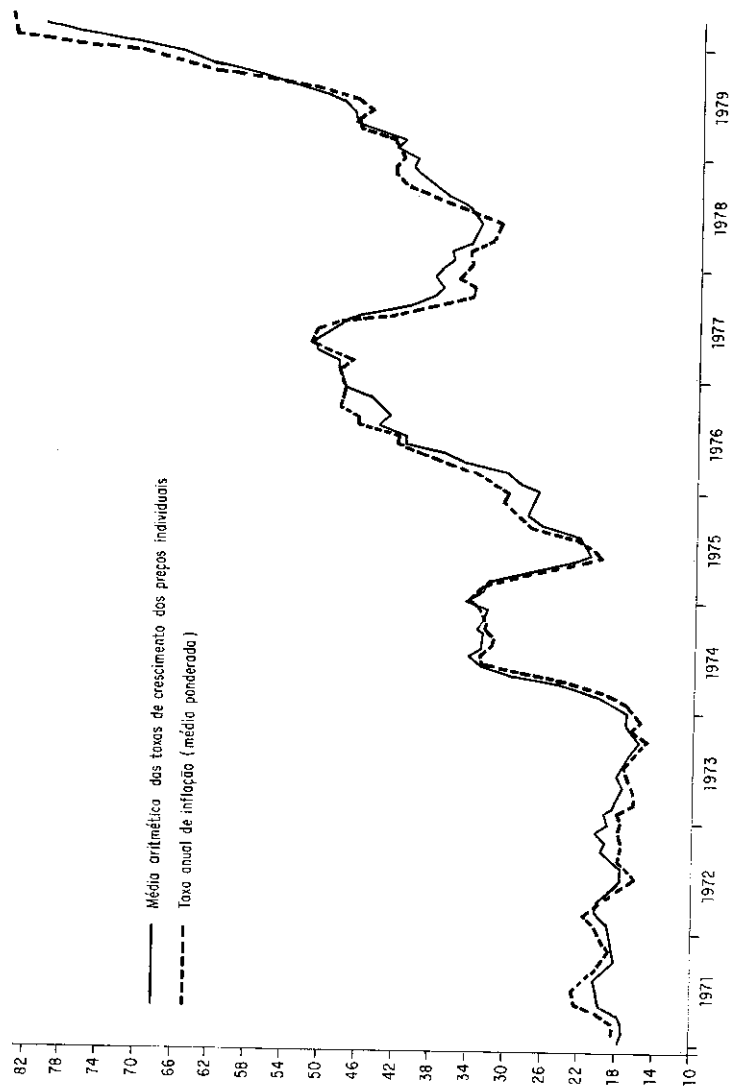
(0,38) (3,07)

Gráfico 3  
COEFICIENTE DE ASSIMETRIA



NOTA: A linha tracejada mostra o intervalo de confiança ao nível de 2%.

Gráfico 4  
**TAXA DE INFLAÇÃO E MÉDIA ARITMÉTICA  
 DAS TAXAS DE CRESCIMENTO DOS PREÇOS INDIVIDUAIS**



nos preços dos bens —  $P_i$  — comportam-se segundo uma distribuição normal.

Os valores do coeficiente de assimetria —  $S(P_i)$  — e o intervalo de confiança com 98% de probabilidade para a hipótese de que  $P_i$  é normal, ou seja,  $S(P_i)$  é igual a zero, encontram-se no Gráfico 3.<sup>6</sup>

A exemplo de Vining e Elwertowski, a hipótese de simetria da distribuição é rejeitada para praticamente todo o período, em particular nos subperíodos de elevação da taxa de inflação.

As distribuições em cada momento do tempo apresentaram assimetria positiva, ou seja, distribuição onde moda < mediana < média. De acordo com o Gráfico 4, neste mesmo período a média aritmética das variações nos preços dos bens —  $P_i$  — é aproximadamente igual à variação do índice geral (média ponderada). Tem-se, então, que à esquerda da taxa de inflação concentram-se mais de 50% das variações de preços dos produtos que compõem o índice geral.

Os resultados listados acima, contudo, nada dizem quanto ao caráter temporário ou não da interdependência entre inflação e preços relativos. Autores como Cukierman, Wachtel e Parks conciliam estes resultados com a hipótese de Lucas através de alternativos esquemas de formação de expectativas dos agentes econômicos. A relação, portanto, manter-se-ia apenas durante o processo de ajuste. Neste sentido, o teste a respeito da dispersão dos preços relativos entre diferentes subgrupos de preços constitui uma importante alternativa da hipótese de Lucas.

d) *Dispersão dos preços relativos em subgrupos de preços*

As medidas de variabilidade dos preços relativos agrícolas, industriais e de subgrupos de produtos industriais, por ordem crescente do grau de concentração na produção, são apresentadas nos Gráficos 5 e 6 e na Tabela 1, onde aparecem os valores médios por fase de ajuste no produto e preço industrial definido na seção anterior.

Aparentemente, parece existir diferenças de comportamento nos preços relativos agrícolas e industriais, sendo a dispersão dos primei-

<sup>6</sup> Para maiores detalhes a respeito da construção do intervalo de confiança, ver Snedecor e Cochran (1967).

Gráfico 5

### VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS: S (P<sub>t</sub>)

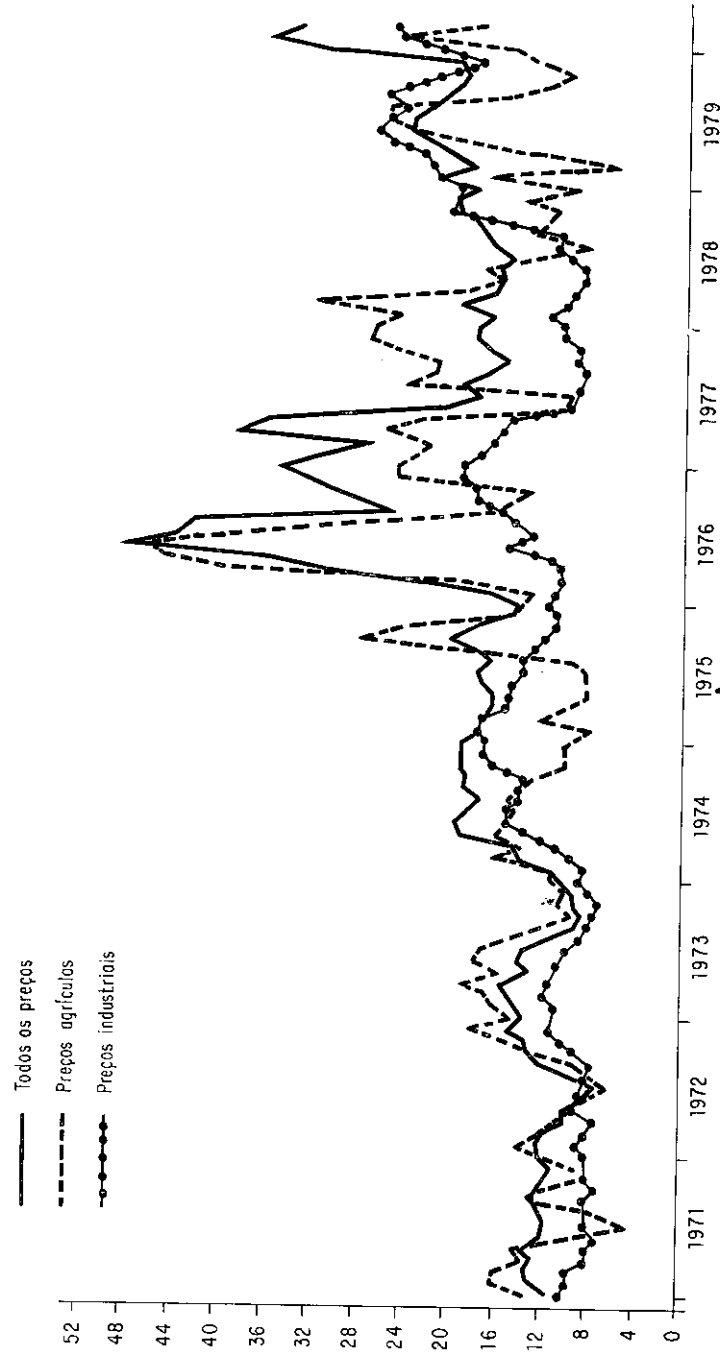


Gráfico 6

### VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS: S (P<sub>i</sub>) DOS SUBGRUPOS DE PREÇOS INDUSTRIAIS

- IND I ( Não concentradas )
- - - IND II ( Concentração média )
- IND III ( Concentradas )

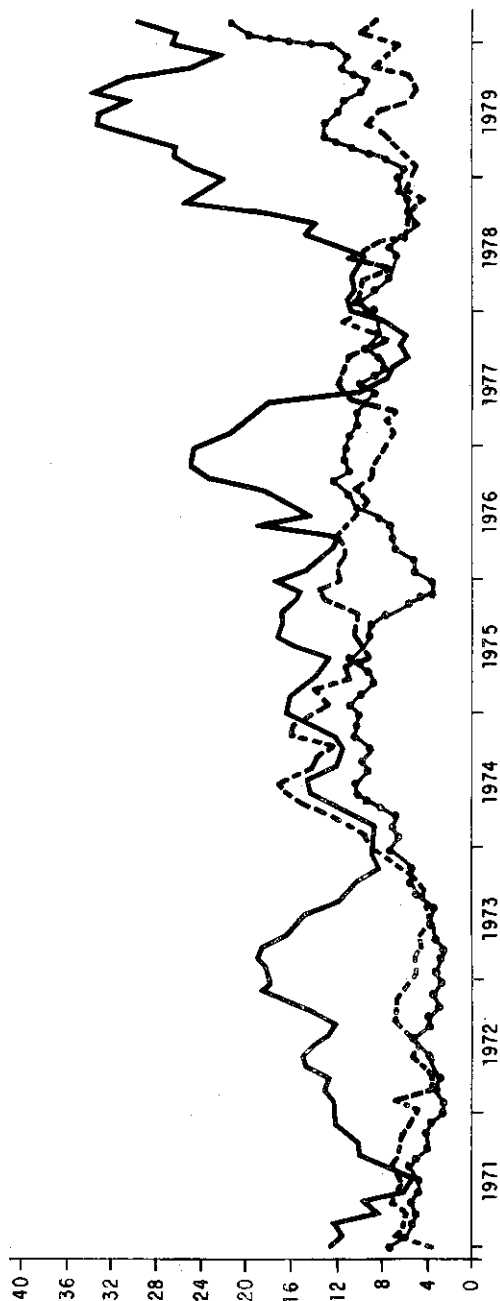


TABELA I

Principais resultados por fase de ajuste nos preços industriais e no produto: valores médios

	Fase 1 (6/72- 11/73)	Fase 2 (12/73- 10/74)	Fase 3 (11/74- 4/75)	Fase 4 (5/75- 9/75)	Fase 5 (10/75- 6/76)	Fase 6 (7/76- 12/76)	Fase 7 (1/77- 7/77)	Fase 8 (8/77- 1/78)	Fase 9 (2/78- 12/78)	Fase 10 (1/79- 2/80)	
P	GERAL	18,0	27,7	27,3	26,8	40,3	55,6	37,9	37,4	52,8	
	AGRIC.	17,5	25,4	24,7	23,1	38,7	58,9	42,6	51,0	60,1	
	IND.	15,6	25,0	27,2	26,5	32,7	44,7	37,5	42,6	56,7	
	IND. I	20,4	21,2	15,6	19,4	35,9	49,1	42,6	34,0	48,0	
	IND. II	14,5	35,1	39,8	30,9	26,4	34,2	41,8	40,1	37,7	
IND. III	12,2	20,9	28,2	29,3	30,5	37,6	42,2	41,6	36,9	41,3	
SD(P <sub>i</sub> )	GERAL	12,2	16,6	17,5	17,8	27,0	31,8	27,0	16,8	17,3	23,4
	AGRIC.	13,5	13,6	9,8	14,6	28,1	20,5	19,7	24,4	15,0	16,9
	IND.	9,7	12,8	16,7	13,7	11,9	17,4	13,4	10,1	13,3	23,1
	IND. I	14,4	11,5	15,0	15,8	14,7	21,7	14,7	7,7	15,4	28,1
	IND. II	5,2	13,3	12,8	9,7	11,5	8,7	9,2	9,4	6,8	6,7
IND. III	3,8	8,6	9,7	9,3	5,6	11,1	9,3	8,5	6,2	11,7	
SD(P)	GERAL	0,50	1,35	1,60	0,88	1,23	1,66	1,96	2,44	1,21	1,94
	AGRIC.	1,06	2,03	2,33	1,20	1,79	2,71	3,67	4,18	2,49	3,74
	IND.	0,36	0,80	0,79	0,56	0,94	2,05	1,52	0,82	0,65	0,92
	IND. I	0,78	1,01	1,22	1,60	1,87	2,42	2,05	1,22	1,20	1,41
	IND. II	0,43	1,12	1,24	1,03	0,70	0,73	0,85	0,96	0,88	1,28
IND. III	0,47	0,79	0,83	1,03	1,14	1,19	1,01	0,85	0,95	1,25	

NOTAS: P = taxa de variação do índice de preço indicado (taxa anual).

SD(P<sub>i</sub>) = desvio-padrão das variações de preços relativos dos subgrupos de índices de preço indicados (taxas anuais).

SD(P) = desvio-padrão da taxa de inflação, como medida pelo índice de preço indicado (taxas mensais).



ros maior que a dos segundos. O mesmo fenômeno verifica-se entre subgrupos de preços industriais, sendo que a dispersão dos preços relativos é menor quanto maior o grau de concentração na produção. Assumindo que o desvio-padrão —  $SD(P_i)_{jt}$  — calculado para cada subgrupo de preços  $j$ , no instante  $t$ , tem uma distribuição normal multivariada com vetores média  $s_j = (s_{jk})$ , onde o índice  $k$  representa as fases de ajuste no produto e preço industrial, é possível realizar testes entre os perfis, no tempo, dos desvios-padrão dos preços relativos de cada subgrupo de preços.<sup>7</sup>

Dada a restrição imposta pelo teste de que o número de observações em cada fase  $k$  seja igual, foi feita uma amostragem dos valores  $SD(P_i)_{jt}$ , estabelecendo-se amostras com seis observações para cada subgrupo de preços  $j$  e em cada fase  $k$ .<sup>8</sup>

Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que os vetores  $s_j$  não são iguais nem paralelos, seja na comparação entre preços

TABELA 2

*Análise dos perfis da série de dispersão dos preços relativos em subgrupos de produtos*

Testes (hipótese nula)	Distribuição $F$
Séries agrícola e industrial paralelas	$F_{9;2} = 544,79$
Séries agrícola e industrial coincidentes	$F_{10;1} = 283,91$
Séries industrial I e industrial III paralelas	$F_{9;2} = 431,11$
Séries industrial I e industrial III coincidentes	$F_{10;1} = 741,70$
Série agrícola estacionária	$F_{9;2} = 217,65$
Série industrial estacionária	$F_{9;2} = 344,59$
Série industrial I estacionária	$F_{9;2} = 242,86$
Série industrial III estacionária	$F_{9;2} = 208,40$

NOTAS: Em todos os casos a hipótese nula é rejeitada. Os valores críticos da distribuição  $F$  são  $F_{9;2} = 19,4$  e  $F_{10;1} = 242,0$ , ao nível de 5%. As análises de paralelismo e coincidência de duas séries testam a hipótese de que a diferença das dispersões de preços relativos, em cada subperíodo de tempo, é constante, independentemente do nível dessas mesmas dispersões médias. Ver Morrison (1967, p. 141).

<sup>7</sup> Maiores detalhes sobre testes multivariados podem ser encontrados em Morrison (1967).

<sup>8</sup> Na fase 4, com apenas cinco observações, considerou-se o primeiro valor da fase imediatamente seguinte.

agrícolas e industriais ou entre os subgrupos de produtos industriais concentrados e não concentrados.

Adicionalmente, testou-se também a hipótese de estacionariedade das séries, ou seja, cada vetor  $s_j$  com os mesmos valores, cujos resultados indicam que os desvios-padrão dos preços relativos de cada subgrupo de preços não são constantes entre as fases de ajuste.

Tem-se, então, duas evidências adicionais contra a hipótese de Lucas: a) existência de diferenças sistemáticas de comportamento de preços relativos entre subgrupos de preços; e b) não constância do desvio-padrão do preço relativo no tempo.

e) *Inflação, preços relativos e produto industrial*

Baseados nas medidas calculadas para os preços industriais como um todo, discutiremos rapidamente as evidências encontradas por Blejer e Leiderman (1980) a respeito do impacto negativo que o aumento da dispersão dos preços relativos tem sobre a taxa de variação no produto.

Relacionando entre si as medidas de variabilidade da taxa de inflação e dos preços relativos, da taxa de inflação e do crescimento do produto, obtivemos a seguinte matriz de correlação:

	$SD(P)$	$SD(P_i)$	$P$	$y$
$SD(P)$	1	0,36*	0,55*	-0,21**
$SD(P_i)$		1	0,76*	-0,29*
$P$			1	-0,44*
$y$				1

\* Significantes a 1%.

\*\* Significante a 5%.

Ainda que nada se possa afirmar quanto à direção da causalção, nossos resultados também apontam a existência de associações negativas da taxa de crescimento do produto, tanto com a dispersão dos preços relativos quanto com a variabilidade da taxa de inflação.

## 5 — Conclusões

Os resultados da nossa análise do caso brasileiro são consistentes com a maior parte das evidências existentes em análises de outras experiências inflacionárias, pois elas indicam que existem relações positivas entre a taxa de inflação, a variabilidade da taxa de inflação e a dispersão dos preços relativos (em particular, no caso dos preços industriais, as duas últimas apresentam correlações negativas com a taxa de crescimento do produto industrial).

Também obtivemos evidências de que a distribuição das variações de preços na economia apresenta uma assimetria positiva. Um aspecto novo do problema foi a obtenção da evidência de que os subgrupos de preços na economia apresentam comportamento diferenciado e sistemático. Os resultados indicam, de um lado, que a dispersão dos preços relativos agrícolas é maior que a dos preços industriais e, de outro, que a dispersão dos preços de produtos industriais concentrados é menor que a dos não concentrados.

As principais implicações destes resultados para a análise macroeconômica são:

a) Como as políticas de estabilização voltadas tão-somente para os controles da demanda agregada têm como conseqüências perdas definitivas para *alguns* setores competitivos relativamente aos não competitivos, instruí-las a partir de modelos de produto único é inapropriado, por não contemplar os efeitos redistributivos implícitos no comportamento sistemático e diferenciado dos preços relativos no processo inflacionário.

b) A correção monetária *plena e automática* definida a partir de uma dada medida de inflação impõe severas perdas para um número expressivo de produtos. A exemplo da experiência recente do Brasil em que a *inflação modal* localiza-se à esquerda da *inflação média* (a hipótese explícita é usualmente a de que a média é igual à moda na distribuição de freqüências das variações de preços), o correto talvez seja definir uma política de correção monetária na qual os reajustes automáticos dos valores contratuais se fazem sistematicamente em níveis menores que os indicados pela elevação do índice geral de preços. Da mesma forma, seria um equívoco admitir-

se que os níveis das taxas de juros nominais devem refletir (além da chamada taxa real de juros) integralmente os níveis da taxa de inflação, ou seja, na equação de Fischer o coeficiente associado à taxa de inflação esperada deveria ser inferior à unidade.

c) Existem dúvidas quanto à posição ortodoxa de que a questão básica consiste em estabilizar a taxa de inflação, não importando o nível. Enquanto existir a associação positiva entre o nível da taxa de inflação e a instabilidade da mesma, dificilmente pode-se evitar os efeitos nocivos da instabilidade dos preços relativos sobre a alocação dos recursos. A posição monetarista só seria sustentável se a associação acima fosse temporária e refletisse efeitos episódicos da elevação da inflação.

## Bibliografia

BLEJER, M. I., e LEIDERMAN, L. On the real effects of inflation and relative-price variability: some empirical evidence. *Review of Economics and Statistics*, 62, nov. 1980.

CUKIERMAN, A., e WACHTEL, P. Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: theory and evidence. *American Economic Review*, 69, set. 1979.

FISCHER, S. *Towards an understanding of the costs of inflation: II*. 1981. Mimeo.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, vários números.

GLEJSER, H. Inflation, productivity and relative prices: a statistical study. *Review of Economics and Statistics*, 47, fev. 1965.

JAFFEE, D. M., e KLEIMAN, E. The welfare implications of uneven inflation. In: LUNDBERG, E., ed. *Inflation theory and antiinflation policy*. London, Macmillan, 1977.

- KLEIN, B. The social costs of the recent inflation: the mirage of steady anticipated inflation. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A., eds. *Institutional arrangements and the inflation problem*. North-Holland, 1976.
- LOGUE, D., e WILLETT, T. A note on the relation between the rate and variability of inflation. *Economics*, 43, maio 1976.
- LUCAS, R. E. Some international evidence on output-inflation trade-offs. *American Economic Review*, 63, jun. 1973.
- MORRISON, D. F. *Multivariate statistical methods*. McGraw-Hill, 1967.
- MOURA DA SILVA, A., e KADOTA, D. K. Inflação e preços relativos: o caso brasileiro — 1970/80. *Estudos Econômicos*, a sair.
- OKUN, A. The mirage of steady inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1971.
- PARKS, R. W. Inflation and relative price variability. *Journal of Political Economy*, 86, fev. 1978.
- SNEDECOR, G. W., e COCHRAN, W. G. *Statistical methods*. The Iowa State University Press, 1967.
- VINING, D. R., e ELWERTOWSKI, T. C. The relationship between relative prices and the general price level. *American Economic Review*, 66, set. 1976.
- VOGEL, R. C. The dynamics of inflation in Latin America, 1950-1960. *American Economic Review*, 64, mar. 1974.

(Originais recebidos em outubro de 1981.)

