## Taxas de juros e depósitos em moeda estrangeira no Brasil: um comentário

Marco Antonio Bonomo\*
Ricardo Cicchelli Velloso\*\*

1. Introdução; 2. A interpretação de Moura da Silva & Dornbusch; 3. Reparos à interpretação de Moura da Silva & Dornbusch.

### 1. Introdução

Em artigo recente, Moura da Silva & Dornbusch¹ examinam as implicações que a possibilidade da criação e saque de depósitos expressos em moeda estrangeira no Banco Central (Resolução nº 432 e Circular nº 230) tem sobre a eficácia da política monetária.

Na abordagem da escolha envolvendo risco, a tentativa de expandir a base monetária através de uma política de mercado aberto, ao fazer cair a taxa de juros, provocaria o desejo dos agentes econômicos de substituir parte do endividamento externo por interno. Este desejo poderia viabilizar-se através de depósitos em moeda estrangeira no Banco Central, resultando numa expansão menor da base monetária e numa queda menos significativa da taxa de juros do que as que ocorreriam no caso da inexistência do mecanismo disposto na Resolução n.º 432 e na Circular n.º 230.

Moura da Silva & Dornbusch, ao abordar esta questão, inferem que, à medida que a taxa de juros doméstica se aproxima do custo esperado dos empréstimos externos, a política monetária tem sua eficácia reduzida, tornando-se inócua quando ocorre a igualdade. O custo esperado dos empréstimos externos representaria assim um patamar mínimo para a taxa de juros doméstica.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Moura da Silva, Adroaldo & Dornbusch, Rudiger. Taxa de juros e depósitos em moeda estrangeira no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 38(1):39-52, jan./mar. 1984.

B B E			0.3	177 100	1 5 96
R. Bras. Econ.	Rio de Janeiro	v. 40	nº 2	p. 177-183	abr. Jun. 86

Da PUC/RJ.

<sup>\*\*</sup>Do Inpes/Ipea.

O objetivo deste comentário é mostrar que o modelo desenvolvido pelos autores não gera tais resultados.

De acordo com o modelo, a existência de depósitos em moeda estrangeira atenua a eficácia da política monetária quando o diferencial entre a taxa de juros doméstica e o custo esperado dos empréstimos externos é positivo. Entretanto, ela não se reduz, até tornar a política monetária inoperante, à medida que o diferencial se aproxima de zero. Isto significa que não há um patamar mínimo para a taxa de juros doméstica. Portanto, uma política de mercado aberto continuadamente expansionista poderia obter reiteradas reduções na taxa de juros até que esta atingisse um nível inferior ao custo esperado dos empréstimos externos, quando a política monetária recobraria sua plena eficácia.

## 2. A interpretação de Moura da Silva & Dornbusch

A partir do modelo desenvolvido, Moura da Silva & Dornbusch chegam à seguinte equação de oferta de moeda:

$$M = m \cdot (A - X + \frac{i - i^* - e}{\phi \cdot s} \cdot W)$$
 (1)

onde:

M = oferta de moeda;

m = multiplicador monetário;

A = reservas internacionais + crédito das autoridades monetárias ao governo e ao público;

X = volume total de débitos expresso em moeda estrangeira no sistema;

i = taxa de juros doméstica;

i\* = taxa de juros externa;

e = expectativa de desvalorização cambial no horizonte do contrato;

 $\phi$  = coeficiente de aversão ao risco;

s = variância da depreciação da taxa de câmbio;

W = riqueza financeira do investidor.

Com base na expressão (1) os autores calculam a elasticidade da oferta de moeda em relação à taxa de juros doméstica:

$$V_{M} = V_{m} + V_{a} \cdot (1 + m \cdot \frac{X - A}{M})$$
 (2)

V<sub>m</sub> = elasticidade do multiplicador monetário em relação à taxa de juros doméstica;

 $V_a = \text{elasticidade do débito em moeda estrangeira que as firmas retêm no passivo em relação à taxa de juros doméstica.}$ 

Sendo que Va é dado por:

$$V_a = \frac{i}{i - i^* - e} \tag{3}$$

Portanto,  $V_a$  aumenta à medida que se reduz o diferencial entre o custo esperado dos empréstimos doméstico e externo.  $V_a$  tende a infinito quando este diferencial tende a zero.

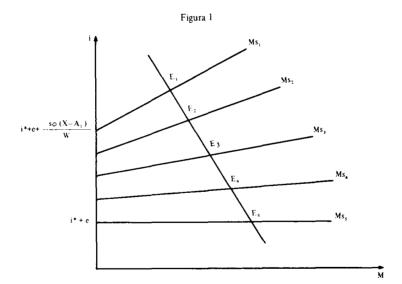
Assim, concluem impropriamente, como será mostrado adiante, que  $V_{\mathbf{M}}$  tende a infinito quando i se aproxima de  $i^* + e$ .

Tendo por base a expressão que denota o equilíbrio no mercado monetário,<sup>2</sup> é possível calcular o impacto sobre a taxa de juros doméstica de uma expansão do ativo das autoridades monetárias:

$$\frac{\operatorname{di}/\operatorname{i}}{\operatorname{dA/M}} = \frac{-1}{\operatorname{V_M} - \operatorname{V_I}} \tag{4}$$

V<sub>L</sub> = elasticidade da demanda de moeda com relação à taxa de juros.

Portanto, os autores concluem que este impacto tende a zero quando i se aproxima de i\* + e, sendo impossível que a taxa de juros doméstica caia para um patamar inferior àquele dado pelo custo esperado dos empréstimos externos enquanto existirem recursos em moeda estrangeira a serem depositados no Banco Central. A figura 1 ilustra este processo.



<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Moura da Silva, Adroaldo & Dornbusch, Rudiger. op. cit. p. 46.

TAXAS DE JUROS 179

À medida que as autoridades monetárias aumentam o seu ativo — por exemplo, através de operações de mercado aberto — a curva de oferta  $M_S$  vaise deslocando para baixo e, simultaneamente, tornando-se mais elástica. Este processo continua até que  $M_S$  fica horizontal — infinitamente elástica — quando a taxa de juros doméstica se iguala ao custo esperado dos empréstimos em moeda estrangeira. No ponto de equilíbrio  $E_S$ , a tentativa de baixar a taxa de juros e expandir a base monetária seria infrutífera, pois um aumento adicional do ativo das autoridades monetárias seria compensado por um aumento de mesma magnitude dos depósitos em moeda estrangeira no Banco Central. Em outras palavras, a política monetária torna-se totalmente ineficaz, enquanto ocorrer a possibilidade de se criarem depósitos em moeda estrangeira no Banco Central.

Caso a expansão dos ativos das autoridades monetárias prossiga além do ponto em que todos os débitos em moeda estrangeira estejam depositados no Banco Central, a política monetária tornar-se-á mais eficaz do que quando a taxa de juros doméstica excedia o custo esperado dos empréstimos externos.

Assim sendo, o processo de redução da taxa de juros descrito anteriormente pode ser dividido em três fases:

- a) do patamar inicial até i\* + e;
- b)  $i^* + e$ ;
- c) de i\* + e até o nível desejado.

Na primeira fase a política monetária é menos eficaz do que na terceira, devido às variações nos depósitos em moeda estrangeira no Banco Central. À medida que i se aproxima de  $i^* + e$  a eficácia da política monetária diminui. Quando  $i = i^* + e$ , temos uma outra fase, na qual a política monetária é absolutamente ineficaz. Finalmente, quando todos os empréstimos em moeda estrangeira tiverem sido depositados, passa-se à terceira fase, onde a política monetária recobra a sua plena eficácia.

#### 3. Reparos à interpretação de Moura da Silva & Dornbusch

A nosso ver, a origem do equívoco da interpretação anterior está no cálculo de  $V_M$  no ponto em que  $i=i^*+e$ . Utilizando-se a equação (1) para calcular  $V_M$ , tem-se que esta elasticidade não é infinita quando  $i=i^*+e$  e sim indeterminada.

Da equação (2) tem-se:

$$\frac{\ell im}{i \to (i^* + e)} + \frac{V_M}{i \to (i^* + e)} + \frac{V_m}{i \to (i^* + e)} + \frac{V_{im}}{i \to (i^* + e)} + \frac{V_a \cdot \ell im}{i \to (i^* + e)} + \frac{(1 + m \cdot X - A)}{M}$$
 (5)

180 R.B.E. 2/86

Da equação (3) segue-se:

$$\lim_{i \to (i^* + e)} + V_a = \lim_{i \to (i^* + e)} + \frac{i}{i - i^* - e} = \infty$$
 (6)

A partir da equação (1) é possível obter a seguinte relação:

$$1 + \frac{m \cdot (X - A)}{M} = \frac{W \cdot m (i - i^* - e)}{M \cdot \phi \cdot s}$$
 (7)

E da expressão (7) obtém-se que:

$$\lim_{i \to (i^* + e)} + 1 + \frac{m \cdot (X - A)}{M} = \lim_{i \to (i^* + e)} + \frac{W \cdot m (i - i^* - e)}{\phi \cdot s} = 0$$
 (8)

Substituindo (6) e (8) na equação (5), concluiu-se que:

$$\lim_{i \to (i^* + e)} + V_{M} = \lim_{i \to (i^* + e)} + V_{m} + \infty.0$$
(9)

Alternativamente V<sub>M</sub> pode ser calculado da seguinte maneira:

$$V_{M} = \frac{\delta M}{\delta i} \cdot \frac{i}{M} = V_{m} + m \cdot \frac{M}{\phi \cdot s} \cdot \frac{i}{M}$$
 (10)

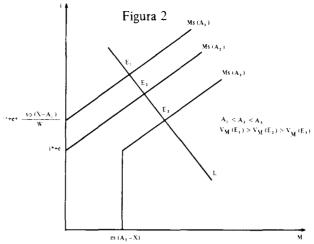
Quando  $i = i^* + e$ , tem-se:

$$V_{M} = V_{m} + m \cdot \frac{W}{\phi \cdot s} \cdot \frac{i^{*} + e}{M}$$
 (11)

Portanto, vê-se que  $V_M$  não é infinito quando  $i=i^*+e$ e, conseqüentemente, que  $\frac{di/i}{dA/M}$  é diferente de zero. Ou seja, a política monetária não é totalmente ineficaz neste ponto.

Uma melhor percepção do problema é dada pela análise apresentada na figura 2. Para simplificá-la, supõe-se que *m* é constante.

TAXAS DE JUROS 181

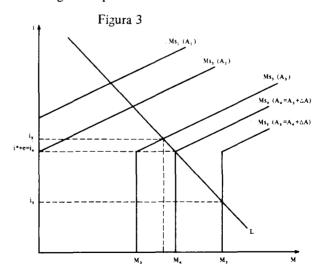


Para i > 1\* + e, as diferentes curvas de oferta de moeda expostas na figura 2 têm a mesma inclinação — sensibilidade — e esta é dada por:

$$\frac{\delta M}{\delta i} = \frac{m.W}{\phi_{\bullet} s} \tag{12}$$

Logo, dado que a sensibilidade da oferta de moeda em relação à taxa de juros é constante e a inclinação da curva de demanda de moeda é negativa, é fácil perceber que a elasticidade da oferta de moeda — dada por  $\frac{\delta M}{\delta i} \cdot \frac{i}{M}$  — diminui quando i se aproxima de  $i^* + e$ , contradizendo o resultado obtido por Moura da Silva & Dornbusch (ver fig.2).

Para i  $< i^* + e$ , a curva de oferta de moeda passa a independer da taxa de juros doméstica, porque os agentes econômicos mantêm todos os seus empréstimos em moeda estrangeira depositados no Banco Central.



Através da figura 3 pode-se observar a diferença da política monetária entre uma situação em que  $i > i^* + e$  — portanto, onde existam recursos em moeda estrangeira a serem depositados no Banco Central — e uma em que  $i < i^* + e$  — onde todos esses recursos já foram depositados. Para uma determinada expansão  $\Delta A$  no ativo das autoridades monetárias, temos que no primeiro caso ocorre uma expansão da oferta de moeda ( $\Delta M = M_4 - M_3$ ) e uma redução da taxa de juros ( $\Delta i = i_4 - i_3$ ) menores do que as que acontecem no segundo ( $\Delta M = M_5 - M_4 e \Delta i = i_5 - i_4$ ).

Portanto, a tentativa de reduzir a taxa de juros doméstica para patamares inferiores ao custo esperado dos empréstimos externos passa por duas etapas distintas:

- a) do nível inicial até  $i^* + e$ ;
- b) de  $i^* + e$  até o patamar desejado.

Conforme argumentou-se, na primeira etapa a política monetária é menos eficaz que na segunda, não havendo, entretanto, uma perda de eficácia progressiva à medida que a taxa de juros doméstica se aproxima do custo esperado dos empréstimos externos. É de se destacar também a inexistência de um estágio intermediário, onde variações no ativo das autoridades monetárias seriam incapazes de afetar a taxa de juros e a oferta de moeda. Tais resultados contradizem a interpretação dada por Moura da Silva & Dornbusch.

TAXAS DE JUROS 183

#### Taxa de câmbio e oferta de moeda — 1880-1897: uma análise econométrica\*

Gustavo H.B. Franco

#### 5. Conclusões

Tanto os testes de causalidade do item 3 quanto as estimações do item 2 produziram alguns resultados inequívocos. Os resultados reportados nas tabelas 2 e 3 parecem confirmar que as cotações dos títulos brasileiros em Londres refletiam movimentos da taxa de câmbio e da oferta de moeda. Da mesma forma, esses resultados também indicam, em algumas instâncias, que a oferta de moeda receberia influências da parte da taxa de câmbio e das cotações dos títulos e, por último, os resultados se mostram confusos acerca das influências sobre a taxa de câmbio, sendo que, neste caso, nenhum resultado claro parece emergir. Nas auto-regressões vetoriais das tabelas 4 e 5 confirma-se, em certa medida, que os títulos recebem influência da moeda e do câmbio. Além disso, observa-se que a influência das cotações dos títulos e da taxa de câmbio sobre a moeda parece diluir-se quando se acrescentam os efeitos sobre a moeda de seu próprio passado e, uma vez mais, as influências sobre o câmbio se mostram ambíguas. Assim sendo, o único resultado mais ou menos robusto que os testes de causalidade do item 3 oferecem é o de que o mercado londrino estava atento aos eventos na esfera monetária e cambial no Brasil, o que dificilmente se pode tomar como surpreendente.

Os dois modelos estimados no item 4 indicam fortes correlações entre moeda, títulos, câmbio e inflação, sendo notável a fraca influência dos termos de troca sobre o câmbio. Essas correlações, contudo, só poderiam ser interpretadas como relações de causalidade se a estrutura analítica que utilizamos estivesse correta. Os testes de especificação indicam, contudo, erros de especificação em ambos os modelos, de modo que mesmo rejeitando a exogeneidade da moeda, não estaríamos seguros em tomar este resultado como definitivo pois a hipótese alternativa também foi rejeitada, de modo que só o que se pode afirmar é que a estrutura analítica que utilizamos não descreveria com precisão a economia brasileira de então.

<sup>\*</sup> Complementação do artigo recebida após sua publicação na RBE, 40(1):63-88, jan./mar. 1986.

R. Bras. Econ.	Rio de Janeiro	v. 40	n.º 2	p. 185-186	abr./jun. 86

Embora os resultados dos testes propriamente ditos não sejam muito positivos, podemos assim mesmo extrair algumas importantes conclusões de natureza mais geral. O recurso aos métodos econométricos sem dúvida nos permite adicionar alguns preciosos *insights* ao velho debate em torno da crise de 1891, principalmente por adicionar-lhe uma dimensão quantitativa. Contudo, os problemas de método levantados pelos procedimentos econométricos parecem tão ou mais complexos quanto aqueles que a metodologia pretendia solucionar, de modo que se substitui um problema aparentemente insolúvel por outro. Nesse sentido, o instrumental econométrico parece apenas recolocar o velho debate em outra arena, caracterizada por métodos e por uma linguagem inteiramente incompreensível para os contendores de outrora, sem contudo prover-lhe uma "solução".

186 R.B.E. 2/86

#### **ERRATA**

Chamamos a atenção dos leitores para as seguintes correções pertinentes ao artigo Mensuração da eficiência técnica na indústria brasileira: 1980, de Helson C. Braga e José W. Rossi, publicado na **RBE**, **40**(1):89-118, jan./mar. 1986:

p. 94, equação (1):

$$\log y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \log x_i - u; u \geqslant 0$$
 (1)

p. 95, equação (2):

$$\log y = (a_0 - E(u)) + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \log x_i - (u - E(u))$$
 (2)

... dos dois componentes de erro  $\sigma^2 v e \sigma^2 u$  — que são necessárias para calcular a ineficiência técnica, como se verá logo a seguir.

No caso de *u* seguir a distribuição seminormal, uma estimativa para seu valor esperado é dada por (ver Aigner et alii, 1977):

$$E(u) = {}^{0}_{u} \sqrt{2/\pi} \tag{7}$$

onde  $\pi$  é o número irracional 3,1416. . . Uma estimativa consistente de  $\sigma_{\rm u}$  pode ser obtida a partir do momento central de mais alta ordem dos resíduos de MQS, da seguinte forma (ver Schmidt & Lovell, 1979):

$$\sigma_{\mathbf{u}}^{2} = \left\{ \sqrt{\pi/2} \left[ \pi/(\pi - 4) \right] \left[ \sum_{i=1}^{n} e_{i}^{3}/n \right] \right\}^{2/3}$$
(8)

onde ei são os resíduos de MQS e n representa o tamanho da amostra.

Se, em vez disso, a distribuição de u for exponencial, essas duas estimativas passam a ser (ver Corbo & Melo, 1983):

$$E(u) = \begin{bmatrix} \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} e_i^3} \\ \frac{1}{2n} \end{bmatrix}^{1/3}$$
(9)

$$\sigma_{\rm u}^2 = \begin{bmatrix} \frac{\sum\limits_{i=1}^{n} e_i^3}{\sum\limits_{2n}^{2/3}} \end{bmatrix}^{2/3}$$
 (10)

As correspondentes medidas de eficiência técnica (média) populacional poderão, então, ser obtidas através das seguintes fórmulas:

$$E_{H} = 2 \exp \left(\sigma_{11}^{2} / 2\right) \left[1 - F(\sigma_{11})\right]$$
 (11)

para o caso de u ter distribuição seminormal, e onde F(.) é a distribuição normal padronizada; e

$$EX = (1 + c_u)^{-1}$$
 (12)

para o caso de a distribuição de u ser exponencial.

# p. 98, 20 parágrafo:

onde  $\sigma * = \sigma_V \sigma_U \sigma$ ;  $\sigma^2 = \sigma^2_U + \sigma^2_V$ ;  $\lambda = \sigma_U / \sigma_V$ ; e f(.) e F(.) são as funções de densidade normal padronizada e normal cumulativa, respectivamente.  $\xi_i$  é o erro composto da regressão (isto é,  $\xi_i = v_i - u_i$ ) estimado pelo método de MQSC e  $\sigma_V$  é dada por (Schmidt & Lovell, 1979):

# p. 98, 40 parágrafo:

onde A =  $\xi_i / |\sigma_V| + \sigma_V$ é obtida com a fórmula seguinte (Corbo & Melo, 1983):

$$\sigma_{\rm V}^2 = \frac{\int_{\rm i}^{\rm T} \frac{e_{\rm i}^2}{1}}{n} - \sigma_{\rm V}^2 \tag{16}$$

p. 106, cabeçalho do quadro 3:

## Quadro 3 Correlação de Pearson entre medidas de eficiência dentro de cada indústria, 1980

Indústrias	$^{r}U_{d}E_{Hi}$	$^{r}U_{d}E_{Xi}$	$^{r}E_{Hi}^{E}X_{i}$	Nº de observações