

## Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: réplica

FRANCISCO LOPES \*  
ANDRÉ LARA RESENDE \*

Escrito no final de 1980, nosso trabalho procurou examinar as causas da aceleração inflacionária ocorrida a partir do segundo semestre de 1979. A análise concentrou-se no impacto sobre o processo inflacionário de três fatores: o aumento do preço internacional do petróleo, a maxidesvalorização do cruzeiro e a política salarial. Um resultado do estudo foi que, quando esses elementos de choque são incorporados a um modelo da curva de Phillips, semelhante ao anteriormente utilizado por Lemgruber (1974) e Contador (1977), fica impossível obter uma estimativa significativa para a tradicional relação inversa entre a taxa de inflação (medida pelo IPA-Oferta Global-Indústria) e o hiato de produto. Em nossa opinião, a ausência de um *trade-off* perceptível entre estas variáveis pode ser facilmente racionalizada numa economia com indexação salarial compulsória e generalizada. De qualquer forma, porém, parece-nos que ficou claro que as estimativas até então existentes para o *trade-off* — que tipicamente indicam perdas relativamente modestas no nível de atividades associadas às quedas substanciais na taxa de inflação — têm que ser encaradas com forte suspeita.

Em seu comentário ao nosso artigo, Contador pretende questionar esse resultado empírico, afirmando que "... o emprego de um período mais longo conduz a conclusões opostas: a inclusão de choques eleva o nível de significância do *trade-off*." É evidente, entretanto, que o novo exercício econométrico que apresenta está longe de ser

\* Da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC/RJ).

uma mera extensão do período de amostra do nosso modelo, conforme enunciado.

Contador incorre em duas omissões que descaracterizam totalmente a questão analisada em nosso trabalho. Uma delas diz respeito à política cambial: como medida de choque externo, ele utiliza a taxa de crescimento do preço *em dólares* do petróleo, supondo arbitrariamente crescimento nulo antes de 1962.<sup>1</sup> O uso desta variável poderia ser aceitável se as desvalorizações cambiais tivessem sido determinadas durante todo o período analisado por uma regra estável de indexação, mantendo a paridade do poder aquisitivo em relação ao dólar. Sabe-se, porém, que isto não aconteceu (note-se que o período analisado é 1950/79). Ao invés de introduzir um problema desnecessário de erro variável, Contador teria feito melhor seguindo a nossa metodologia, que utiliza a taxa de câmbio para construir um índice em cruzeiros dos insumos importados e estima sua regressão através de variáveis instrumentais. Ainda melhor teria sido usar o preço em cruzeiros de algum derivado importante do petróleo (como o óleo combustível), o que, entretanto, nenhum de nós teve a idéia de fazer. A política de subsídios ao preço interno do petróleo, praticada até 1979, produziu uma evolução bastante diferenciada desse preço em relação ao preço internacional (sobre isto teremos mais a dizer em seguida).

A segunda omissão do comentário de Contador é, a nosso ver, mais importante. Como se sabe, a partir de 1965 passou a existir uma política salarial na economia brasileira, que determina de forma compulsória e generalizada um piso para os reajustes de salários de todos os trabalhadores legalmente empregados. Nos seus primeiros anos, pelo menos até 1968, esta política caracterizou-se pela indexação imperfeita dos salários que não acompanharam perfeitamente a evolução do custo de vida.<sup>2</sup> Neste período, portanto, a política salarial introduziu um choque deflacionário na economia, e foi esta conside-

<sup>1</sup> A justificativa para essa hipótese de crescimento nulo foi a inexistência dos dados para o período anterior a 1962 na *Conjuntura Econômica*. Em se tratando do preço *em dólares*, é curioso que Contador não tenha sido capaz de gerar uma série de preços anterior a este ano.

<sup>2</sup> Ver, a respeito, Simonsen (1974).

ração que motivou a inclusão da taxa de variação do salário mínimo em nossa regressão.

Uma técnica alternativa, que tenta captar o efeito do choque salarial através de uma variável *dummy*, produziu os resultados da Tabela 1 (note-se que a *dummy* permite que o coeficiente da taxa de inflação defasada seja menor no período 1965/67). Tanto no caso do Índice de Preços por Atacado, Disponibilidade Interna (IPA-DI-Geral), como no caso do Índice de Custo de Vida para o Rio de Janeiro (ICV-RJ), as regressões com a *dummy* apresentam estimativas de menor significância estatística para o coeficiente do hiato (os valores entre parênteses são as estatísticas *t* dos parâmetros). Apesar do sinal correto do coeficiente, não é possível rejeitar a hipótese de um coeficiente nulo, ao nível de significância de 5%.

O choque deflacionário do período 1965/67 (1968?) não é, entretanto, a única dificuldade que a política salarial introduz na análise econométrica do processo inflacionário brasileiro. Parece razoável admitir que a indexação salarial foi quase perfeita a partir de 1969 (levando em consideração o abono salarial de 1974). Por que, então, não limpamos nossa amostra dos anos problemáticos do período 1965/68 e fazemos a análise com os dados que sobram, sem levar em conta a política salarial?

A resposta é que, mesmo que a indexação salarial tivesse sido 100% perfeita a partir de 1969, não se poderia garantir *a priori* que o coeficiente do hiato seria o mesmo tanto no período anterior a 1965 (quando não existia nenhum mecanismo formal de indexação) como no período de indexação plena posterior a 1969. Existe toda uma literatura estrangeira sobre as dificuldades práticas de avaliar o impacto inflacionário de políticas de controle de preços e salários, que enfatiza exatamente a inadequação de regressões que misturam observações para períodos com controle, com observações para períodos sem controle.<sup>3</sup> As estimativas 1 e 2 da Tabela 2, para a mesma equação da curva de Phillips nos períodos 1952/64 e 1969/81, parecem confirmar esta objeção. De qualquer forma, estimar uma regressão com uma amostra de 29 anos (1950/79), para uma economia

<sup>3</sup> Por exemplo, Lipsey e Parkin (1970) e Oi (1976).

TABELA 1

Estimativas com dummy de politica salarial  
(dummy para 1965/67)

## 1 — IPA-DI

Período 1952/81

OLSQ

a — Sem *dummy*

$$\hat{q}_d = 0,103 - 1,025 H + 1,065 \hat{q}_d(-1) \quad R^2 = 0,74$$

(1,90) (-2,44) (8,74) D.W. = 1,96  
SER = 0,140

b — Com *dummy*

$$\hat{q}_d = 0,049 - 0,522 H + 1,145 \hat{q}_d(-1) - 0,364 [\delta \cdot q_d(-1)]$$

(0,89) (-1,15) (9,58) (-2,21) R<sup>2</sup> = 0,78  
D.W. = 2,32  
SER = 0,130

## 2 — ICV-RJ

Período 1953/79

OLSQ

a — Sem *dummy*

$$\Delta \hat{q}_c = 0,087 - 0,807 H \quad R^2 = 0,19$$

(2,16) (-2,36) D.W. = 1,79  
SER = 0,114

b — Com *dummy*

$$\Delta \hat{q}_c = 0,042 - 0,015 H - 0,361 [\delta \cdot \hat{q}_c(-1)] \quad R^2 = 0,46$$

(1,15) (-0,04) (-3,38) D.W. = 1,76  
SER = 0,095

Definição dos símbolos:

 $\delta$  = 1 nos anos 1965/67; $\hat{q}_d$  = taxa de variação do IPA-DI, médias anuais; $\hat{q}_c$  = taxa de variação do ICV-RJ, médias anuais; e $H$  = hiato do PIB, produto potencial crescendo a 7% ao ano, hiato nulo em 1976.

que sofreu uma série de mudanças estruturais e institucionais no período, revela, a nosso ver, uma confiança injustificável no método econométrico.

Provavelmente, a estratégia mais segura para escapar dessas dificuldades, associadas à política salarial, é trabalhar com uma amostra para o período 1969/81, como fizemos nas estimativas 2 a 4 da Tabela 2. Note-se que, além de o coeficiente do hiato perder significância (e assumir o sinal errado) quando introduzimos variáveis de choque externo nas estimativas 3 e 4, também o melhor ajustamento estatístico é obtido quando utilizamos a taxa de variação do preço em cruzeiros do óleo combustível, como tínhamos sugerido anteriormente. Vale a pena ainda notar que na estimativa 3, quando utilizamos a taxa de variação do preço em dólares das importações, o coeficiente da taxa de inflação defasada aparece com um valor irrealisticamente elevado, enquanto na estimativa 4 a soma dos coeficientes da taxa de inflação defasada e da taxa de variação do preço do óleo combustível é aproximadamente unitária, como seria de se esperar.

Como se sabe, pequenas modificações nas hipóteses de um modelo ou no conjunto de dados utilizados para estimá-lo, ou ainda na técnica de estimação, permitem um número infinito de combinações, e até mesmo a possibilidade de que sejam obtidos resultados radicalmente diferentes a respeito de um mesmo fenômeno. Nas últimas décadas, o uso mais generalizado da econometria e os inúmeros debates não resolvidos ensinaram que a adoção de uma postura positivista não transforma a economia numa ciência natural. Mais do que nunca, é preciso agora entender corretamente e avaliar criticamente as hipóteses de onde se parte para interpretar os fatos. Contador, a julgar pelo seu comentário, não compreendeu o modelo proposto em nosso trabalho e as complexas questões que o motivaram. Seu comentário é apenas mais uma reestimativa do modelo clássico da curva de Phillips para a economia brasileira, cujos resultados são conhecidos. Nosso ponto é que a forte correlação negativa entre inflação e hiato de produto no período de amostra pode ser consequência da exclusão neste modelo de duas variáveis-chave no processo inflacionário brasileiro: a política salarial e os choques externos. A primeira foi totalmente omitida e a segunda incorretamente medida por Contador. Neste caso, não é surpresa que reapareça a correlação,

TABELA 2

*Estimativas com choque externo  
(variável dependente: taxa de variação do IPA-DI, média anual)*

Estimativa(Período) /Método de estimativa	Variável independente					D.W.	SER
	Constante	Hiato do PIB	Taxa de variação- Variável dependente defasada	Taxa de variação- Preço em dólares das importações do óleo combustível (índice geral)	Taxa de variação- Preço em cruzeiros do óleo combustível		
1 — (1952-64) OLSQ	-0,074 (-0,69)	1,837 (1,21)	0,889 (3,68)			2,25	0,124
2 — (1969-81) OLSQ	-0,137 (-1,12)	-0,384 (-0,69)	1,792 (5,28)			1,58	0,131
3 — (1969-81) OLSQ	0,302 (-2,78)	0,223 (0,47)	1,940 (7,43)	0,645 (2,92)		1,71	0,098
4 — (1969-81) OLSQ	-0,380 (-0,91)	0,325 (1,63)	0,305 (2,34)		0,738 (9,17)	2,78	0,043

FONTES: *Conjuntura Econômica* e CNP.

que a nosso ver pode ser espúria, entre inflação e hiato. Antes de debatermos o grau de significância de coeficientes estatísticos, é necessário que nos entendamos sobre o que está sendo discutido. Caso contrário, o debate corre o risco de, ao invés de contribuir para o conhecimento, simplesmente produzir ruído.

## Bibliografia

- CONTADOR, C. R. Crescimento econômico e o combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia*, 31 (1), jan./mar. 1977.
- LEMGRUBER, A. C. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia*, 28 (3), jul./set. 1974.
- LIPSEY, R. G., e PARKIN, J. M. Incomes policy: a reappraisal. *Economica*, maio 1970.
- OI, Walter Y. On measuring the impact of wage-price controls: a critical appraisal. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. *The economics of price and wage controls*. North-Holland, 1976.
- SIMONSEN, M. H. Política antiinflacionária: a contribuição brasileira. In: *Ensaio econômico da EPGE*. Expressão e Cultura, 1974.

Errata do artigo de André Lara Resende e Francisco Lopes, "Sobre as causas da recente aceleração inflacionária", publicado no vol. 11, n.º 3, dez. 1981, pp. 599-617:

p. 601, equação (8) — onde se lê:  $P_I = (1 + m) \left[ \frac{w}{g} + \frac{eP_m^*}{d^*} \frac{Q}{d} \right]$  (8)

leia-se:  $P_I = (1 + m) \left[ \frac{w}{g} + \frac{eP_m^*}{d^*} + \frac{Q}{d} \right]$  (8)

p. 602, após equação (13) — onde se lê:  $\gamma_2 = \frac{\lambda_0 + \lambda_1 \alpha + \lambda_2 (I - \alpha)}{I - \delta \lambda_2}$

leia-se:  $\gamma_2 = \frac{\lambda_0 + \lambda_1 \alpha + \lambda_2 (I - \delta)}{I - \delta \lambda_2}$

onde se lê:  $\gamma_3 = \frac{\alpha \lambda_1}{I - \delta \lambda_2}$

leia-se:  $\gamma_3 = - \frac{\alpha \lambda_1}{I - \delta \lambda_2}$

p. 603, último parágrafo — onde se lê: “Portanto,  $y_3$  e  $y_4$  são estatisticamente não diferentes de zero (note-se que, se  $y_3 = 0$ , então  $\alpha \lambda_1 = 0$ ). Como  $\alpha, \neq 0 \dots$ ”

leia-se: “Portanto,  $\gamma_3$  e  $\gamma_4$  são estatisticamente não diferentes de zero (note-se que, se  $\gamma_3 = 0$ , então  $\alpha \lambda_1 = 0$ ). Como  $\lambda_1 \neq 0 \dots$ ”

p. 604, último parágrafo — onde se lê: “O período 1964/67, quando a inflação é muito reduzida...”

leia-se: “O período 1964/67, quando a inflação é em muito reduzida...”

p. 604, rodapé 2 — onde se lê: “<sup>2</sup> Note-se que os coeficientes das variáveis  $\hat{\delta}$  e  $\hat{w}$  não são exatamente aqueles dos insumos importados,  $\lambda_0$ , e dos salários,  $\lambda_1$ , nos custos totais,

mas sim expandidos pelo fator  $\frac{I}{I - \delta \lambda_2}$  .”

leia-se: “<sup>2</sup> Note-se que os coeficientes das variáveis  $\hat{\delta}$  e  $\hat{w}$  não são exatamente aqueles dos insumos importados,  $\lambda_0$ , e dos salários,  $\lambda_1$ , nos custos totais, mas sim expandidos pelo

fator  $\frac{I}{I - \delta \lambda_2}$  .”