

## Notas e comentários

### Moeda não-antecipada e produto no Brasil, 1968-85\*

Carlos Henrique Rocha\*\*

Esta nota trata da relação entre moeda e produto. Fazendo uso da estrutura elaborada por Barro (1977, 1978, 1979) e Sheehey (1984), testa-se, para o caso do Brasil, a argumentação da escola neoclássica de que somente movimentos inesperados no estoque de moeda geram efeitos reais na economia.

*1. Introdução; 2. A argumentação da escola neoclássica; 3. A relação entre moeda não-antecipada e produto no Brasil; 4. Comentários finais.*

#### 1. Introdução

A curva de Phillips inspirou o uso de políticas de manuseio de demanda (e.g., expansão monetária) para reduzir o nível de desemprego da economia. Para tanto, escolhia-se, simplesmente, uma taxa de inflação mais elevada. Esta visão assumiu proporções impressionantes nos anos 60: ela dominava os livros-textos e formava a base de muitas discussões profissionais de macroeconomia. Governos de todo o mundo passaram a usar políticas de controle de demanda para garantir um elevado nível de atividade econômica.

Nos anos 70 tem início a desilusão com essas políticas. Em quase todas as economias desenvolvidas, apesar dos esforços para manter a economia crescendo, apenas a inflação crescia. Milton Friedman (1968) já havia antecipado este problema. Como a economia tende a se situar ao nível natural de produto, governos não podem indefinidamente explorar o dilema entre inflação e desemprego. No longo prazo, o setor real da economia é independente do setor monetário. Aqui, está implícita a hipótese de que os

\* O autor agradece ao Prof. Eraldo Sérgio Barbosa (UnB) e a um anônimo *referee*, pelas sugestões e comentários. A responsabilidade pelos erros remanescentes cabe exclusivamente ao autor.

\*\* Programa de Ph.D, Universidade de Liverpool (Inglaterra).

mercados se ajustam via preços (*markets-clear*). A formação de expectativas de preços toma lugar de destaque dentro do contexto friedmaniano. Em sua visão, os agentes econômicos olham para o passado para formar expectativas futuras de preços. Expectativas são adaptativas, *i.e.*, adaptam-se aos erros passados.

Os agentes econômicos não cometem erros sistemáticos como postulado nas expectativas adaptativas. Deve ser dito que expectativas adaptativas deixam os agentes econômicos de olhos vendados indefinidamente. É de se esperar que um agente racional, se não houver uma arma apontada para sua cabeça, tire aquela venda o quanto antes possível. Certamente, expectativas adaptativas não são o meio mais eficiente para agentes racionais formarem expectativas.

Como Friedman e seus seguidores, os economistas neoclássicos reconhecem os efeitos da moeda sobre a economia. No entanto, eles não fazem nenhuma distinção entre o curto e o longo prazos. A real distinção é entre o esperado e o inesperado. Incremento de meio de pagamento, se previsto, é de nenhuma importância no curto e tampouco no longo prazo: meramente aumenta o nível de preço sem qualquer efeito sobre o produto real (emprego) da economia. O que importa são os choques (expansões monetárias) não-previstos ou antecipados. Aqui, expectativas são formadas racionalmente (expectativas racionais).

Esta nota, cujo principal propósito é testar a argumentação da escola neoclássica para o caso do Brasil, está organizada como segue. A seção 2 apresenta a argumentação da escola neoclássica. A seção 3 trata do teste empírico. Estima-se, para o Brasil, uma função de oferta do tipo de Lucas para o período de 1968 a 1985. A seção 4 contém os comentários finais.

## 2. A argumentação da escola neoclássica

Quando as expectativas são racionais, com relação à inflação, temos:

$$DP_t = E(DP_t / I_{t-1}) + x_t \quad (1)$$

onde  $DP_t$  representa a inflação efetiva no período  $t$ ,  $E(DP_t / I_{t-1})$  é a inflação que os agentes econômicos esperam para o período  $t$  condicionada ao conjunto de informações disponível no período  $t-1$  ( $I_{t-1}$ ), e  $x_t$  representa um erro randômico, não-correlacionado, com esperança matemática nula. Note-se que  $x_t$  capta a inflação inesperada, *i.e.*, a diferença entre a inflação efetivamente observada e a inflação esperada.

Para completar a argumentação, definir-se-á a seguinte função de oferta do tipo de Lucas:

$$Y_t = Y^n + b [DP_t - E(DP_t)] \quad (2)$$

onde  $Y_t$  é o logaritmo do produto real efetivo da economia (logaritmo do PIB real),  $Y^n$  é o logaritmo do produto natural,  $b$  é um parâmetro positivo. A equação (2) diz que o produto efetivo desvia do seu nível natural se a inflação efetiva diferir da inflação esperada.

Se os mercados devem ajustar-se via preços (*markets-clear*), veja-se o que ocorre quando, por exemplo, as autoridades monetárias resolvem expandir o estoque de moeda. Isto deve causar inflação, provocada pelo resultante excesso de demanda por bens. Se aquela expansão é prevista, *i.e.*, se ela é antecipada no conjunto de informação ( $I_{t-1}$ ), não existe nenhuma razão plausível para que o produto efetivo desvie do seu nível natural. No entanto, se aquela expansão não é prevista ou antecipada, a inflação inesperada ( $x_t$ ) faz o produto efetivo desviar do nível natural. É natural supor que os agentes econômicos ao tomarem suas decisões de oferta de trabalho formem expectativas com respeito à taxa de inflação, levando em consideração um conjunto de informação que eles acreditam ser relevante para formar expectativas inflacionárias. Naturalmente, se não se supuser qualquer forma de *ilusão monetária*, a decisão de oferta de trabalho será baseada no salário real esperado:

$$W_t/E(P_t) \quad (3)$$

onde  $W_t$  representa o salário nominal vigente no período  $t$ , e  $E(P_t)$  é o nível de preço esperado prevalecer no período  $t$ . Ora, se a atitude do Governo em expandir a oferta de moeda — que provoca inflação (ou aumento do nível de preço) — é conhecida de todos, o salário real efetivo do período  $t$  será exatamente igual àquele em que os agentes econômicos basearam suas decisões de oferta de trabalho. Por outro lado, se o governo expande inesperadamente o estoque de moeda, a inflação esperada deve ser menor do que a efetiva; logo o salário real cai. Isto faz estimular a demanda por mão-de-obra, que, por sua vez, faz o produto efetivo crescer acima do nível natural.

Analticamente, a argumentação da escola neoclássica pode ser vista assim. Supõe-se que as políticas monetárias previstas ou antecipadas — que são conhecidas pelos agentes econômicos — normalmente seguem alguma regra, tal como:

$$DM_t = gDM_{t-1} + w_t \quad (4)$$

onde  $DM_t$  representa o crescimento do estoque de moeda no período  $t$ ,  $g$  é um parâmetro positivo,  $DM_{t-1}$  representa o crescimento do estoque de moeda no período  $t-1$ , e  $w$  é um erro randômico, não-correlacionado, com esperança matemática nula, e que reflete choques aleatórios no crescimento do estoque de moeda.

Supõe-se também, como é razoável, que exista uma relação entre inflação e crescimento do estoque de moeda, *i.e.*:

$$DP_t = DM_t \quad (5)$$

Sendo assim, é de se esperar que as expectativas de inflação sejam dadas por:

$$E(DP_t) = E(DM_t) \quad (6)$$

Por sua vez, a função de oferta da economia é dada por:

$$Y_t = Y^n + b[(DM_t - E(DM_t))] \quad (7)$$

Aplicando o operador  $E$  (esperança matemática) à equação (4), tem-se:

$$E(DM_t) = gDM_{t-1} \quad (8)$$

Substituindo as equações (4) e (8) em (7), tem-se:

$$Y_t = Y^n + bw_t \quad (9)$$

A importante mensagem desta equação (9) é a de que o produto corrente  $Y_t$  somente pode diferir do produto natural caso ocorram variações inesperadas no estoque de moeda ( $w_t$ ). Realmente, o que importa é o inesperado. Esta hipótese é testada para o caso do Brasil, a seguir.

### 3. A relação entre moeda não-antecipada e produto no Brasil

Nosso primeiro passo é moldar o comportamento da oferta de moeda. Seguindo Barro (1979), Sheehy (1984) e outros, os valores estimados da equação de oferta de moeda serão definidos como crescimento monetário esperado, *i.e.*:

$$DM_t = \log M_t - \log M_{t-1} \quad (10)$$

onde  $M_t$  representa os meios de pagamentos no período  $t$  e  $M_{t-1}$  representa os meios de pagamentos no período  $t-1$ . Os resíduos da equação de crescimento de moeda serão definidos como crescimento monetário não-esperado (DMR). Diga-se que, para testar a argumentação neoclássica, é fundamental que a regra monetária esteja bem definida (ou modelada).

Porzecanski (1979) desenvolve modelos (teoricamente fundamentados) que captam o comportamento do crescimento monetário nos países latino-americanos. Sheehy (1984) acrescenta novas variáveis aos modelos de

Porzecanski, que ajudam a explicar o comportamento de DM. Um dos modelos (regras ou *central bank reaction functions*) é dado por:

$$DM_t = f(DP_{t-1}, DP_{t-2}, \dots, DP_{t-n}) \quad (11)$$

onde  $DP_{t-r}$  é a inflação no período  $t-r$ , para  $1 \leq r \leq n$ .

É provável que as autoridades monetárias brasileiras, nas últimas décadas, tenham usado tal regra [equação (11)] para definir o crescimento do estoque de moeda. Como o governo preferiu manter a economia crescendo, prestando nenhuma, ou pouca, atenção à inflação, DM respondia positivamente a mudanças no nível de preços. Afinal, estabilidade do nível de preços não foi o principal objetivo das autoridades monetárias do Brasil. Sheehey (1984, p. 209) acrescenta à equação (11) a variável DC (variação da taxa cambial), como uma medida alternativa de variação de preços. As autoridades monetárias do Brasil, cientes de que desvalorizações cambiais rapidamente se traduziam em inflação, reagiam, aumentando o estoque de moeda no sentido de manter a atividade econômica crescendo.

A equação de melhor ajustamento para o período de 1968 a 1985 foi a seguinte (estatística t de Student entre parênteses):

$$\hat{DM}_t = \begin{matrix} 0,172 \\ (2,9) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,83DP_{t-1} \\ (3,9) \end{matrix} + \begin{matrix} 0,48DC_{t-2} \\ (2,7) \end{matrix} - \begin{matrix} 0,74DM_{t-2} \\ (2,1) \end{matrix} \quad (12)$$

$R^2$  (corrigido) = 0,90;  $F(3, 14) = 51,24$ ; D.W. = 1,54; qui-quadrado (1) = 0,83; qui-quadrado (2) = 4,57;  
desvio-padrão = 0,09; método de estimação: mínimos quadrados

onde  $DM_t$  representa o crescimento monetário ( $M1$ ),  $DP_{t-1}$  é a inflação defasada,  $DC_{t-2}$  é a variação da taxa de câmbio (Cr\$/US\$) no período  $t-2$ . Os resultados acima indicam que o crescimento monetário foi, em boa medida, previsível. Como a estatística Durbin-Watson (D.W.) não indica a ausência nem a presença de correlação serial dos resíduos apresenta-se o teste LM (Breusch-Godfrey) baseado na estatística qui-quadrado (ver, e.g., Stewart, 1991, p. 168-70). A estatística qui-quadrado, já reportada, revela a ausência de correlação serial de primeira e de segunda ordem dos resíduos (os valores críticos, ao nível de 10%, são 2,71 e 4,61, respectivamente).

A função de oferta do tipo de Lucas a ser estimada tem a seguinte forma (ver, e.g., Barro, 1979; Blejer & Fernandez, 1980; Hanson, 1980; e Sheehey, 1984):

$$Y_t = a_0 + a_1DMR_t + a_2\hat{DM}_t + a_3Y_{t-1} + z_t \quad (13)$$

onde  $Y_t$  é o logaritmo do PIB real no período  $t$ ,  $DMR_t$  representa os resíduos da equação de crescimento monetário,  $\hat{DM}_t$  representa a regra monetária,  $Y_{t-1}$  é o logaritmo do PIB real no período  $t-1$ , e  $z$  é um erro randômico.

A equação estimada para o período de 1968 a 1985 foi a seguinte (estatística  $t$  de Student entre parênteses):

$$\hat{Y}_t = \frac{1,35}{(3,0)} + \frac{0,19DMR_t}{(2,1)} + \frac{0,008\hat{DM}_t}{(0,2)} + \frac{0,92Y_{t-1}}{(32,2)} \quad (14)$$

$R^2$  (corrigido) = 0,99;  $F(3,14)$  = 600,76; Durbin-h = -0,21;

desvio-padrão = 0,03; método de estimação: mínimos quadrados

onde  $Y_t$  e  $Y_{t-1}$  são o logaritmo do PIB no período  $t$  e o logaritmo do PIB no período  $t-1$ , respectivamente, a preços de 1980.

A estatística Durbin-h revela que, ao nível de 5% (os valores críticos da distribuição normal são -1,645 e 1,645) não se pode rejeitar a hipótese nula de nenhuma correlação serial dos resíduos. Os coeficientes das variáveis são estatisticamente significantes ao nível de 5%, excetuando-se o coeficiente da variável  $DM_t$ . A argumentação neoclássica não pode ser rejeitada. Dessa feita, entre 1968 e 1985, choques inesperados, representados pela variável  $DMR_t$ , têm afetado o produto real efetivo da economia brasileira, enquanto que a regra monetária ( $DM_t$ ) foi inócua para afetar o produto real (e, portanto, o emprego) da economia.

Barro (1979) e Sheehey (1984) testaram, para o caso do Brasil, entre 1948 e 1972, a hipótese da escola neoclássica sem sucesso. Como foi visto acima, para testar a argumentação daquela escola, é fundamental que a regra monetária esteja bem definida (ou modelada). Os estudos de Barro (1979) e Sheehey (1984), como eles mesmos apontaram, não conseguiram isolar (de forma satisfatória) as variáveis que explicam o crescimento monetário brasileiro naquele período, daí a rejeição da hipótese neoclássica.

#### 4. Comentários finais

Apresentou-se nesta nota um teste, para o caso do Brasil, da hipótese neoclássica de que somente os movimentos inesperados no estoque de moeda geram efeitos reais na economia. Os resultados da seção 3 mostraram que, entre 1968 e 1985, regras monetárias mantiveram o setor real dicotomizado do setor monetário da economia. Já as variações aleatórias no estoque de moeda, naquele mesmo período, fizeram afetar o setor real.

## Anexo 1

Ano	M1 (Cr\$ mil) <sup>1</sup>	Taxa de câmbio (Cr\$/US\$) <sup>1</sup>	PIB Cr\$ mil de 1980 <sup>2</sup>	Deflator do PIB (1980=100) <sup>2</sup>
1965	9,1	2,22	4.081	1,0
1966	10,5	2,24	4.449	1,4
1967	15,0	2,72	4.449	1,9
1968	21,2	3,32	4.931	2,4
1969	28,0	4,05	5.413	2,9
1970	35,0	4,95	5.554	3,4
1971	46,0	5,64	6.234	4,0
1972	64,0	6,21	6.915	4,8
1973	94,0	6,22	7.850	5,9
1974	127,0	7,44	8.615	8,2
1975	183,0	9,07	8.974	11,2
1976	253,0	12,35	9.852	16,5
1977	351,0	16,05	10.306	24,1
1978	499,0	20,92	10.803	33,5
1979	871,0	42,53	11.582	52,2
1980	1.486,0	65,50	12.639	100,0
1981	2.789,0	127,80	12.216	202,5
1982	4.649,0	252,67	12.328	390,6
1983	9.176,0	984,00	12.016	983,6
1984	27.700,0	3.183,00	12.701	3.054,6
1985	112.000,0	10.490,00	13.750	10.226,0

Fonte: <sup>1</sup> Boletim do Banco Central do Brasil (vários números); <sup>2</sup> International Financial Statistics (1988, p. 254-5) - Yearbook.

## Referências bibliográficas

Barro, R. Unanticipated money growth and unemployment in the United States. *The American Economic Review*, p. 101-15, 1977.

\_\_\_\_\_. Unanticipated money, output, and the price level in the United States. *Journal of Political Economy*, p. 549-80, 1978.

\_\_\_\_\_. Money and output in Mexico, Colombia and Brazil. In: Behrman, J. & Hanson, J., ed. *Short-term macroeconomic policy in Latin America*. Ballinger, 1979.

Blejer, M.I. & Fernandez, R.B. The effects of unanticipated money growth on prices and on output and its composition in a fixed-exchange-rate open economy. *Canadian Journal of Economics*, p. 82-95, 1980.

*Boletim do Banco Central do Brasil*, vários números.

Friedman, M. The role of monetary policy. *The American Economic Review*, p. 1-17, 1968.

Hanson, J.A. The short-run relation between growth and inflation in Latin America: a quasi-rational or consistent expectations approach. *The American Economic Review*, p. 972-89, 1980.

*International Financial Statistics*. Yearbook, 1988.

Johnston, J. *Econometric methods*. McGraw-Hill, 1987.

Pindyck, A. & Rubinfeld, D.L. *Econometric models and economic forecasts*. McGraw-Hill, 1987.

Porzecanski, A.C. Patterns of monetary policy in Latin America. *Journal of Money, Credit, and Banking*, p. 427-37, 1979.

Sheehey, E. Money and output in Latin America: some tests of a rational expectations approach. *Journal of Development Economics*, p. 203-18, 1984.

Stewart, J. *Econometrics*. Philip Allan, 1991.