

Moratória interna, dívida pública e juros reais *

MARIA SILVIA BASTOS MARQUES **
SÉRGIO RIBEIRO DA COSTA WERLANG ***

Desenvolve-se, neste trabalho, um modelo de oferta e de demanda de dívida pública. Através dele estuda-se a dinâmica da dívida pública e dos juros reais. Introduce-se a possibilidade de moratória interna e seus efeitos são analisados. Para o caso do Brasil, descobre-se que a seigniorage do governo é uma variável aleatória independente da taxa de inflação, quando esta atinge valores elevados. Através de estimativas, são feitas simulações para o caso brasileiro. Um dos resultados é que, sem a possibilidade de moratória interna, o governo não teria problemas em financiar sua dívida. Porém, uma pequena chance de ocorrência desta moratória interna faz com que os juros reais e a relação dívida/PIB explodam.

I — Introdução

Em diversas ocasiões, no passado recente, circularam rumores de que o governo poderia deixar de honrar o serviço de sua dívida interna. Diversos fatores alimentam estas especulações como, por exemplo, a possibilidade de que para viabilizar um novo plano de estabilização, seja necessário elevar fortemente as taxas reais de juros. Neste caso, dada uma relação dívida/PIB elevada, o peso dos encargos da dívida pública poderia tornar-se insuportável.

Uma desconfiança desta natureza poderia levar à retração dos demandantes de dívida interna, que se recusariam a renovar seus créditos com o setor público. O governo, então, ver-se-ia constrangido a monetizar sua dívida, gerando, em conseqüência, um processo de hiperinflação.

O governo dispõe de duas fontes para financiar seu excesso de despesas sobre receitas: emissão de moeda e endividamento. A primeira fonte de

* Os autores agradecem os comentários de Mario Henrique Simonsen, Fernando de Holanda Barbosa, Pedro Valls Pereira, Rubens Penha Cysne, Carlos Ivan Simonsen Leal, Antonio Carlos Porto Gonçalves, Eliana Cardoso, Arnúnio Fraga Neto, Paulo Nogueira Batista Jr., Fabio Giambiagi e dois pareceristas anônimos.

** Do Centro de Estudos Monetários e de Economia Internacional do IBRE/FGV. A autora agradece o financiamento do Instituto Latino-Americano de Desenvolvimento Econômico e Social (Ildes).

*** Da EPGE/FGV e do IMPA/CNPq.

recursos corresponde à *seigniorage* do governo ou à combinação da arrecadação do imposto inflacionário e do crescimento da oferta de moeda em termos reais. O endividamento, por sua vez, está restrito à colocação de dívida interna desde o início da crise da dívida externa, em 1982, que interrompeu o fluxo de recursos externos para o país.

Examinando-se a variação da base monetária (medida pelo estoque médio anual) como proporção do PIB nos últimos anos, constatou-se que sua trajetória tem sido gerada por um processo do tipo "ruído branco", para inflações elevadas.¹ Isto significa que, para taxas de inflação elevadas como as que se têm verificado no Brasil, a variação da base monetária como proporção do PIB independe do nível da taxa de inflação, oscilando em torno de um determinado valor médio. Conseqüentemente, ao tentar financiar o déficit público através de emissão crescente de moeda, o governo conseguiu apenas elevar ainda mais a taxa de inflação, sem afetar sua receita de *seigniorage*.

Resta ao governo (dados o déficit público e a taxa de inflação), portanto, a alternativa do endividamento interno. O objetivo deste trabalho é examinar como evoluem a taxa real de juros e a dívida interna do setor público, em um modelo onde os demandantes de dívida pública acreditam na possibilidade de ocorrência de algum tipo de moratória da dívida interna. A probabilidade de moratória, que se admite função crescente do estoque da dívida em relação ao PIB, afeta a rentabilidade real esperada dos créditos do setor público e, por conseguinte, sua demanda.

Recentemente, muito tem sido escrito sobre a relação entre o déficit e a dívida pública e o processo inflacionário, como em Aghevli e Khan (1978), Carneiro Netto e Modiano (1983), Cardoso e Reis (1986), Simonsen (1988), Cardoso (1988), Giambiagi e Pereira (1988) e Giambiagi (1988). Paralelamente, vários estudos sobre a evolução da dívida pública foram realizados, como em Lerda (1987) e Rossi (1987). Este estudo difere dos primeiros porque toma a inflação como dada *a priori*, já que esta não afeta a *seigniorage*, quando é elevada. E difere dos trabalhos sobre a dinâmica da dívida pública porque não toma a taxa de juros real como um parâmetro, mas a determina como resultado da interação entre a oferta e a demanda de dívida pública.

A próxima seção apresenta a equação de oferta de dívida pública como proporção do PIB, obtida a partir da restrição orçamentária do setor público. Descreve-se, também, o comportamento da receita do governo com a emissão de moeda, nos últimos anos. Na Seção 3 é desenvolvida a equação de demanda de dívida pública interna, onde se considera a possibilidade de corte no serviço da dívida. Na seção seguinte resolvem-se e anali-

¹ Cardoso (1987) observa que, ao se examinar o gráfico da *seigniorage* como proporção do PIB contra a taxa de inflação, nenhuma relação entre estas variáveis pode ser deduzida.

sam-se as equações do modelo, com e sem a possibilidade de ocorrência de moratória. Os resultados das simulações para a taxa real de juros e a dívida pública interna são apresentados na Seção 5. Finalmente, a última seção resume as principais conclusões do trabalho.

2 — A oferta de dívida pública

Para deduzir a equação da oferta de dívida pública, como proporção do PIB, foram estabelecidas as seguintes hipóteses:

1) os pagamentos de juros referentes à dívida externa do setor público são automaticamente reescalados;

2) a taxa nominal de juros, i , é dada por:

$$(1 + i) = (1 + r) \cdot (1 + \hat{P})$$

onde r é a taxa real de juros e \hat{P} a taxa de inflação;

3) a taxa de inflação é definida como:

$$\hat{P} = (P - P_{-1}) / P_{-1}$$

onde P é o índice geral de preços;

4) o produto real da economia cresce a uma taxa constante, η ;

5) o produto nominal, Y , é dado por:

$$Y = (1 + \hat{P}) \cdot (1 + \eta) \cdot Y_{-1}$$

6) o déficit primário, $G - T$, é uma parcela constante do PIB, representada por γ .

A oferta de dívida pública é obtida a partir da identidade básica que representa a restrição orçamentária do setor público:

$$(G - T) + iD_{-1} = D - D_{-1} + B - B_{-1} \quad (1)$$

onde: $G - T$ = déficit primário (gastos não-financeiros menos impostos líquidos de transferências e subsídios);

D = estoque nominal de dívida interna pública; e

B = estoque de base monetária.

Esta identidade apresenta, em seu primeiro membro, o déficit nominal (DN) do setor público, que resulta da soma do déficit primário e do ser-

viço da dívida interna. No outro lado da expressão estão as fontes de financiamento do déficit, que são a colocação de dívida e a emissão primária de moeda.

Substituindo em (1) a expressão da taxa nominal de juros e rearranjando os termos, obtém-se a expressão do déficit operacional (DO):

$$(G - T) + r(1 + \hat{P}) D_{-1} = D - (1 + \hat{P}) D_{-1} + B - B_{-1} \quad (2)$$

Comparando-se as expressões (1) e (2), verifica-se que a diferença entre os conceitos de déficits nominal e operacional está em que o segundo leva em conta apenas os pagamentos de juros reais, desconsiderando os encargos referentes à rolagem do principal da dívida (está-se supondo na análise que a correção monetária seja igual à taxa de inflação).

A partir de (2) e utilizando a definição da taxa de inflação, chega-se à expressão para a variação da dívida interna real entre t e $t - 1$ (avaliada em moeda do tempo t), que é igual ao déficit operacional menos o ganho de *seigniorage* do governo ($B - B_{-1}$):

$$\left(\frac{D}{P} - \frac{D_{-1}}{P_{-1}} \right) \cdot P = (G - T) + r(1 + \hat{P}) D_{-1} - (B - B_{-1}) \quad (3)$$

Finalmente, dividindo-se (3) pelo produto nominal e utilizando sua expressão, obtém-se a oferta de dívida interna pública como percentagem do PIB:

$$\frac{D}{Y} = \gamma + \left(\frac{1+r}{1+\eta} \right) \frac{D_{-1}}{Y_{-1}} - \left(\frac{B - B_{-1}}{Y} \right) \quad (4)$$

A oferta de dívida como proporção do PIB é função do déficit primário como percentagem do produto, do estoque da dívida em relação ao PIB no período anterior, e da emissão de base monetária como proporção do produto. Observa-se que, quanto maior o diferencial entre a taxa real de remuneração da dívida pública e a taxa de crescimento do produto real, maior será o impacto do estoque de dívida do período anterior sobre a dívida atual.

Dados o déficit primário do setor público como proporção do PIB, a taxa real de crescimento da economia e o estoque da dívida em relação ao produto no período $t - 1$, o montante de dívida interna no período t dependerá da taxa real de juros e da receita do governo com a emissão de base monetária como proporção do PIB. Quanto maior esta receita, *ceteris paribus*, menor a necessidade de colocação de dívida pública.

A *seigniorage* real, ou a receita do governo derivada de seu poder de emitir moeda, é definida como:

$$\frac{\Delta B}{P} = \Delta \left(\frac{B}{P} \right) + \frac{B}{P} \cdot \frac{\Delta P}{P} \quad (5)$$

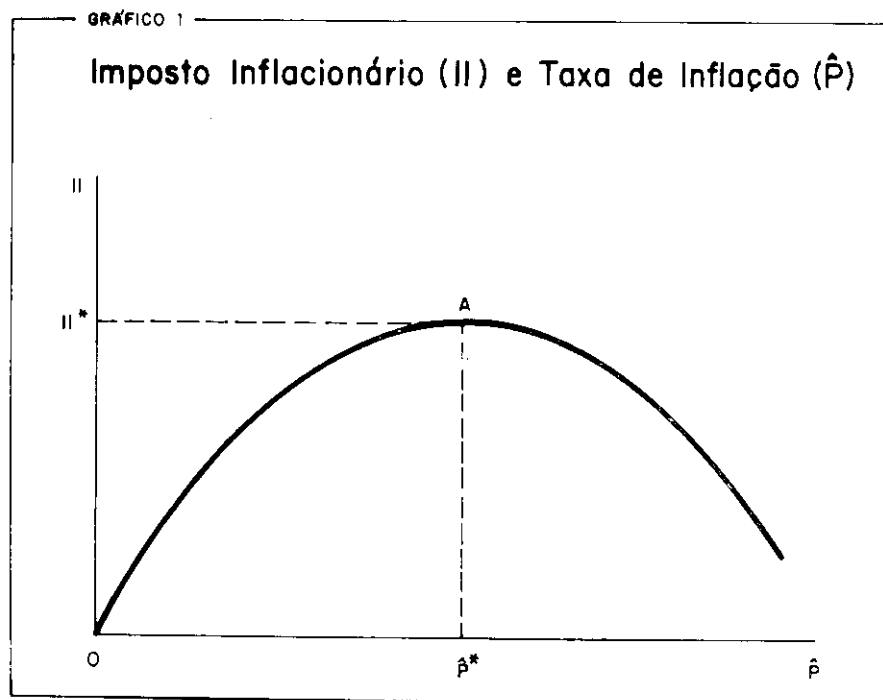
onde $\Delta X = X - X_{-1}$.

Em outros termos, a quantidade real de base monetária que o governo consegue emitir é o resultado de duas parcelas:

- 1) a variação no estoque real de base monetária; e
- 2) a arrecadação do chamado imposto inflacionário, derivado da perda que a inflação impõe sobre os encaixes reais de moeda (a base de recolhimento do imposto é o estoque real de moeda e a alíquota é dada pela taxa de inflação).

Um dos fatores que afetam a receita do governo com a emissão de moeda é, portanto, a taxa de inflação. Dado o estoque real de moeda, quanto maior for a taxa de inflação, maior será a arrecadação do imposto inflacionário. Alternativamente, supondo constante a taxa de inflação, acréscimos nos encaixes reais representarão acréscimos na receita do financiamento inflacionário do déficit.

No entanto, o comportamento dos encaixes reais de moeda não depende do comportamento da taxa de inflação. Aumentando a taxa de inflação, diminuem os encaixes reais desejados, já que o custo de oportunidade de demandar moeda agora é maior. Neste caso, a receita do imposto inflacionário como função da taxa de inflação deve evoluir conforme ilustrado no Gráfico 1 [ver Tanzi (1977, pp. 419-23)].



No ponto 0, a taxa de inflação e a receita do imposto inflacionário são iguais a zero. À medida que a inflação aumenta, cresce também a arrecadação do imposto. Até o ponto *A*, o efeito sobre a receita do aumento da taxa de inflação é maior do que o da queda em *B/P*. Neste ponto, a arrecadação do imposto inflacionário atinge um máximo. A partir daí, o efeito da redução nos encaixes reais será superior ao do aumento da inflação, resultando em receita decrescente do financiamento inflacionário. Antes do ponto *A*, a elasticidade da demanda de moeda é menor do que 1, no ponto *A* é igual a 1, e após este ponto a demanda torna-se clástica.

Como, dado o modelo que está sendo desenvolvido, a dívida do setor público é função da receita com a emissão de base monetária (e da taxa real de juros), decidiu-se investigar o comportamento da variação do estoque da base monetária, como proporção do PIB, nos últimos anos.

Por questão de coerência com os dados que serão utilizados para as simulações, mensurados em termos médios, foram analisadas as variações trimestrais médias do estoque de base monetária, como percentagem do PIB, entre os primeiros trimestres de 1980 e de 1988. O valor do produto trimestral em cruzados correntes foi obtido a partir do índice trimestral do produto real, elaborado pelo IPEA [ver Bonelli e Ardeo (1988)]. O índice de preços utilizado foi o IGP-DI médio do trimestre.

A Tabela 1 apresenta as taxas médias de inflação medidas pelo IGP-DI, no período considerado, e a receita do governo com a emissão de moeda, mensurada pela diferença entre os estoques médios da base monetária nos trimestres *t* e *t* - 1, como percentagem do PIB trimestral. Estes dados estão plotados no Gráfico 2, que tem no eixo vertical a receita com a emissão monetária e no eixo horizontal as taxas médias de inflação no trimestre.

Examinando-se o gráfico, observa-se que a partir da taxa de inflação média mensal de 5,37% os valores não apresentam tendência definida, parecendo oscilar em torno de um ponto médio, ou seja, aparentemente, para taxas mais baixas de inflação a receita do governo com a emissão de moeda diminui, quando a taxa de inflação aumenta. No entanto, ultrapassado um determinado patamar de inflação, a variação da base monetária como proporção do PIB não apresenta alterações significativas, isto é, a partir de um certo ponto (e para os níveis de inflação atingidos até o primeiro trimestre de 1988), a aceleração da inflação não teria efeito sobre a receita do governo com a emissão de base monetária. Este fato decorreria da elevação do custo de oportunidade de reter moeda e do processo de substituição de moeda por outros ativos financeiros.

Em princípio, portanto, na equação (4) o termo $\frac{B - B_{-1}}{Y}$ poderia ser considerado constante. Neste caso, as variáveis a serem explicadas restringir-se-iam à dívida pública como percentagem do PIB e à taxa real de juros.

Para verificar esta hipótese, os dados de variação da base monetária como proporção do PIB foram submetidos a testes estatísticos de independência e de normalidade, descritos no Apêndice. Dos dados apresentados

TABELA 1

Inflação e variação da base monetária/PIB (médias trimestrais)

Anos-Trimestres	Taxa média de inflação ^a (% a.m.)	$\frac{B(t) - B(t-1)}{PIB}$ (%)
1980 — I	5,66	1,66
II	5,99	2,03
III	6,88	1,76
IV	7,03	2,31
1981 — I	7,47	1,09
II	5,37	0,78
III	5,62	1,92
IV	4,48	2,70
1982 — I	6,79	2,18
II	6,48	0,76
III	5,17	1,70
IV	5,30	2,60
1983 — I	8,54	0,52
II	9,37	0,70
III	12,06	0,81
IV	9,72	1,29
1984 — I	10,67	0,85
II	9,02	1,25
III	10,48	1,90
IV	10,99	1,92
1985 — I	11,83	1,89
II	7,61	0,67
III	10,66	1,50
IV	12,37	2,12
1986 — I	12,64	2,53
II	0,09	5,36
III	1,02	3,50
IV	3,77	2,31
1987 — I	13,71	-0,07
II	24,47	0,43
III	7,26	2,37
IV	13,82	2,89
1988 — I	18,32	1,57

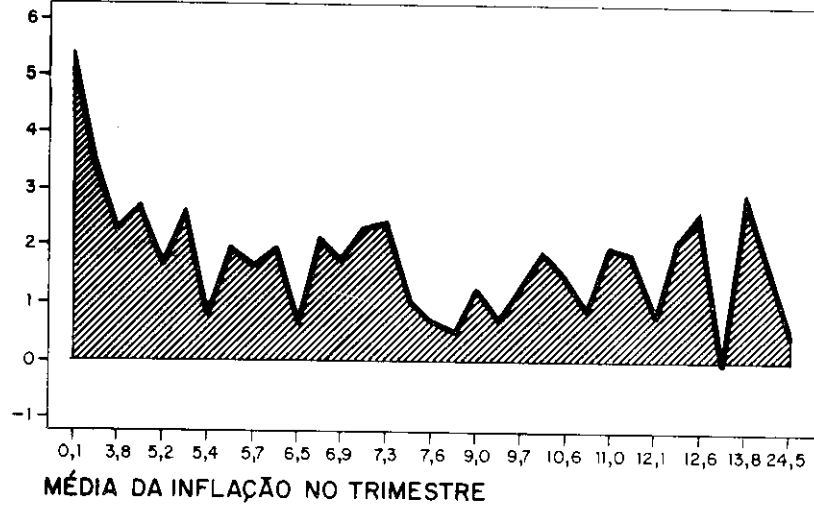
FONTES: Fundação Getúlio Vargas, *Conjuntura Econômica*, vários números, e Bonelli e Ardeu (1988).

^a Medida pelo IGP-DI.

GRÁFICO 2

Inflação e Variação da Base Monetária/PIB
(Médias Trimestrais)

$(\text{Base}(t) - \text{Base}(t-1)) / \text{PIB}$



na Tabela 1 foram excluídas seis observações, correspondentes a taxas médias trimestrais de inflação inferiores a 5,37%. Três observações referem-se ao período de vigência do Plano Cruzado (segundo, terceiro e quarto trimestres de 1986), quando a inflação reduziu-se substancialmente, e as outras ao quarto trimestre de 1981 e aos terceiro e quarto trimestres de 1982.

Constatou-se que a variação da base monetária como percentagem do PIB pode ser considerada uma variável aleatória independente e normalmente distribuída,² com média = 1,47% e desvio-padrão = 0,74%. Este resultado sugere que a receita do governo com a emissão de moeda seria uma variável do tipo "ruído branco", ou seja, que não seria afetada por outras variáveis. Isto explicaria o comportamento de $\frac{B - B_{-1}}{Y}$ no Gráfico 2.

² Na verdade, $\frac{B - B_{-1}}{Y}$ pode ser considerada uma variável log-normal. Entretanto, $\log(1 + x)$ é aproximadamente igual a x , quando x é pequeno.

Adicionalmente, para testar a consistência deste resultado, estimou-se a seguinte regressão, pelo método de mínimos quadrados ordinários:

$$\log \left[1 + \left(\frac{B_t - B_{t-1}}{Y_t} \right) \right] = \delta_0 + \delta_1 \log (1 + \hat{P}_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$.

Esperava-se que, se a variação da base monetária seguisse, de fato, um processo do tipo "ruído branco", ter-se-ia:

δ_0 = aproximadamente 1,5%, estatisticamente significativo;

δ_1 = estatisticamente igual a zero;

R^2 = próximo de zero; e

DW = próximo de 2.

O resultado obtido foi (os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student):

$$\log \left[1 + \left(\frac{B_t - B_{t-1}}{Y_t} \right) \right] = \underset{(4,4237)}{0,0174} - \underset{(-0,7791)}{0,0301} \log (1 + \hat{P}_t)$$

graus de liberdade = 25;

R^2 = 0,0237; e

DW = 2,2513.

As estatísticas correspondem exatamente ao esperado, o que reforça a hipótese de que, para os níveis de taxa de inflação analisados, a receita do governo com a emissão primária de moeda pode ser considerada constante e independente da taxa de inflação.

Com base neste resultado, a equação (4) pode ser reescrita, fazendo-se $(B - B_{-1}) / Y = \lambda$ ($= 1,5\%$), $D/Y = d$ e $D_{-1}/Y_{-1} = d_{-1}$:

$$d = \gamma + \left(\frac{1+r}{1+\eta} \right) d_{-1} - \lambda \quad (4')$$

A expressão acima tem quatro variáveis exógenas (γ , η , d_{-1} e λ) e, como variáveis endógenas, a taxa de juros real e a dívida do setor público em percentagem do PIB.

Na próxima seção será desenvolvida a equação de demanda real de dívida do setor público.

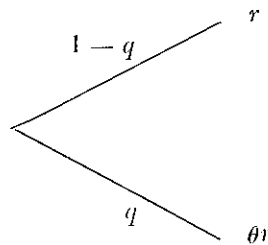
3 — A demanda de dívida pública

Completa-se o modelo para a dívida do setor público com a equação de demanda. Supõe-se que a variação entre os períodos t e $t-1$ na demanda real de dívida seja função crescente da taxa real esperada de juros (r^e):

$$\frac{D/P}{D_{-1}/P_{-1}} = e^\alpha \cdot (1 + r^e)^\beta \quad (7)$$

Utilizou-se esta forma funcional, em que se está analisando a variação na dívida real e não o estoque de dívida em determinado período, para captar o efeito da redução no custo de transação da troca de moeda por ativos financeiros e vice-versa. Esta redução deve-se ao surgimento de inovações financeiras, que facilitam o acesso a ativos financeiros.

A hipótese básica do trabalho, de que os demandantes de dívida pública acreditam na possibilidade de ocorrência de algum tipo de moratória da dívida interna, reflete-se na rentabilidade real esperada das obrigações do setor público. Admite-se que os demandantes de dívida pública atribuam probabilidade q à ocorrência de moratória, caso em que a taxa real de juros seria θr , sendo $-1/r < \theta < 1$. Por outro lado, a probabilidade de receberem a taxa real de juros integral seria de $(1 - q)$:



Supondo-se que os agentes sejam neutros ao risco, o valor esperado do retorno dos títulos da dívida pública é dado por:

$$R^e = q (1 + \theta r) D_{-1} + (1 - q) (1 + r) D_{-1} \quad (8)$$

ou:

$$R^e = [1 + (1 - q) r + q\theta r] D_{-1} \quad (8')$$

Neste caso, a taxa de juros real esperada pode ser escrita como:

$$r^e = (1 - q) r + q\theta r \quad (9)$$

ou, rearranjando os termos:

$$r^e = [1 - q(1 - \theta)] r \quad (9')$$

Examinando-se a expressão acima, verifica-se que, caso não ocorra a moratória, ou seja, $\theta = 1$, a taxa de juros real esperada será igual à taxa de juros efetiva.

Por hipótese, a probabilidade que o setor privado atribui à ocorrência de moratória no período t , representada por q , depende do estoque da dívida do setor público em relação ao PIB no período $t - 1$. A idéia é intuitiva: quanto mais elevada a relação dívida/PIB hoje, mais difícil, para o setor público, pagar a dívida amanhã.³

Para simplificar, admite-se que a probabilidade q seja uma função linear do estoque da dívida em relação ao PIB, no período $t - 1$. A função tem o seguinte comportamento: quando D_{-1}/Y_{-1} for maior ou igual a um determinado valor x , q será igual a 1 e, quando D_{-1}/Y_{-1} for menor do que x , q será igual a $\frac{1}{x} \cdot \frac{D_{-1}}{Y_{-1}}$ (Gráfico 3).

$$\begin{cases} q \left(\frac{D_{-1}}{Y_{-1}} \right) = \frac{1}{x} \cdot \frac{D_{-1}}{Y_{-1}} & , \quad \frac{D_{-1}}{Y_{-1}} \leq x \\ q \left(\frac{D_{-1}}{Y_{-1}} \right) = 1 & , \quad \frac{D_{-1}}{Y_{-1}} \geq x \end{cases} \quad (10)$$

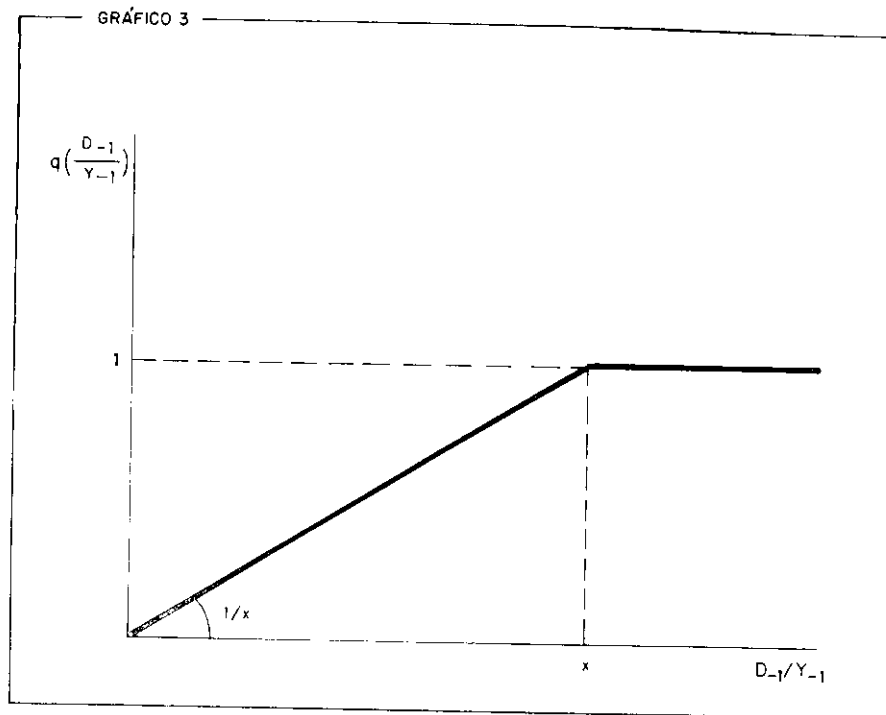
Substituindo (9') e (10) em (7) (supondo-se que $\frac{D_{-1}}{Y_{-1}} \leq x$):

$$\frac{D/P}{D_{-1}/P_{-1}} = e^\alpha \left\{ 1 + \left[1 - \left(\frac{1 - \theta}{x} \right) \frac{D_{-1}}{Y_{-1}} \right] r \right\}^\beta \quad (11)$$

Multiplicando e dividindo D/P por Y e D_{-1}/P_{-1} por Y_{-1} , fazendo $D/Y = d$, $D_{-1}/Y_{-1} = d_{-1}$, $e^\alpha = A$, e lembrando que o produto real cresce à taxa η , obtém-se:

$$d = \frac{A}{1 + \eta} \cdot d_{-1} \cdot \left\{ 1 + r \left[1 - \left(\frac{1 - \theta}{x} \right) d_{-1} \right] \right\}^\beta \quad (12)$$

³ Esta hipótese é, naturalmente, simplificadora, dado que existem países com relações dívida do setor público/PIB muito mais elevadas do que a brasileira e que não apresentam problemas de financiamento. No caso brasileiro, outro parâmetro de desconfinança seria o encurtamento do prazo médio da dívida pública.



A expressão (12) representa a demanda real de dívida pública. Observa-se que:

1) quando a taxa de juros real é zero, o estoque da dívida em percentagem do PIB é igual ao estoque no período anterior, multiplicado por uma constante; e

2) o coeficiente $\left(\frac{1-\theta}{x}\right)$ pode ser interpretado como o coeficiente de desconfiança dos demandantes de dívida pública; quanto menor θ (ou maior o corte esperado no serviço da dívida) ou quanto menor x (ou a relação dívida/PIB tolerada pelo público), menor será a taxa de juros real esperada e, por conseguinte, a demanda de obrigações do setor público.

As equações (12) e (4') formam o sistema de equações simultâneas que explicam a dívida pública em percentagem do PIB e a taxa real de juros. Para realizar simulações para o comportamento destas variáveis é necessário estimar valores para os parâmetros $e \alpha$ (constante) e β (elasticidade-juro de longo prazo da demanda de dívida pública).

Estes valores foram obtidos estimando-se uma versão log-linear de curto prazo da equação (7) (onde substituiu-se r' por r):

$$\log \left(\frac{D_t}{P_t} \right) - \log \left(\frac{D_{t-12}}{P_{t-12}} \right) = \alpha_1 + \beta_1 \log (1 + r_t) + \\ + \delta \left[\log \left(\frac{D_{t-1}}{P_{t-1}} \right) - \log \left(\frac{D_{t-13}}{P_{t-13}} \right) \right] + \varepsilon_t \quad (13)$$

sendo $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$.

A equação é uma versão de curto prazo porque a unidade de tempo t é mensal, variando de dezembro de 1983 a fevereiro de 1986. O período do Plano Cruzado foi excluído, pelo fato de os índices de preços então apurados não refletirem o comportamento efetivo dos preços.

Os valores de P_t e D_t são, respectivamente, o IGP-DI do mês t e a dívida mobiliária federal em poder do público no mês t . Observe-se que D_t deveria ser, de acordo com o modelo que está sendo estudado, a dívida total do setor público, exclusive a base monetária. Por não se dispor de estimativas mensais deste dado, nem tampouco da taxa real de juros média incidente sobre a mesma, supôs-se que a dívida mobiliária federal em poder do público (fora da carteira do Banco Central) seja uma proporção constante da dívida total do setor público.

Finalmente, r_t é a taxa real acumulada entre o mês $t - 12$ e o mês t incidente sobre o *overnight*. Foi utilizado, por questão de coerência, o IGP-DI para deflacionar a taxa de mercado aberto. Os dados estão apresentados na Tabela 2.

A estimativa desta equação resultou em:

$$\log \left(\frac{D_t}{P_t} \right) - \log \left(\frac{D_{t-12}}{P_{t-12}} \right) = \underset{(3,2371)}{1,4044} \log (1 + r_t) + \underset{(7,2352)}{0,6820} \\ \log \left(\frac{D_{t-1}}{P_{t-1}} \right) - \log \left(\frac{D_{t-13}}{P_{t-13}} \right)]$$

graus de liberdade = 24;

$$R^2 = 0,9550;$$

$$\bar{R}^2 = 0,9532;$$

$$F = 509,7; e$$

$$\text{estatística } h \text{ de Durbin} = 1,6573.$$

TABELA 2
Taxa de juros e títulos federais em poder do público

Período	Taxa real de juros do <i>overnight</i> ^a	Varição na dívida mobiliária real ^b
1983 — Dezembro	-4,82	-866,21
1984 — Janeiro	-2,66	-792,91
Fevereiro	-2,93	-784,95
Março	-1,14	-492,62
Abril	-1,55	-532,81
Maio	-4,60	-370,55
Junho	-2,07	-240,24
Julho	1,88	-123,36
Agosto	2,02	-37,97
Setembro	6,75	492,22
Outubro	10,57	624,72
Novembro	10,57	914,76
Dezembro	9,52	1.124,41
1985 — Janeiro	10,47	1.204,40
Fevereiro	12,40	1.291,34
Março	11,45	1.192,23
Abril	16,47	1.590,50
Maio	20,36	1.751,00
Junho	22,45	1.925,47
Julho	21,76	2.107,24
Agosto	16,74	1.929,53
Setembro	16,73	1.712,94
Outubro	18,11	1.807,01
Novembro	12,52	1.377,86
Dezembro	12,45	1.152,09
1986 — Janeiro	10,10	916,44
Fevereiro	0,76	655,79

FONTES: Banco Central do Brasil, *Brasil-Programa Econômico*, vários números, e Fundação Getúlio Vargas, *Conjuntura Econômica*, vários números.

^a Em %, acumulada em 12 meses. Deflator = IGP-DI.

^b Em 12 meses (Cr\$ milhões). Deflator = IGP-jl.

Os valores entre parênteses são as estatísticas *t*, todas significativas a níveis superiores a 1%. O teste *F* e os coeficientes R^2 e \bar{R}^2 também são elevados. Além disso, a estatística *h* de Durbin está bem abaixo do valor 2, o que indica que não se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de correlação serial dos resíduos. Em outros termos, a estimativa também satisfaz ao teste *h*.⁴

⁴ Há problemas que poderiam estar afetando a estimativa da equação (13). Em primeiro lugar a elasticidade-renda real da dívida deve ser positiva, mas a renda real não foi incluída entre as variáveis independentes. Em segundo lugar, existe uma simultaneidade entre D/P e r , pois a dívida é corrigida pelos juros reais.

Para as simulações interessam os valores de e^α e β , que são impactos de longo prazo. É claro que, no prazo de um ano, um mês pode ser considerado como curto prazo. Desta forma, segue-se que:

$$\alpha = \frac{0}{1-\delta} = 0 \Rightarrow e^\alpha = 1 \quad \text{e} \quad \beta = \frac{\beta_1}{1-\delta} = 4,4164$$

Na próxima seção serão analisadas as soluções das equações de oferta e de demanda de dívida pública.

4 — Resolução do modelo

O modelo adotado compõe-se de duas equações de diferenças finitas, deduzidas nas seções anteriores. Para facilitar a compreensão do comportamento das equações, introduziu-se o índice de tempo:

$$d_t = \gamma - \lambda + \left(\frac{1+r_t}{1+\eta} \right) d_{t-1} \quad (14)$$

$$d_t = \frac{A}{1+\eta} d_{t-1} \left\{ 1 + r_t \left[1 - \frac{(1-\theta)}{x} d_{t-1} \right] \right\}^\beta \quad (15)$$

A solução geral do sistema de equações de diferenças finitas acima é muito complexa. Primeiramente será feita uma análise detalhada do comportamento das soluções no caso em que não há possibilidade de moratória ($\theta = 1$). Depois verifica-se como esta possibilidade afeta os resultados. Como ficará claro, conclusões gerais são difíceis. Por este motivo, a seção seguinte apresenta resultados de simulações onde foram utilizados dados do Brasil.

Das equações (14) e (15) obtêm-se, após algumas manipulações:

$$(1+r_t) - A(1+r_t)^\beta + \frac{(\gamma-\lambda)}{d_{t-1}}(1+\eta) = 0 \quad (16)$$

$$d_t - A^{-1/\beta} \cdot (1+\eta)^{-\frac{\beta-1}{\beta}} \cdot d_t^{1/\beta} \cdot d_{t-1}^{\frac{\beta-1}{\beta}} - (\gamma-\lambda) = 0 \quad (17)$$

Observando (16), deduz-se que há uma taxa de juros real positiva sempre que $\frac{(\gamma-\lambda)(1+\eta)}{d_{t-1}} + 1 > A$. Este fato é tão mais provável quanto maiores forem o déficit primário e o crescimento real ($\gamma - \lambda > 0$) e quanto menores a relação dívida/PIB do início do período (se $\gamma - \lambda > 0$)

e a *seigniorage* do governo. Além disso, esta taxa de juros positiva será única no caso em que $A\beta > 1$. Para o Brasil os resultados indicam que este valor é 4,4 (em bases anuais). Tomando como hipótese $A\beta > 1$ e derivando-se (16), tem-se:

$$\frac{\partial r}{\partial A} < 0, \frac{\partial r_t}{\partial \gamma} > 0, \frac{\partial r_t}{\partial \lambda} < 0 \quad (18)$$

e:

$$\frac{\partial r_t}{\partial d_{t-1}} \leq 0, \frac{\partial r_t}{\partial \eta} \geq 0 \iff \gamma - \lambda \geq 0 \quad (19)$$

ou seja, a taxa de juros é tão maior quanto maior o déficit primário, menores a demanda de dívida pública e a *seigniorage* e, se o déficit primário excede a *seigniorage*, quanto maior o crescimento real e menor a dívida em títulos do início do período. Estes resultados são esperados, com a possível exceção do último. De fato, um aumento da dívida do início do período tem duas conseqüências de sinais contrários: um aumento da dívida de fim de período, que pressiona para cima as taxas reais de juros – equação (14) –, e um aumento da demanda de obrigações de fim de período, que reduz as taxas de juros – equação (15). A combinação final é negativa sempre que $A\beta > 1$.

A resolução intertemporal do modelo é feita através da equação de diferenças finitas (17). Como se pode ver, esta é altamente não linear, de modo que não se pode esperar encontrar uma solução fechada da equação. Após alguns algebrismos, mostra-se:

Proposição 1: a equação (17) tem solução única $d_t \geq 0$, com d_0 dado, se $\gamma - \lambda > 0$ e $\beta > 1$. Neste caso, quando $A^{1/\beta}(1 + \eta)^{\frac{\beta-1}{\beta}} > 1$, há uma única relação dívida/PIB de equilíbrio, dada por:

$$d^* = \frac{\gamma - \lambda}{1 - A^{-1/\beta}(1 + \eta)^{-(\beta-1)/\beta}} \quad (20)$$

Este equilíbrio é globalmente estável, e se $d_0 < d^*$, d_t cresce com t até atingir d^* , o contrário acontecendo se $d_0 > d^*$.

Além disso, quando $A^{1/\beta}(1 + \eta)^{\frac{\beta-1}{\beta}} \leq 1$, não há equilíbrio e o sistema explode, sendo $\lim_{t \rightarrow \infty} d_t = \infty$, para qualquer relação dívida/PIB inicial.

Como conseqüência da proposição 1 e da equação (16), tem-se:

Proposição 2: quando $\gamma - \lambda > 0$ e $\beta > 1$, se $A^{1/\beta}(1 + \eta)^{\frac{\beta-1}{\beta}} > 1$ a taxa real de juros atinge o valor $r = \left(\frac{1 + \eta}{A}\right)^{1/\beta} - 1$ no longo prazo. Se o estoque dívida/PIB inicial é menor que d^* , r_t é declinante com o

tempo até atingir r , o contrário ocorrendo quando $d_0 > d^*$. Além disso, se $A^{1/\beta} (1 + \eta)^{\frac{\beta-1}{\beta}} \leq 1$ os juros reais são sempre declinantes, tornando-se negativos depois de um certo tempo.

Note-se que o resultado declinante dos juros com o tempo decorre das observações anteriores, acrescidas da proposição 1.

Para os parâmetros do Brasil (se $\eta = 5,5\%$ ao ano), $A^{1/\beta} (1 + \eta)^{\frac{\beta-1}{\beta}} = 1,042 > 1$. Desta forma, se não houver desconfiança por parte do público, o estoque dívida/PIB é crescente até $\frac{\gamma - \lambda}{0,042}$ e a taxa real de juros tem $1,2\%$ ao ano como seu valor de longo prazo. Por exemplo, se o déficit primário exceder a *seigniorage* em 2% do PIB, a relação dívida/PIB de equilíbrio é $47,5\%$ do PIB. Observe-se que este fato só seria possível se não houvesse possibilidade alguma de moratória.

Vê-se, pelo exposto acima, que o sistema funcionaria muito bem a favor do governo no caso em que não houvesse desconfiança. É claro que isto não ocorre, pois depois de algum tempo, quando a relação dívida/PIB torna-se elevada, o público começa a achar muito improvável que o governo tenha condições de algum dia quitar sua dívida. Aí as complicações aparecem. Como se verá na seção seguinte, as simulações mostram que com probabilidades de moratória não muito elevadas, a tendência de queda nos juros reverte-se em um horizonte curto de tempo toda vez que o estoque da dívida é grande o suficiente.

Introduzindo-se nas equações a possibilidade de moratória, ou seja $\theta < 1$, a nova equação de diferenças finitas que rege o processo é:

$$d_t = A^{-1/\beta} (1 + \eta)^{-\frac{\beta-1}{\beta}} \cdot d_{t-1}^{1/\beta} d_{t-1}^{\frac{\beta-1}{\beta}} - \frac{1-\theta}{x}$$

$$\left[d_t d_{t-1} - \frac{d_{t-1}^2}{1 + \eta} - d_{t-1} (\gamma - \lambda) \right] - (\gamma - \lambda) = 0 \quad (21)$$

Observa-se que aparece um termo intermediário inexistente em (17). O que se nota de (21) é que d_{t-1} agora passa a influenciar d_t por outros canais. Se o PIB real cresce, é fácil ver que d_t é maior que a solução de (17) (para valores de $\gamma - \lambda$ inferiores ao crescimento real do PIB), e tão maior quanto maior a desconfiança, isto é, quanto maior $\frac{1-\theta}{x}$.

Uma conseqüência deste fato é que agora o efeito negativo do aumento de d_{t-1} sobre r_t que se verificaria sem a possibilidade de moratória, deixa de existir para valores de $\frac{1-\theta}{x}$ elevados. Isto porque a pressão altista sobre os juros do aumento de d_t causado por d_{t-1} , passa a ser superior ao

efeito de redução dos juros reais que é exercido pelo aumento da demanda de dívida do setor público quando d_{t-1} aumenta.

Portanto, o comportamento das taxas de juros ao longo do tempo muda sobremaneira. Estas passam a ser mais elevadas com maiores níveis de desconfiança, causando aumentos ainda mais rápidos da relação dívida/PIB.

Por fim, como se está supondo que a relação dívida/PIB não pode ser superior a um valor x , o estado estacionário torna-se também muito mais difícil de ser atingido. Ver-se-á, na próxima seção, a simulação do modelo para os parâmetros da economia brasileira.

5 — Simulações para a taxa real de juros e para a relação dívida/PIB

Nesta seção são feitas simulações para 10 anos (1988/97) das trajetórias da taxa real de juros e da dívida interna pública em percentagem do PIB, sob diferentes cenários.

A primeira variável analisada é a taxa real de juros necessária para equilibrar o modelo, com e sem probabilidade de moratória, e considerando-se uma receita constante do governo com a emissão de moeda. A taxa de juros real foi obtida igualando-se as equações (1') e (12) e resolvendo-se de forma implícita a equação resultante:

$$\gamma - \lambda = \frac{d_{-1}}{1 + \eta} \left\{ A \cdot \left[1 + r \left(1 - \frac{1 - \theta}{x} \right) d_{-1} \right]^{\beta} - (1 + r) \right\} \quad (22)$$

Para medir o estoque da dívida em relação ao PIB, utilizou-se o conceito de Dívida Líquida do Setor Público,⁵ exclusive a base monetária. Considerou-se somente a parcela interna do estoque médio da dívida total, que em 1987 (tomado como o período $t - 1$) foi 18,42% do produto real da economia.⁶ Neste caso, na equação (22), $d_{-1} = 0,1842$.

⁵ Para um exame do conceito de Dívida Líquida do Setor Público, ver Banco Central do Brasil, *Informativo mensal*, separata, jan. 1986.

⁶ Banco Central do Brasil, *Brasil — programa econômico*, jun. 1988, p. 103.

As hipóteses adicionais foram:

$$\gamma = 0,035;^7$$

$$\lambda = 0,015;$$

$$\eta = 0 \text{ em } 1988 \text{ e } 0,055 \text{ nos anos seguintes;}^8$$

$$A = 1; \text{ e}$$

$$\beta = 4,4164.$$

Note-se que os diferentes valores de θ e x influenciam a probabilidade de moratória somente por $\frac{1-\theta}{x}$, o chamado coeficiente de desconfiança.⁹

As simulações foram feitas para os seguintes casos:

$$1) \frac{1-\theta}{x} = 0 \text{ } (\theta = 1 \text{ e } x \text{ qualquer});$$

$$2) \frac{1-\theta}{x} = 0,5 \text{ } (\theta = 0 \text{ e } x = 2);$$

$$3) \frac{1-\theta}{x} = 1 \text{ } (\theta = 0 \text{ e } x = 1);$$

$$4) \frac{1-\theta}{x} = 1,5 \text{ } (\theta = -2 \text{ e } x = 2);$$

$$5) \frac{1-\theta}{x} = 2,5 \text{ } (\theta = -4 \text{ e } x = 2);$$

$$6) \frac{1-\theta}{x} = 4 \text{ } (\theta = -3 \text{ e } x = 1);$$

$$7) \frac{1-\theta}{x} = 4,5 \text{ } (\theta = -8 \text{ e } x = 2); \text{ e}$$

$$8) \frac{1-\theta}{x} = 5 \text{ } (\theta = -4 \text{ e } x = 1).$$

No primeiro caso, estuda-se a evolução das variáveis sem probabilidade de moratória. Nos casos 2 e 3, acredita-se em um corte de 9 e 18%, respectivamente, nos juros reais. Este corte na taxa real de juros é ampliado para 28, 46, 74, 83 e 92% nos casos 4, 5, 6, 7 e 8.

⁷ Na verdade, como se está considerando para a resolução do modelo que os juros externos são recalculados automaticamente, o que não ocorre na prática, o parâmetro γ engloba não somente o déficit primário do setor público como também os juros externos devidos.

⁸ 5,5% foi a taxa média de crescimento do produto real no Brasil nos últimos 15 anos (1973/87).

⁹ Isto não é estritamente verdade, pois sempre que $(\frac{D}{y})_{-1}$ fica superior a x teríamos — pela equação (10) — que o público acreditaria em moratória com certeza. Contudo, novas simulações podem ser feitas como se o valor x não fosse atingido.

Após obtidos os valores para a taxa real de juros, a evolução do estoque da dívida pública interna como proporção do PIB foi calculada a partir da equação (4'), reproduzida abaixo:

$$d = \gamma - \lambda + \left(\frac{1+r}{1+\eta} \right) d_{-1} \quad (4')$$

A seguir são apresentados e comentados os resultados das simulações.

Observa-se que a simulação sem possibilidade de moratória evolui conforme o esperado: taxas de juros reais positivas ligeiramente declinantes (em 10 anos decaem um ponto percentual), dívida como proporção do PIB aumentando para seu valor de equilíbrio (o valor de equilíbrio de longo prazo é de cerca de 50% do PIB neste caso).

A partir desta simulação básica, introduzem-se valores distintos para o coeficiente de desconfiança $\frac{1-\theta}{x}$. Isto permite que se tenha uma visão ampla dos impactos de diferentes graus de desconfiança do público quanto à capacidade de pagamento da dívida pelo governo.

Nota-se que para uma desconfiança ainda baixa (de 0,5 e 1) a tendência dos resultados da simulação básica não mudam qualitativamente no horizonte de dez anos: juros reais declinantes e relação dívida/PIB crescente, mas de maneira suave. Observam-se, contudo, dois efeitos: quanto maior o coeficiente de desconfiança, maiores os juros reais e a relação dívida/PIB no ano. Estes efeitos serão uma constante durante toda a análise. Maiores coeficientes de desconfiança implicam juros reais maiores para que *ex ante* as taxas de juros reais sejam equivalentes às sem desconfiança. Estes juros reais mais elevados transmitem-se para a rolagem da dívida, causando um aumento maior da relação dívida/PIB.

A Tabela 3 indica o que acontece para o coeficiente de desconfiança de 1,5. Os juros reais, maiores que nos casos anteriores, aumentam no primeiro ano. Este efeito é causado pelas hipóteses da simulação, pois supõe-se que o crescimento do PIB seja nulo em 1988, mas seja de 5,5% de 1989 em diante. A partir deste primeiro ano os juros caem, até que em três anos, quando a relação dívida/PIB já atinge 28%, ocorre uma reversão: ao contrário dos casos anteriores os juros começam a se elevar. Ao final de 10 anos os juros aumentaram de 0,5% ao ano. Este número não é muito elevado, mas demonstra com clareza a diferença qualitativa dos resultados do modelo quando ocorrem graus moderados de desconfiança.

A Tabela 3 mostra o que acontece quando o grau de desconfiança é 2,5. Em quatro anos a taxa de juros passa para 30% ao ano e a relação dívida/PIB para 41%. A partir do quinto ano, o modelo "explode", isto é, somente uma taxa real de juros negativa poderia equilibrar oferta e demanda de dívida pública. Isto quer dizer que, de certa forma, o governo seria forçado a fazer uma moratória interna para que a dívida pública fosse financiada. Este é o ponto básico que se pretende ilustrar: uma desconfiança conti-

TABELA 3

Simulações da taxa real de juros e da dívida pública

Anos	Coeficientes da descontinuidade															
	$\frac{1-\theta}{r} = 0$	$\frac{1-\theta}{r} = 0,5$	$\frac{1-\theta}{r} = 1$	$\frac{1-\theta}{r} = 1,5$	$\frac{1-\theta}{r} = 2,5$	$\frac{1-\theta}{r} = 4$	$\frac{1-\theta}{r} = 4,5$	$\frac{1-\theta}{r} = 5$								
1988	2,98	20,97	3,37	21,04	3,97	21,13	4,56	21,26	7,04	21,72	31,88	26,29	128,05	43,64	844,13	175,91
1989	2,77	22,47	3,18	22,58	3,75	22,78	4,57	23,07	8,02	25,46						
1990	2,60	23,85	3,01	24,05	3,60	24,37	4,49	24,85	10,94	30,25						
1991	2,45	25,16	2,87	25,45	3,47	25,90	4,46	26,50	30,10	41,36						
1992	2,33	26,41	2,75	26,78	3,37	27,47	4,46	28,34								
1993	2,23	27,60	2,65	28,06	3,29	28,88	4,50	30,07								
1994	2,14	28,72	2,56	29,28	3,22	30,27	4,58	31,81								
1995	2,06	29,78	2,48	30,44	3,17	31,60	4,71	33,57								
1996	1,95	30,79	2,41	31,55	3,13	32,89	4,89	35,38								
1997	1,92	31,74	2,35	32,60	3,10	34,14	5,14	37,25								

nuada do setor privado de que poderá ocorrer uma moratória interna, pode levar o governo a ter que fazer esta moratória.

Para coeficientes de desconfiança mais elevados, de 4, 4,5 e 5, nota-se que mesmo no segundo ano da simulação, o governo é forçado a fazer a moratória interna. Por exemplo, no caso extremo de 5, a Tabela 3 mostra que os juros reais que equilibrariam o sistema são de 844% ao ano! E a relação dívida/PIB de 176%!

É importante ressaltar que mesmo com o mais alto grau de desconfiança, 5, tem-se um corte apenas na parte real dos juros (92% neste caso). Em meados de 1987 as especulações eram de que o governo faria um corte nominal da dívida interna. Alguns até mesmo sugeriram que esta seria uma solução para os problemas de controle do déficit no Brasil. Vê-se, de maneira cristalina, que esta desconfiança por parte do setor privado seria extremamente negativa. Poderia implicar que o governo tivesse que fazer uma moratória interna, de conseqüências imprevisíveis.

6 — Conclusões

Os resultados deste trabalho evidenciam o impacto desestabilizador de especulações recorrentes sobre a inadimplência interna do setor público.

Um primeiro resultado importante foi a descoberta de que a receita do governo com a emissão de moeda tem oscilado em torno de 1,5% do PIB, para os níveis de taxa de inflação verificados no passado recente. Isto indica que ao tentar financiar o déficit público através de emissão monetária crescente, o governo conseguiu apenas aumentar adicionalmente a taxa de inflação, sem afetar sua receita de *seigniorage*. Deve-se ressaltar que, para taxas de inflação superiores às analisadas, não se pode precisar qual seria o comportamento da receita do governo com a emissão primária de moeda.

Pelo exame dos vários exercícios de simulação, pôde-se avaliar as conseqüências da existência de desconfiança, por parte dos credores do setor público, quanto à capacidade deste de continuar servindo à dívida interna: o governo pode ser forçado a fazer uma moratória, devido à "explosão" dos juros reais e da dívida, mesmo para pequenos graus de desconfiança. Ou então, devido à forte redução na demanda de dívida pública, o governo pode ser levado a pagar em moeda a dívida interna, gerando um processo de hiperinflação. Um aspecto que reforça estas possibilidades é o encurtamento progressivo do prazo médio da dívida interna do setor público.

O serviço da dívida externa pode contribuir para trajetórias ainda mais desfavoráveis das variáveis analisadas. Os pagamentos de juros externos, desconsiderados na análise, pressionam a colocação de dívida pública ou a emissão de moeda. Isto ocorre na medida em que o setor público, o maior devedor externo, precisa adquirir do setor privado os dólares gerados pelo superávit comercial.

Apêndice

Neste apêndice descrevem-se os testes estatísticos que foram mencionados na Seção 3. O objetivo é a determinação do comportamento da *seigniorage* (medida como a variação da base monetária média em relação ao PIB) em relação à taxa de inflação, quando esta atinge valores elevados. Conclui-se que no Brasil, do primeiro trimestre de 1980 até o primeiro trimestre de 1988, se a inflação média mensal é superior a 5,37%, a *seigniorage* (ou melhor, o logaritmo de $[1 + (B - B_{-1})/Y]$) é um ruído branco com média de 1,47% e desvio-padrão de 0,74%. Portanto, a inflação não tem efeito de aumentar (ou diminuir) esta fonte de financiamento do setor público.

O primeiro teste realizado foi o de independência. Como o número de observações é pequeno ($n = 27$), dividiram-se as realizações da *seigniorage* em dois eventos: abaixo de 1,47% (que é a média) e acima de 1,47%. Também as taxas de inflação foram agrupadas, desta vez em três blocos: de 5,37 a 8,0%, de 8,1 a 10,7% e de 10,8% em diante. Faz-se agora o teste de independência do χ^2 , como descrito, por exemplo, em DeGroot (1975). O número de graus de liberdade é $(2 - 1) \cdot (3 - 1) = 2$. O valor do teste é 0,7481. Entrando-se com este valor na tabela de χ^2 (2), vê-se que a probabilidade da cauda é 0,69. O que quer dizer que não se rejeita a hipótese nula, pois a probabilidade de estar-se cometendo um erro caso a hipótese nula seja verdadeira é de 69%. Em outras palavras, o teste diz que a hipótese de independência é bastante razoável para a amostra em questão.

O próximo teste realizado foi o de aderência, para saber se $\log\left(1 + \frac{B - B_{-1}}{Y}\right)$ é normalmente distribuída. Testou-se para a média 1,47% e o desvio-padrão 0,74%. A estatística de Kolmogorov-Smirnov [ver, por exemplo, DeGroot (1975)] foi 0,6740, o que representa uma probabilidade de rejeitar a hipótese nula, sendo ela verdadeira, de 75%. Isto quer dizer que o modelo da distribuição normal é adequado para descrever a amostra.

Por fim, fez-se um último teste. Se as hipóteses anteriores são verdadeiras, então deve-se ter que a regressão de $\log\left(1 + \frac{B - B_{-1}}{Y}\right)$ contra uma constante e o logaritmo de $1 + \hat{P}$, onde \hat{P} é a taxa de inflação, tem que obedecer a: 1) constante igual à média (1,47%) estatisticamente; 2) coeficiente de $\log(1 + \hat{P})$ estatisticamente nulo; 3) R^2 próximo de zero; e 4) Durbin-Watson próximo de 2. Como visto na Seção 3, estes valores são todos confirmados.

Todos os testes corroboram a hipótese do ruído branco. Depreende-se também da análise acima, que o intervalo de $\mu \pm 2\sigma$ (aproximadamente 95% de chance de ocorrência) é [0,0%; 3,0%].

Abstract

In this paper we build a model of public debt supply and demand, in order to study the dynamics of public debt and real interest rate. The possibility of a moratorium on internal debt is considered and its effects are analysed. For the case of Brazil we found out that the government's seigniorage is a random variable independent of the inflation rate, for high levels of inflation. Based on estimates, we perform simulations for the Brazilian case. One of the findings is that without the possibility of internal moratorium the government would not have any problem to finance the debt. However, a small chance of occurrence of this moratorium would cause an explosion of the debt/GNP ratio and of the real interest rate.

Bibliografia

- AGHEVLI, B. B., e KHAN, M. S. Government deficits and the inflationary process in developing countries. *IMF Staff Papers*, set. 1978.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Informativo mensal*, separata, jan. 1986.
- ——. *Brasil — programa econômico*, vários números.
- BARBOSA, F. de H. Inflação, indexação e orçamento do governo. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, jul./set. 1987.
- BONELLI, R., e ARDEO, V. PIB trimestral: metodologia e estimativas para o período 1980/87 (resultados preliminares). *Boletim Conjuntural*, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, (3):79-106, abr. 1988.
- CARDOSO, E. A. *Seigniorage and repression: monetary rythms of Latin America*. Fletcher School, Tufts University, abr. 1987, mimeo.
- ——. O processo inflacionário no Brasil e suas relações com o déficit e a dívida do setor público. *Revista de Economia Política*, São Paulo, abr./jun. 1988.
- CARDOSO, E. A., e REIS, E. J. *Déficits, dívidas e inflação no Brasil*. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 16 (3):575-98, dez. 1986.
- CARNEIRO NETTO, D., e MODIANO, E. M. Inflação e controle do déficit público: análise teórica e algumas simulações para a economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, out./dez. 1983.
- DEGROOT, M. H. *Probability and statistics*. Philippines, Addison-Wesley, 1975.
- FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. *Conjuntura Econômica*, vários números.

- GIAMBIAGI, F. *Alta inflação e fronteira de estabilidade: um modelo para a análise de trajetórias explosivas da inflação*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988, mimeo.
- GIAMBIAGI, F., e PEREIRA, P. Valls. *Déficit público e inflação: um modelo para o caso brasileiro*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988, mimeo.
- IBGE. *Contas Nacionais*, jun. 1988.
- LERDA, J. C. A dinâmica da dívida pública: de Domar-Lerner a Tobin-Simonsen. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 17 (2) : 343-68, ago. 1987.
- ROSSI, J. W. A dívida pública no Brasil e a aritmética da instabilidade. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 17 (2) :369-80, ago. 1987.
- SIMONSEN, M. H. Déficit público e inflação. In: EPGE/FGV. *A dinâmica da inflação*. Rio de Janeiro, 1988, mimeo.
- TANZI, V. Inflation, real tax revenue, and the case for inflationary finance: theory with an application to Argentina. *IMF Staff Papers*, 1977.

(Originais recebidos em outubro de 1988. Revisões em janeiro de 1989.)