

Correção monetária e o equilíbrio do orçamento*

ENLINSON DE MATTOS**

FABIANA ROCHA***

O objetivo deste artigo é examinar o mecanismo de equilíbrio orçamentário do governo brasileiro. Ele estende o trabalho de Issler e Lima (2000), uma vez que os déficits orçamentários podem ser eliminados por meio de reduções não-esperadas na correção monetária da dívida, além de aumentos nos impostos e reduções nos gastos. Dessa forma, examina-se a causalidade temporal entre gastos, impostos e correção monetária. Embora Tanner (1994 e 1995) leve em conta o papel da indexação, o seu trabalho pode ser desenvolvido em duas direções. Primeiro, em vez de considerar a variação da base monetária como um componente do estoque da dívida, acredita-se que a variação da base monetária e os impostos devem ser somados caracterizando a receita total do governo. Isso seria mais apropriado, uma vez que se sabe que a senhoriagem é importante para a solvência do governo brasileiro. Segundo, as dívidas indexada e não-indexada devem ser consideradas separadamente, a fim de se obter uma melhor caracterização da dinâmica da dívida. Para o período 1965/93 obtém-se evidência de que reduções na indexação real se seguiram a aumentos nos gastos do governo. Contudo, tais reduções foram seguidas por aumentos no crescimento real da dívida (indexada e não-indexada). Em outros termos, o setor privado continuou comprando títulos públicos apesar do default implícito mas, a fim de fazê-lo, demandou taxas de juros mais altas. Finalmente, aumentos de gastos foram seguidos de aumentos nos impostos, dando suporte à hipótese de spend and tax.

1 - Introdução

O governo está invariavelmente sujeito a uma restrição orçamentária intertemporal, portanto déficits altos devem ser, em algum momento, corrigidos ou através de aumentos de impostos ou mediante redução de gastos. No Brasil, uma possível fonte alternativa de equilíbrio orçamentário seria a redução não-anunciada da correção monetária da dívida pública.

O objetivo deste artigo é testar o papel da subindexação para o equilíbrio das contas públicas. O artigo representa um avanço em relação a dois outros existen-

* Este artigo é uma versão resumida da tese de mestrado de Enlison de Mattos feita sob a orientação de Fabiana Rocha. Ambos desejam agradecer a Vera Lúcia Fava, Fernando Blumenschein, Milton Barossi Filho, Carlos José Caetano Bacha, Regina Célia Cati e a dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes, entretanto, são de inteira responsabilidade dos autores.

** Doutorando em Economia pela University of Illinois at Urbana-Champaign.

*** Do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo.

tes sobre como se dá o equilíbrio do orçamento do governo brasileiro. O primeiro é o trabalho de Issler e Lima (2000), que segue a metodologia de Bohn (1991), tentando determinar se déficits orçamentários no Brasil são eliminados por aumentos de impostos ou redução de gastos. Os autores apresentaram evidências apontando para o caráter de *spend and tax* do governo brasileiro, ou seja, o orçamento no Brasil é equilibrado quase inteiramente através do aumento de impostos, dado um aumento nos gastos. Em outros termos, os impostos são os responsáveis pelo retorno ao equilíbrio da restrição orçamentária de longo prazo. Este trabalho, contudo, não considera a subindexação como uma fonte alternativa de arrecadação. Como se vê pela Tabela 1 não foram poucos os períodos (79% do total) em que a correção monetária esteve abaixo da inflação. Ainda que não houvesse compromisso explícito do governo de indexação perfeita, a expectativa dos detentores de títulos era a reposição integral da inflação passada. Essas reduções não-antecipadas na indexação podem, então, ser vistas como *defaults* implícitos na medida em que o estoque real de obrigações caía.

O segundo é o trabalho de Tanner (1994 e 1995). Apesar de esse autor considerar o papel da subindexação, deixa duas lacunas que este artigo pretende preencher:

a) inclusão da variação da base monetária na arrecadação e não no estoque da dívida em poder do Banco Central, o que serviu para potencializar o efeito da subindexação como forma de arrecadação; e

b) separação das parcelas da dívida de curto prazo (não-indexadas) e longo prazo (indexadas), ampliando a visão sobre o movimento dinâmico dos diferentes papéis da dívida pública. Pelo Gráfico 1 observa-se que a média de títulos indexados nesse período corresponde somente a 65% do total da dívida pública. Dessa forma, não seria correto considerar toda a dívida como sendo indexada.

A ênfase do trabalho está, então, na relação de curto prazo dos componentes das contas públicas. Essa abordagem é de interesse especial, uma vez que são escassos os estudos sobre como se dá o equilíbrio orçamentário no Brasil, em relação aos que avaliam o equilíbrio de longo prazo. Esse último aspecto é abordado nos trabalhos de Pastore (1995), Tanner (1994 e 1995), Rocha (1997), Issler e Lima (2000) e Luporini (2000), que apresentam evidências favoráveis à sustentabilidade do endividamento público brasileiro para diferentes períodos.¹

O trabalho está organizado em quatro seções, além desta introdução. A Seção 2 mostra como é possível isolar a indexação e, então, considerar seu papel no equilíbrio do orçamento. A Seção 3 discute a metodologia a ser seguida, descreve os dados, apresenta e debate os principais resultados obtidos. A Seção 4 questiona se os resultados são sensíveis a alguns valores extremos observados na série de correção monetária real. A Seção 5 apresenta as conclusões.

1 Esses trabalhos seguem diversas metodologias desenvolvidas para os Estados Unidos: Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989), Trehan e Walsh (1991), Bohn (1991) e Hakkio e Rush (1991).

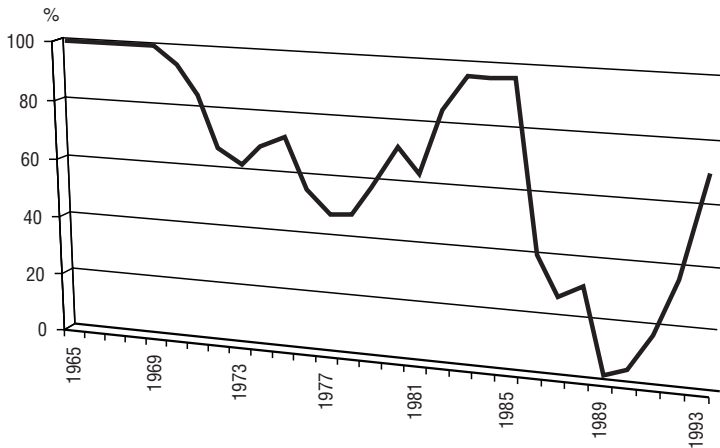
TABELA I
Correção monetária e inflação — 1965/93

Anos	Correção monetária	Inflação	Correção/inflação
1965	63,00	34,24	21,42
1966	39,20	39,12	0,06
1967	23,23	25,10	-1,42
1968	25,00	25,49	-0,39
1969	18,51	19,31	-0,67
1970	19,60	19,27	0,28
1971	22,67	19,46	2,69
1972	15,30	15,70	-0,35
1973	12,84	15,57	-2,36
1974	33,31	34,55	-0,92
1975	24,21	29,35	-3,97
1976	37,23	46,27	-6,18
1977	30,90	38,78	-6,26
1978	36,24	40,84	-3,27
1979	47,19	77,21	-16,94
1980	50,78	110,24	-28,28
1981	95,57	95,18	0,20
1982	97,76	99,71	-0,98
1983	156,58	211,20	-17,50
1984	215,28	223,90	-2,66
1985	219,37	235,11	-4,70
1986	50,68	65,40	-8,70
1987	391,53	415,83	-4,71
1988	816,60	1.037,56	-19,47
1989	613,24	1.782,90	-62,12
1990	1.139,33	1.476,56	-21,39
1991	525,60	480,18	7,74
1992	1.141,51	1.157,94	-1,31
1993	2.433,14	2.708,55	-9,81

FONTE: Andima (1993).

GRÁFICO 1

Títulos públicos indexados em relação ao total da dívida pública



Fonte: Andima (1993).

2 - Equilíbrio orçamentário no curto prazo: o papel da indexação

A fim de isolar a política de indexação segue-se a abordagem de Tanner (1994). Contudo, leva-se explicitamente em conta que uma parcela da dívida não estava sujeita à indexação, mais precisamente aquela correspondente à colocação de LTNs e outros títulos prefixados.

Temos assim: $\Delta b = \Delta b_t^{ni} + \Delta b_t^i = (b_t^{ni} - b_{t-1}^{ni}) + (b_t^i - b_{t-1}^i)$, sendo b_t^{ni} a parcela da dívida não-indexada e, portanto, $\Delta b_t^{ni} = (b_t^{ni} - b_{t-1}^{ni})$ a variação do estoque real da dívida não-indexada, e b_t^i a parcela da dívida indexada e, por consequência, $\Delta b_t^i = (b_t^i - b_{t-1}^i)$ a variação da parcela da dívida indexada.

A variação da dívida indexada $\Delta b_t^i = (b_t^i - b_{t-1}^i)$ pode ser decomposta, definindo-se o estoque real da dívida indexada no instante t , b_t^i , como:²

² Devido à formulação em tempo discreto e às inevitáveis interações resultantes, só é possível isolar de forma imperfeita essas três fontes de crescimento no endividamento do governo.

$$b_t^i = \frac{B_t^i P_t^b}{P_t} \quad (1)$$

onde: B_t^i denota o estoque nominal de dívida que teria existido caso não houvesse indexação; P_t^b indica o índice de correção monetária a que esta dívida está exposta; e P_t é o índice de inflação.

Então:

$$\Delta b_t^i = b_t^i - b_{t-1}^i = b_{t-1}^i \left\{ \left[\frac{(1+\mu)(1+\beta)}{1+\pi} \right] - 1 \right\} \quad (2)$$

onde:

β é a taxa de crescimento de B_t^i e pode ser interpretada como sendo o crescimento de empréstimo novo, ou seja, o crescimento da dívida que não pode ser atribuído à correção monetária ou inflação;

μ é a taxa de correção monetária divulgada pelo governo; e

π é a taxa de inflação.

Reescrevendo a equação (2) com os componentes aditivos, obtém-se a seguinte aproximação para a mudança da dívida:

$$\Delta b_t^i = \phi b_{t-1}^i \left\{ \mu + \frac{\beta}{1+\beta} - \frac{\pi}{1+\beta} \right\} \quad (3)$$

onde:³

$$\phi = \frac{1+\beta}{1+\pi} \quad (4)$$

A “correção monetária bruta” é, então, igual a $\phi b_{t-1}^i \mu$; o ajuste devido à inflação é igual a $\phi b_{t-1}^i \left(\frac{\pi}{1+\beta} \right)$ e os empréstimos novos em títulos da dívida indexada

³ A formulação contínua, $\Delta b = b\beta + b\mu - b\pi$, seria muito mais simples, porém ignoraria as interações críticas de β e μ .

são iguais a $\phi b_{t-1}^i \left(\frac{\beta}{1+\beta} \right)$ O volume de correção monetária líquida é, portanto, dado por $\phi b_{t-1}^i \left(\mu - \frac{\pi}{1+\beta} \right)$

Lembrando que uma parcela da dívida brasileira não estava indexada e utilizando as três fontes de mudança da dívida já definidas, pode-se escrever:

$$\Delta b_t = (\Delta b_t^i + \Delta b_t^{ni}) = \phi b_{t-1}^i \left(\frac{\beta}{1+\beta} \right) + \phi b_{t-1}^i \left(\mu - \frac{\pi}{1+\beta} \right) + \Delta b_t^{ni} \quad (5)$$

ou:

$$\Delta b_t = DI + CM + DNI$$

onde:

DI é a taxa de crescimento real da dívida indexada;

CM é a correção monetária líquida; e

DNI é a taxa de crescimento real da dívida não-indexada.

Usando a restrição orçamentária do governo, $\Delta b_t = G_t + rB_{t-1} - T_t$, segundo a qual o déficit público deve ser compensado por variações do estoque da dívida, e a equação (5), tem-se:

$$\phi b_{t-1}^i \left(\frac{\beta}{1+\beta} \right) + \Delta b_t^{ni} = G_t + rB_{t-1} - T_t - \phi b_{t-1}^i \left(\mu - \frac{\pi}{1+\beta} \right) \quad (6)$$

ou seja:

$$DI + DNI = G_t + rB_{t-1} - T_t - CM$$

onde:

G_t são os gastos do governo;

rB_{t-1} é a parcela dos gastos do governo referente ao pagamento de juros; e

T_t é a arrecadação do governo, incluindo a senhoriagem.

Dessa forma, para garantir o equilíbrio orçamentário de curto prazo, o governo pode, além de aumentar os impostos e/ou reduzir os gastos, promover mudanças na taxa de indexação real.

3 - Como se dá o equilíbrio do orçamento?

3.1 - Metodologia

A fim de testar a solvência de longo prazo do governo pode-se impor restrições lineares $[1, -1, r]$ sobre os coeficientes de $[G, T, b]$, ou, de forma equivalente, testar se Δb é estacionária ou não [Bohn (1991)]. Em outras palavras, a estacionariedade de Δb implica que o vetor $X = (G, T, b)$ é co-integrado.

Com base nisso, Tanner (1994) propõe testar as relações de curto prazo entre G, T e b necessárias para a solvência intertemporal utilizando um vetor autorregressivo com correção de erros:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + A_2 \Delta X_{t-2} + \dots + A_t \Delta X_{t-k} + A_t X_{t-k} + e_t$$

onde:

$$\Delta X_t = (\Delta G_t, \Delta T_t, \Delta b_t)$$

Quando a dívida é decomposta de forma a separar a correção monetária, ΔX_t passa a ser expresso como:

$$\Delta X_t = (\Delta G_t, \Delta T_t, CM, DI)$$

ou seja, Δb passa a ser substituído pelos seus componentes, como descrito na seção anterior.

Critica-se essa opção metodológica com base nos seguintes argumentos. Primeiro, a dinâmica de curto prazo deve ser representada pelas mesmas variáveis que descrevem a relação de longo prazo. Assim, deveria ter $\Delta G, \Delta T$ e Δb em vez de $\Delta G, \Delta T, CM$ (correção monetária líquida) e DI (mudança na dívida real indexada). Segundo, ainda que $\Delta b = CM + DI$, para que a dinâmica de curto prazo pudesse ser representada por $\Delta G, \Delta T, CM$ e DI , seria necessário que CM e DI (os dois componentes da variação da dívida) tivessem o mesmo coeficiente de co-integração, o que não necessariamente é o caso.

Dessa forma, abandona-se a relação de longo prazo e passa-se a centrar a discussão no mecanismo de equilíbrio orçamentário de curto prazo, estimando-se a relação entre os valores presentes e passados do vetor $X = (G_t, T_t, b_t, CM, DI, DNI)$. Vale lembrar que nosso vetor X inclui, ainda, DNI (mudança na dívida real não-indexada), pois se procura separar as dívidas indexada e não-indexada. Mais precisamente, estima-se o seguinte modelo de vetores auto-regressivos (VAR):

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde B_i são matrizes 5×5 e ε_t é um vetor 5×1 , tal que $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ para $t \neq s$ e σ^2 constante para $t = s$, ou:

$$B(L)X_t = \varepsilon_t \quad (8)$$

onde L é o operador defasagem.

Mais uma vez, isso porque mesmo que b seja não-estacionária e CM, DI, DNI somados sejam iguais a Δb , seria preciso também que CM, DI e DNI tivessem o mesmo coeficiente no vetor de co-integração.⁴ Issler e Lima (2000) não incorrem nesse problema porque estão preocupados somente com o papel de G e T no equilíbrio orçamentário. Assim, a co-integração do vetor $X = (G_t, T_t, b_t)$ proporciona a representação de um modelo de vetores auto-regressivos com correção de erros em que a dinâmica de curto prazo é captada pelas variáveis de interesse G e T . A dificuldade aqui surge da necessidade de decompor a variação da dívida para ressaltar o papel da correção monetária.

3.2 - Dados utilizados

O período analisado vai de 1965 (ano em que foi introduzida a correção monetária com a reforma do sistema financeiro) até o final de 1993, quando se encerrou o período de altas taxas de inflação e indexação generalizada nos contratos.⁵

A análise limita-se ao governo federal, não incluindo estados, municípios e empresas estatais. A dificuldade para obtenção dos dados para períodos anteriores à década de 80 e a grande representatividade do governo federal no orçamento público como um todo justificam essa escolha.

4 De fato, observa-se uma relação de longo prazo entre G, T e b . Os resultados dos testes de co-integração estão disponíveis mediante pedido aos autores.

5 A correção monetária se aplica ao período anterior (mês). Contudo, como os dados apresentados são trimestrais optou-se por utilizar as medidas referentes ao mesmo trimestre.

Os dados de receita e despesa foram extraídos do *Boletim do Banco Central*, vários números. Como o pagamento de juros não está discriminado na conta de gastos do governo até 1986, trabalha-se, então, com a série de gastos inclusive juros. Esses dados apresentam frequência mensal, porém foram “trimestralizados”, ou seja, os dados de cada trimestre foram deflacionados e então somados, diminuindo dessa forma o ruído das séries.⁶ Os dados referentes à dívida pública foram extraídos de Andima (1993). A senhoriagem foi calculada como sendo a variação da base monetária em um período, sendo os dados extraídos do *Boletim do Banco Central*, vários números.

Os índices de correção monetária também foram extraídos desse boletim. Até dezembro de 1990 utilizou-se a OTNf, até dezembro de 1991 a BTNf, a TR em 1992 e a Ufir até o final de 1993. Todas as séries foram deflacionadas pelo IGP-DI.

3.3 - Resultados

Primeiramente é necessário determinar como as séries se comportam ao longo do tempo. Para verificar a estacionariedade das séries foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os testes de raiz unitária foram inicialmente feitos incluindo uma constante e uma tendência. Nos casos em que a tendência não se mostrou significativa, o teste foi refeito considerando-se somente a constante. Finalmente, nos casos em que a constante também não se mostrou significativa, o resultado apresentado é o do teste sem constante e sem tendência. Os testes de raiz unitária são apresentados na Tabela 2.

Os testes apresentados apontam para a existência de raiz unitária em todas as séries (gastos, inclusive juros, receitas, inclusive senhoriagem e dívida) em nível. Contudo, essas séries são estacionárias na primeira diferença. As séries *CM*, *DI* e *DNI* são estacionárias. Esse resultado não é surpreendente pois, como visto, essas séries somadas correspondem a Δb , que é estacionário.

O VAR, então, contém $[\Delta G \ \Delta T \ CM \ DI \ DNI]$. Tendo como objetivo a parcimônia, a fim de determinar o número de defasagens do VAR estima-se inicialmente um modelo com cinco defasagens. O critério de Schwarz indicou duas defasagens, enquanto o de Akaike mostrou que quatro defasagens seriam mais apropriadas. O teste de razão de verossimilhança foi utilizado, então, como um critério adicional de escolha. Os resultados são mostrados na Tabela 3.

6 Sabe-se que o que importa na análise que será considerada não é o número de observações mas o *span* dos dados. Como o objetivo deste exercício é verificar o poder da redução não-anunciada da correção monetária no ajuste das contas do governo, a amostra fica limitada ao período de vigência da correção monetária (1965/93).

TABELA 2

Testes de raiz unitária

Séries	Modelo	Lags	Teste Dickey-Fuller
G^*	Constante e tendência	8	-3,14
$G_t^* - G_{t-1}^*$	Sem constante e sem tendência	7	-3,28*
T	Constante e tendência	4	-3,08
$T_t - T_{t-1}$	Sem constante e sem tendência	3	-12,25**
b	Constante e tendência	8	-2,67
$b_t - b_{t-1}$	Constante	8	-3,33*
CM	Sem constante e sem tendência	3	-6,48**
DI	Sem constante e sem tendência	6	-3,96*
DNI	Sem constante e sem tendência	5	-5,05**

NOTA: G^* são os gastos do governo inclusive juros, T são as receitas do governo inclusive senhoriagem, b é o estoque da dívida pública, CM é a correção monetária, DI é a taxa de crescimento real da dívida indexada e DNI é a taxa de crescimento real da dívida não-indexada. O número de defasagens foi definido utilizando-se dois critérios: a significância da defasagem da primeira diferença mais alta e a ausência da autocorrelação dos resíduos. *e ** indicam rejeição da hipótese de não-estacionariedade aos níveis de 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 3

Teste de redução de parâmetros

Redução do modelo	Resultado do teste-F
Sistema com quatro lags → sistema com dois lags:	$F(8, 198) = 3,8214 [0,0003]^*$

* Significa rejeição da hipótese nula a 1%.

Observe-se que não é possível reduzir o sistema de quatro defasagens para duas defasagens, ao nível de significância de 1%. O VAR foi, dessa forma, estimado com quatro defasagens.

$$\Delta G_t = \alpha_{G0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{GG_{it}} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{GT_{it}} \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{GCM_{it}} CM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{GDI_{it}} DI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{GDNI_{it}} DNI_{t-i} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta T_t = & \alpha_{T0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{TG_{it}} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{TT_{it}} \Delta T_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^4 \alpha_{TCM_{it}} CM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{TDI_{it}} DI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{TDN_{it}} DNI_{t-i} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} CM_t = & \alpha_{CM0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{CMG_{it}} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{CMT_{it}} \Delta T_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^4 \alpha_{CMCM_{it}} CM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{CMDI_{it}} DI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{CMDNI_{it}} DNI_{t-i} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} DI_t = & \alpha_{DI0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DIG_{it}} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DIT_{it}} \Delta T_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DICM_{it}} CM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DIDI_{it}} DI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DIDNI_{it}} DNI_{t-i} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} DNI_t = & \alpha_{DNI0} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DNIG_{it}} \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DNIT_{it}} \Delta T_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DNICM_{it}} CM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DNIDI_{it}} DI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{DNIDNI_{it}} DNI_{t-i} \end{aligned} \quad (13)$$

Os parâmetros α são os coeficientes da forma reduzida do VAR. A hipótese de que impostos causam gastos implica valores positivos para α_{GT} . Uma mudança nos impostos implica uma mudança nos recursos para gastos futuros. A hipótese de que gastos causam impostos implica valores positivos para α_{TG} . Um aumento nos gastos pode induzir uma mudança futura nos impostos. A hipótese de que aumento de gastos hoje induzirá redução de gastos amanhã implica valores negativos para α_{GG} .

Se o governo, para financiar gastos, usa reduções da taxa de correção monetária, então $\alpha_{CMG} < 0$. Se a receita gerada pela subindexação leva a aumentos nos

gastos, ou seja, se os gastos aumentam em decorrência do decréscimo da taxa de correção monetária, então $\alpha_{GCM} < 0$. Finalmente, se a correção monetária substitui a taxa explícita, têm-se $\alpha_{CMT} > 0$ e $\alpha_{TCM} > 0$.

Uma possível crítica às hipóteses anteriores é que os agentes podem evitar a indexação imperfeita antecipando tal política, o que implicaria aumento de juros como reflexo do risco.⁷ Entretanto, caso essa política não seja antecipada pelos agentes, esperam-se $\alpha_{DICM} > 0$ e $\alpha_{DNICM} > 0$. Por último, a hipótese de que o mercado se encontra saturado de papéis do governo implica $\alpha_{DNIDI} < 0$ e $\alpha_{DIDNI} < 0$ (o efeito final seria o de aumentar o estoque de dívida em poder do mercado em virtude do aumento de juros exigido no momento da emissão do título).

A Tabela 4 apresenta os resultados dos somatórios dos coeficientes do VAR (1 a 4) e o teste-F ajustado para corrigir a heterocedasticidade (ajustamento de White) para verificar se a exclusão das variáveis nas equações do modelo é significativa. Não foi observada autocorrelação nos resíduos de nenhuma das equações. A estatística-Q de Ljung-Box para cada uma das equações corresponde a

TABELA 4
Resultados do VAR

Variável explicativa	Variável dependente				
	ΔG	ΔT	CM	DNI	DI
ΔG Estatística-F	13,183**	3,691**	4,031**	2,996*	4,42*
	$\sum \alpha_{GG} < 0$	$\sum \alpha_{TG} > 0$	$\sum \alpha_{CMG} < 0$	$\sum \alpha_{DNIG} > 0$	$\sum \alpha_{DIG} > 0$
ΔT Estatística-F	1,26	23,014**	2,664*	2,037	1,654
	$\sum \alpha_{GT} < 0$	$\sum \alpha_{TT} < 0$	$\sum \alpha_{CMT} > 0$	$\sum \alpha_{DNIT} < 0$	$\sum \alpha_{DIT} < 0$
CM Estatística-F	2,038	3,029*	4,968**	8,057**	7,059**
	$\sum \alpha_{GCM} > 0$	$\sum \alpha_{TCM} > 0$	$\sum \alpha_{CMCM} > 0$	$\sum \alpha_{DNICM} < 0$	$\sum \alpha_{DICM} < 0$
DNI Estatística-F	5,479**	0,817	4,068*	2,019*	3,987*
	$\sum \alpha_{GDNI} > 0$	$\sum \alpha_{TDNI} < 0$	$\sum \alpha_{CMDNI} > 0$	$\sum \alpha_{DNIDNI} < 0$	$\sum \alpha_{DIDNI} > 0$
DI Estatística-F	1,559	1,937	1,717	4,43**	11,237**
	$\sum \alpha_{GDI} > 0$	$\sum \alpha_{TDI} > 0$	$\sum \alpha_{CMDI} > 0$	$\sum \alpha_{DNIDI} > 0$	$\sum \alpha_{DIDI} > 0$

Teste-F ajustado (ajustamento de White): testa a hipótese de que as defasagens (um a quatro) das variáveis explicativas podem ser excluídas das equações acima. * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente. \sum indica a soma dos valores dos coeficientes das defasagens um a quatro em cada equação do VAR.

7 Essa análise se aplica à dívida pós-fixada em juros (LFTs, por exemplo). Para o caso de papéis prefixados, implicaria redução de seu valor de mercado. Outro impacto seria a redução da maturidade dos papéis discutida em Mattos (2000).

4,651; 2,024; 0,589; 1,971 e 3,346, respectivamente, rejeitando a autocorrelação nos resíduos até a ordem quatro.

Os resultados da Tabela 4 mostram que os gastos do governo respondem negativamente a seus valores passados. Os coeficientes α_{GG} são negativos e significativos (seu somatório é de $-1,74$). Os gastos do governo respondem, ainda, positivamente a emissões passadas de dívida não-indexada ($\alpha_{GDNI} > 0$). Com relação aos impostos, o somatório dos α_{TGi} é igual a $1,38$. Isso sugere que gastos no passado resultam em aumentos de impostos, dando suporte à hipótese de *spend and tax*. Na equação dos impostos, os impostos passados apresentam coeficientes negativos ($\alpha_{TTi} < 0$) e significativos. Por outro lado, aumentos na correção monetária, ou seja, redução da receita advinda dessa fonte, implicam pequenos aumentos em ΔT , sendo o somatório de $\alpha_{TCM} > 0$.⁸ Aumentos em ΔT implicam aumentos na correção monetária (o que implica redução dessa fonte de receita), confirmando os resultados obtidos para a equação para ΔT e também o caráter de substituição entre essas duas fontes de receita do governo. Reduções na taxa de correção monetária passada implicam redução na taxa presente ($\alpha_{CMCM} > 0$). Finalmente, o somatório dos coeficientes $\alpha_{CMG} < 0$ ($-0,0035$) sugere que o governo utilizou reduções na taxa de correção monetária para fazer frente a gastos passados, ao contrário do resultado encontrado por Tanner (1994 e 1995) para a amostra inteira (1976 e 1991).

Como já discutido, essa redução da taxa de correção monetária somente seria eficaz se não fosse antecipada pelos agentes. Para verificar isso é necessário avaliar o crescimento real das duas parcelas da dívida (indexada e não-indexada) em face de reduções na taxa de correção monetária. O somatório dos coeficientes α_{DNICM} ($-0,008227$) e α_{DICM} ($-0,1630$) é negativo, mostrando que reduções na taxa de correção monetária (aumentos na arrecadação gerada pela variável correção monetária) implicam aumento na taxa de crescimento real das dívidas indexada e não-indexada. Mudanças na taxa de correção monetária antecipadas deveriam induzir reduções no valor de mercado da dívida corrente e aumentos na taxa de juros das novas emissões de dívida. Se tais efeitos fossem dominantes, uma correlação negativa entre correção monetária e crescimento real da dívida deveria estar presente. A questão é se o endividamento por título indexado reduz o interesse do setor privado por títulos não-indexados e vice-versa. O somatório dos coeficientes α_{DIDNI} ($0,1163$) e α_{DNIDI} ($0,1676$) não dá suporte a essa hipótese, mostrando que o mercado, no período sob análise, não pode ser considerado saturado de papéis do governo.

8 Os coeficientes elevados das três parcelas da dívida nas equações de gastos e impostos se devem à diferença da magnitude das séries, sendo as parcelas da dívida inferiores às séries de ΔG e ΔT cerca de três casas decimais. Pode-se observar que os coeficientes nas equações ΔG e ΔT nas equações da dívida são pequenos pelo mesmo motivo.

A Tabela 5 inclui duas estatísticas: a primeira é a resposta contemporânea das variáveis endógenas a um choque exógeno em $\Delta G_t, \Delta T_t, CM, DI$ e DNI ⁹ e a segunda é a resposta da soma das primeiras quatro defasagens das variáveis endógenas a um choque exógeno em $\Delta G_t, \Delta T_t, CM, DI$ e DNI . A idéia é trazer a valor presente as respostas futuras das variáveis a choques exógenos. A taxa de desconto implícita é zero, pois se pretende não distorcer os impactos com taxas de juros que não representem as taxas efetivas ocorridas no período.¹⁰

Em relação aos resultados da Tabela 5, destaca-se que, após um choque nos gastos do governo, essa variável apresenta redução ao final do quarto período (-0,002) e a variável DNI (estatisticamente significativa para a equação dos gastos do governo) apresenta valor positivo, indicando aumento real da parcela da dívida não-indexada após elevação exógena nos gastos.

Para a equação da arrecadação, observa-se que um aumento nos gastos implica um aumento de impostos no mesmo instante, dando suporte à hipótese de *spend*

TABELA 5

Resultados da função de resposta a impulso

Variável explicativa	Variável dependente					
	ΔG	ΔT	CM	DNI	DI	
ΔG Resposta a impulso	Corrente	0,006439	0,003257	-1,39E-06	4,99E-06	-4,37E-06
	$\sum lags(1-4)$	-2,85E-03	-1,75E-04	-0,00000131	0,000015	-0,000016658
ΔT Resposta a impulso	Corrente	0,000000	0,005079	6,27E-07	-3,60E-07	9,48E-07
	$\sum lags(1-4)$	0,000898	-0,001789	0,000008142	-0,000003073	-0,000009953
CM Resposta a impulso	Corrente	0	0	2,13E-05	-2,35E-05	4,87E-06
	$\sum lags(1-4)$	-0,001343	0,000505	-0,000001914	0,00000379	-0,00001063
DNI Resposta a impulso	Corrente	0	0	0	1,69E-05	0
	$\sum lags(1-4)$	0,0021433	0,000631	0,00001625	-0,0000088	2,79E-06
DI Resposta a impulso	Corrente	0	0	0	-0,0000155	2,00E-05
	$\sum lags(1-4)$	-0,000365	-0,000133	-0,00001167	0,000009729	0,00000621

NOTA: Resposta a impulso corrente: movimento contemporâneo das variáveis endógenas a um choque exógeno em $\Delta G, \Delta T, CM, DI$ e DNI . Resposta a impulso $\sum lags(1-4)$: é a resposta a impulso do somatório das quatro primeiras defasagens das variáveis endógenas a um choque em $\Delta G, \Delta T, CM, DI$ e DNI .

9 Foi utilizada a seqüência G, T, CM, DI e DNI para os resultados observados. Entretanto, foram testadas outras ordens que não mudaram qualitativamente os resultados.

10 É sabido que em alguns anos desse período foram praticadas taxas de juros reais negativas, porém a falta da série impossibilitou nossa análise. Issler e Lima (2000) calcularam funções de resposta a impulso utilizando taxas reais de juros de 0% a 3%.

and tax. Além disso, ao final de quatro períodos a arrecadação apresenta variação negativa.

Pela equação da *CM* observa-se que, para um choque exógeno nos gastos do governo, *CM* é utilizada como variável de ajuste tanto no momento do choque ($-0,00000139$) como ao final dos quatro períodos ($-0,00000131$). Para choques na arrecadação, tem-se que o efeito final sobre *CM* é positivo, mostrando que arrecadação e correção monetária são substitutos. O efeito ao final de quatro períodos de um choque em *CM* (redução dessa fonte de receita) sobre *DNI* implica aumentos dessa variável. Por sua vez, um choque em *CM* implica redução do crescimento da parcela da dívida indexada (*DI*) de acordo com a hipótese de que os agentes antecipam tal tipo de política e evitam papel indexado após aumento na arrecadação através da subindexação. Finalmente, aumentos em *DI* provocam um efeito final de crescimento em *DNI* e vice-versa, sinalizando que o mercado de títulos não se encontrava saturado, pelo menos no período sob análise.

Conclui-se, dessa forma, que o governo brasileiro utilizou reduções não anunciadas na indexação como instrumento de ajuste de suas contas. Esse tipo de redução pode ser encarado como um *default* implícito sobre a dívida pública doméstica, tendo sido utilizado não somente para fazer frente aos gastos como também para substituir a arrecadação.¹¹

4 - Reestimando a equação da correção monetária

Como se observa no Gráfico 2, é possível que alguns valores extremos tenham sido responsáveis pelos resultados obtidos.

Esses pontos no gráfico correspondem ao primeiro e segundo trimestres de 1989, ao primeiro trimestre de 1990 e ao quarto trimestre de 1991. A fim de levá-los em conta, foram criadas *dummies* para esses períodos e feita a regressão da correção monetária nessas *dummies*. A *dummy* de 1989, contudo, não se mostrou significativa. Isso pode ser explicado, pelo menos em parte, pelo fato de, nesse ano, 90% dos títulos em poder do público serem prefixados ou de curto prazo. O resíduo dessa regressão foi então usado no lugar da variável correção monetária original.¹²

A Tabela 6 apresenta os resultados dos testes de exclusão para as variáveis dependentes defasadas, equivalentes a um teste de causalidade de Granger, levando em consideração a heterocedasticidade. Apresenta também o resultado da função de resposta a impulso a choques exógenos das variáveis dependentes.

11 A conclusão de que o governo utilizou reduções não anunciadas na indexação para equilibrar o orçamento é confirmada quando as estimativas são feitas usando-se um modelo de vetores auto-regressivos com correção de erros (ECVAR). Os resultados de todas as estimativas podem ser obtidos com os autores. A única mudança é que subindexação e impostos aparecem como complementares e não substitutos.

12 Os resultados não são apresentados aqui mas podem ser obtidos diretamente com os autores.

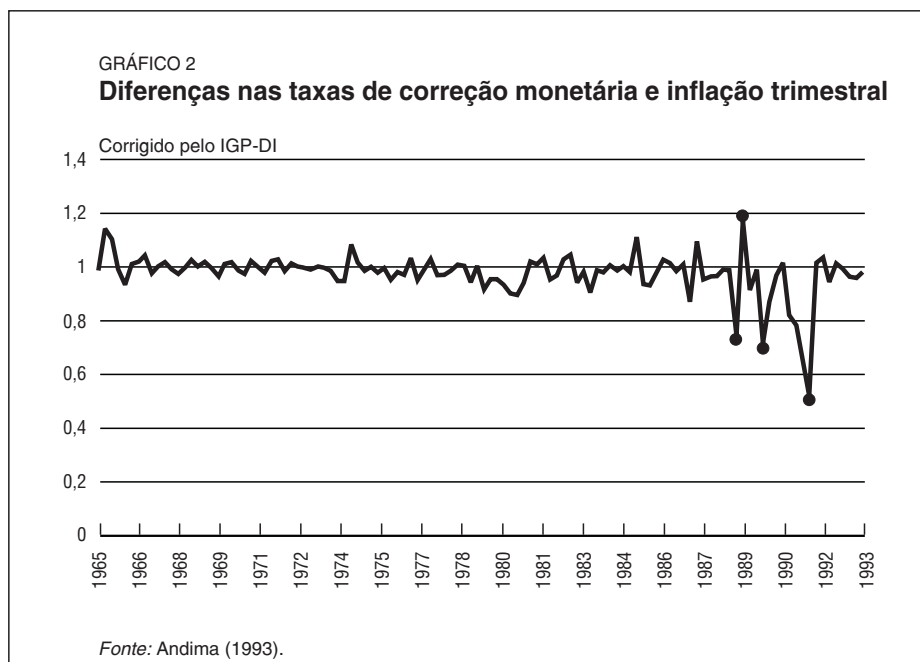


TABELA 6

Resultados para a variável CM modificada e para a função de resposta a impulso

Variável explicativa		Variável dependente		
		CM	Resposta a impulso	
ΔG	F White ajustado	9,19**	Corrente	-1,95E-06
			$\sum lags(1-4)$	-1,2E-06
ΔT	F White ajustado	4,022**	Corrente	-1,1E-06
			$\sum lags(1-4)$	9,03E-06
CM	F White ajustado	1,63	Corrente	2,11E-05
			$\sum lags(1-4)$	-1,5E-05
DNI	F White ajustado	14,53**	Corrente	0
			$\sum lags(1-4)$	1,63E-05
DI	F White ajustado	3,01*	Corrente	0
			$\sum lags(1-4)$	1,38E-06

NOTA: Teste-F ajustado (ajustamento de White): testa a hipótese de que as defasagens (um a quatro) das variáveis explicativas podem ser excluídas da equação acima. * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente. \sum indica a soma dos valores dos coeficientes das defasagens um a quatro em cada equação do VAR. Resposta a impulso corrente: movimento contemporâneo das variáveis endógenas a um choque exógeno em ΔG , ΔT , CM, DI e DNI. Resposta a impulso $\sum lags(1-4)$: é a resposta a impulso do somatório das quatro primeiras defasagens de correção monetária a um choque em ΔG , ΔT , CM, DI e DNI.

Rejeita-se a autocorrelação até a ordem quatro dos resíduos através da estatística-Q de Ljung-Box (1,4478).

As novas estimações confirmam o resultado obtido anteriormente no que diz respeito à utilização da correção monetária como instrumento de ajuste das contas públicas após a elevação dos gastos do governo. A única diferença é que impostos e correção monetária perdem a característica de substituição entre um e outro.

5 - Conclusões

Se no longo prazo a restrição orçamentária deve ser atingida, o mesmo não é verdade no curto prazo. Quando isso ocorre, uma questão interessante é descobrir qual fator traz o orçamento de volta ao equilíbrio.

Qualquer governo tem à sua disposição vários instrumentos para manter o equilíbrio orçamentário intertemporal. Os principais são gastos e impostos, inclusive senhoriagem. Issler e Lima (2000) obtêm evidência de que o orçamento no Brasil é equilibrado quase inteiramente através de aumento de impostos, a despeito da fonte inicial de desequilíbrio. No Brasil, contudo, a redução da correção monetária aparece como instrumento adicional de arrecadação.

Este trabalho procura discutir como o governo brasileiro alcançou o equilíbrio orçamentário de curto prazo no período 1965/93, destacando a utilização da subindexação como instrumento adicional de ajuste das contas públicas.

A redução não anunciada da correção monetária que indexava a dívida pública brasileira serviu como fonte de receita para cobrir gastos do governo. Entretanto, essa política não reduziu o crescimento da dívida, pois a redução da correção monetária que indexava os papéis do governo resultou em aumento no crescimento real tanto da dívida indexada quanto da não-indexada. Por último, aumentos nos gastos são seguidos por aumentos nos impostos, o que dá suporte à hipótese de *spend and tax*, como observado por Issler e Lima (2000).

Abstract

The purpose of this paper is to examine the government budget balance mechanism in Brazil. It extends the work of Issler and Lima (2000) given that budget deficits can be eliminated by unexpected reductions in the indexed inflation compensation on the debt besides increases in taxes or reductions in spending. Therefore, it examines the temporal causality of expenditures, taxes, and monetary correction. Although Tanner (1994 and 1995) takes into account the role of indexation, his work can be improved in two directions. First, instead of considering the monetary base variation as a component of the stock of the debt, monetary base variation and taxes should be summed up. We believe that this would be more appropriate given that seigniorage is important for the Brazilian government solvency. Second, the non-indexed debt and the indexed debt should be

considered separately in order to obtain a better characterization of the dynamics of the debt. Evidence shows that, for the 1965/93 period, reductions in real indexation followed increases in government spending. These reductions, however, were followed by increases in the real growth of the debt (indexed and non-indexed). In other terms, people kept buying public bonds despite the implicit default but in order to do so they demanded higher interest payments. Finally, increases in taxes followed increases in government expenditures given support to the spend and tax hypothesis.

Bibliografia

- ANDIMA. *Sinopse mensal*. Rio de Janeiro, 1986-1993.
- . *Dívida pública*. Rio de Janeiro, 1993 (Séries Históricas).
- . *Taxa de juros*. Rio de Janeiro, 1997 (Séries Históricas).
- BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, p. 353-374, 1991.
- HAKKIO, C. S., RUSH, M. Is the budget deficit too large? *Economic Inquiry*, v. 29, p. 429-445, 1991.
- HAMILTON, J. D., FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, v. 76, p. 353-373, 1986.
- ISSLER, J. V., LIMA, L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*, v. 62, n. 13, 2000.
- LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.
- MATTOS, E. H. C. de. *A correção monetária como instrumento de ajuste das contas públicas*. IPE-USP, 2000 (Tese de Mestrado).
- PASTORE, A. C. Déficit público e a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 2, p. 177-234, 1995.
- ROCHA, F. F. Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.
- TANNER, E. Balancing the budget with implicit domestic default: the case of Brazil in the 1980's. *World Development*, v. 22, n. 1, p. 85-98, 1994.
- . Intertemporal solvency and indexed debt: evidence from Brazil, 1976, 1991. *Journal of International Money and Finance*, v. 14, n. 4, p. 549-573, 1995.

TREHAN, B. WALSH, C. E. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to US federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 23, p.206-223, 1991.

WILCOX, D. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 21, n. 3, p. 291-306, 1989.

(Originais recebidos em novembro de 2000. Revistos em agosto de 2001.)

