

Como se equilibra o orçamento do governo no Brasil: aumento de receitas ou corte de gastos?*

JOÃO VICTOR ISSLER**

LUIZ RENATO LIMA**

Em teoria econômica costuma-se analisar o comportamento de longo prazo de um agente supondo-o sujeito a um determinado tipo de restrição intertemporal. A restrição orçamentária intertemporal do governo revela que um aumento nos gastos públicos, não acompanhado de igual aumento nos impostos, deve futuramente ser reduzido ou seguido por um crescimento de impostos. Além disso, este último, somado às reduções futuras nos gastos do governo, deve ser igual ao choque inicial em valor presente. Usando a restrição intertemporal de recursos do governo e técnicas da literatura de raiz unitária e co-integração, testa-se o equilíbrio de longo prazo das finanças públicas no Brasil de 1947 a 1992 e estima-se qual o mecanismo mais freqüente usado pelo governo brasileiro para restaurá-lo, dado um choque de receita ou de gasto. A principal conclusão do estudo é que a maior parcela dos déficits públicos no Brasil é eliminada, independentemente da sua fonte geradora, por aumentos futuros nos impostos. Ademais, mostra-se que a senhoriação vem sendo usada sistematicamente para garantir o equilíbrio orçamentário de longo prazo, o que explica a alta taxa de inflação que vigorou nesse período no Brasil.

1 - Introdução

Pelo menos desde o pós-guerra, a economia brasileira tem sofrido problemas crônicos de déficit público e de alta inflação. Mesmo assim, observaram-se raros episódios de aumento incontrolado da dívida pública, o que leva a crer que o endividamento do governo é sustentável a longo prazo. Essa é a conclusão dos estudos econométricos de Pastore (1995) e Rocha (1997), que aplicaram os testes de sustentabilidade da dívida pública propostos por Hamilton e Flavin (1986), Trehan e Walsh (1991), e Hakkio e Rush (1991) a dados brasileiros.

* Agradecemos os comentários de Afonso Celso Pastore, Afonso Arinos de Mello Franco, Ajax Moreira, Fabiana Rocha, Fábio Giambiagi, Fernando de Holanda Barbosa, Márcio Garcia, Renato Fragelli Cardoso e Rogério Werneck. Agradecemos especiais a Octavio Tourinho, por sugestões extremamente pertinentes para a melhoria do texto original, e a um dos pareceristas, cujas sugestões incorporamos ao texto. Todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Ambos os autores agradecem ao CNPq pelo auxílio financeiro, sendo que João Victor Issler agradece adicionalmente ao Pronex pela mesma razão.

** Da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV).

Como só faz sentido tratar a questão da sustentabilidade da dívida do ponto de vista intertemporal, e pode levar tempo para que um desequilíbrio fiscal se reverta, é fundamental usar séries longas ao se testar a sustentabilidade da dívida pública. Por exemplo, Bohn (1991), num estudo pioneiro, usa séries anuais norte-americanas de receita e gastos públicos desde 1792 (*sim, 1792*) para testar a sustentabilidade da dívida pública. Já o estudo de Pastore (1995) usa dados de 1974 até 1989; o de Rocha (1997), dados desde 1980 até 1993. Para contrapor o curto período de observações, o primeiro usa dados com frequência trimestral e o segundo com frequência mensal. Infelizmente esse procedimento não atenua os problemas de se trabalhar com uma série curta de observações, pois o *span* dos dados é a dimensão mais relevante para os testes econométricos de existência de equilíbrio intertemporal.

A partir de séries longas de contas nacionais das razões receita/PIB e despesa/PIB, desde 1947 a 1992, investigam-se aqui três questões centrais em finanças públicas. Primeiro, a dívida pública brasileira foi sustentável ao longo desse período como sugerem os estudos de Pastore e Rocha? Segundo, caso a dívida seja sustentável, de que forma se reequilibra o orçamento público no Brasil na presença de mudanças inesperadas nas despesas e nas receitas? Dado, por exemplo, um aumento inesperado de despesa, há duas formas polares de o governo reequilibrar o orçamento. Uma é o aumento no valor presente dos impostos e a outra é uma redução no valor presente dos gastos. Do ponto de vista de um contribuinte brasileiro, é interessante saber em que proporções essas duas formas de financiamento dos gastos são usadas. Terceiro, o gasto público ou a arrecadação de impostos são variáveis exógenas nas regressões econométricas estimadas? A hipótese de exogeneidade dos gastos públicos, por exemplo, com o Banco Central acomodando a política monetária de acordo com as decisões de gasto do Tesouro, é a base do modelo de senhoriagem endógena de Bruno e Fischer (1990). A possibilidade de senhoriagem endógena também é discutida por Pastore. Apesar disso, desconhecemos quaisquer estudos que testem econometricamente a hipótese de exogeneidade dos gastos públicos.

A sustentabilidade da dívida pública brasileira e a forma como se equilibra o orçamento no Brasil são investigadas pelo uso de testes de raiz unitária, testes de co-integração e cálculo de uma função resposta a impulso não-convencional, baseado nas estimativas de um modelo de correção de erro vetorial (VECM), que impõe como restrição de longo prazo o equilíbrio orçamentário.¹ Segue-se aqui a metodologia proposta por Hamilton e Flavin (1986) e Bohn (1991). Os resultados possibilitam testar as hipóteses subjacentes aos modelos de *spend-and-tax* e *tax-and-spend* [ver Furstenberg, Green e Jeang (1986) e Miller e Russek (1990)]. Os testes de exogeneidade baseiam-se na tipologia proposta por Engle, Hendry e Richard (1983).

O principal resultado obtido nesse estudo é que o déficit público é estacionário. Portanto, a dívida é sustentável a longo prazo, como sugeriram anteriormente Pastore e Rocha. Os resultados para o equilíbrio orçamentário dependem da fonte geradora do

¹ Denomina-se não-convencional essa função resposta a impulso, pois o impulso se dá através de inovações nas variáveis do sistema e a resposta ocorre no valor presente das inovações futuras destas mesmas variáveis.

déficit (superávit). Quando o desequilíbrio das contas públicas é gerado por mudanças nos impostos, o que se ajusta é sempre o valor presente destes, pois o valor presente dos gastos fica inalterado. Esse resultado é consistente com (embora não implique) um comportamento ricardiano [ver Barro (1974)] para os consumidores, isto é, ao se depararem com uma redução (aumento) nos impostos hoje, os consumidores não mudam seu padrão de consumo, porquanto esperam que essa queda (aumento) reverta plenamente no futuro por um aumento (queda) nos impostos. Esse resultado se obtém basicamente graças ao fato de que os gastos públicos são fortemente exógenos na equação dos impostos [ver Engle, Hendry e Richard (1983)]. Quando o fator de desequilíbrio é o gasto público, o ajuste se dá com um aumento no valor presente dos impostos e queda no dos gastos numa proporção de 60% para 40%, respectivamente. Dada a exogeneidade dos gastos, uma possível interpretação para a reversão de 40% dos gastos iniciais é o fato de o Tesouro não conseguir do Banco Central a acomodação dos 100% dos aumentos dos gastos, sendo que 40% dos aumentos, em média, não são acomodados. Esse conjunto de evidências enquadra as finanças públicas brasileiras no modelo *spend-and-tax* e rejeita o modelo *tax-and-spend*.

Por fim, elucida-se que, no Brasil, a senhoriagem teve grande importância para a obtenção do equilíbrio orçamentário intertemporal, pois, se excluirmos as receitas com senhoriagem da receita total do governo, a dívida pública passa a não ser mais sustentável nos testes econométricos. Este último resultado, aliado aos resultados do teste de exogeneidade, permite concluir, como faz Pastore (1995), que a senhoriagem tem sido um fator crucial para o equilíbrio das contas públicas brasileiras.

Este estudo está organizado da seguinte forma: na Seção 2 apresenta-se a metodologia utilizada; na Seção 3 comentam-se os dados; na Seção 4 apresentam-se os resultados empíricos; e, por fim, na Seção 5 apresentam-se as conclusões.

2 - Metodologia

De acordo com Bohn (1991), a restrição orçamentária do governo pode ser escrita da seguinte forma:

$$B_{t+1} = G_t - T_t + (1 + r) B_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

onde T_t é a receita fiscal incluindo imposto inflacionário; G_t é o gasto público excluindo o pagamento dos juros da dívida interna; r é a taxa de juros real; B_t é a dívida do governo no começo do período; e ε_{t+1} é um erro de mensuração estacionário provocado pela suposição de que $r_t = r$ para todo t .

Sem perda de generalidade, trabalha-se com a seguinte versão modificada da equação (1):

$$B_{t+1} = G_t^* - T_t + B_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1')$$

onde $G_t^* = G_t + rB_t$. Se o erro de mensuração for zero, rearrumando a equação (1') obtém-se:

$$B_{t+1} - B_t = G_t^* - T_t = Def_t \quad (2)$$

onde Def_t é o déficit público no período t .

Do ponto de vista intertemporal, temos:

$$(1+r) \cdot B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t [T_{t+j} - G_{t+j}^* - \varepsilon_{t+j+1}] \quad (3)$$

onde $\rho = 1/(1+r)$ é a taxa de desconto das receitas e despesas futuras.

Trehan e Walsh (1988) mostraram que (3) é satisfeita se a dívida pública é estacionária em primeiras diferenças. De (2), essa última condição requer que G_t^* e T_t co-integrem com vetor de co-integração dado por $(1, -1)$.

Como um corolário do teorema da representação de Granger, por exemplo [ver Engle e Granger (1987)], temos que todo sistema co-integrado de $X_t = (G_t^*, T_t)$ tem uma representação de correção de erros:

$$A(L)\Delta X_t = -\alpha \beta' X_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

ou, se a restrição (3) for satisfeita:

$$A(L)\Delta X_t = \alpha Def_{t-1} + \mu_t \quad (4')$$

onde β é o vetor de co-integração, α é o vetor de coeficientes do termo de correção de erros, e μ_t é o vetor de distúrbio ruído branco. A matriz $A(L)$ tem as seguintes propriedades: $A(0) = I$, $A(1)$ é finita, $A(L)$ é de ordem $k-1$ e L é o operador defasagem. Usando-se esse resultado, pode-se expressar (4) em forma de um sistema de primeira ordem. Para tanto, faz-se o uso da identidade abaixo:

$$Def_t = -\beta' \Delta X_t + Def_{t-1} \quad (5)$$

Como $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_{k-1}L^{k-1}$, aplicando esse resultado em (4) ob-
tém-se:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha Def_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

Usando a identidade (5) na equação (6):

$$Def_t = -\beta' \Delta X_t + Def_{t-1} \Rightarrow Def_{t-1} = -\beta' \Delta X_{t-1} + Def_{t-2}$$

Logo:

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \alpha \beta' \Delta X_{t-1} + \alpha Def_{t-2} + \mu_t$$

ou:

$$\Delta X_t = (A_1 - \alpha \beta') \Delta X_{t-1} + \dots + A_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha Def_{t-2} + \mu_t$$

Portanto, repetindo esse processo k vezes, chega-se à seguinte expressão:

$$\Delta X_t = A_1^* \Delta X_{t-1} + \dots + A_{k-1}^* \Delta X_{t-k+1} + \alpha Def_{t-k} + \mu_t \quad (7)$$

onde $A_i^* = (A_i - \alpha \beta')$.

Usando (7) e algumas identidades, chega-se finalmente a:

$$\begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta X_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta X_{t-k+1} \\ Def_{t-k} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1^* & A_2^* & \dots & A_k^* & \alpha \\ I & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & I & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & \beta' 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta X_{t-1} \\ \Delta X_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta X_{t-k} \\ Def_{t-k-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

ou, em notação compacta:²

$$X_t^* = A^* X_{t-1}^* + \mu_t^* \quad (8)$$

onde $X_t^* = (\Delta X_t', \Delta X_{t-1}', \dots, \Delta X_{t-k+1}', Def_{t-k})'$ e $\mu_t^* = (\mu_t', 0, \dots, 0)'$ são vetores com $nk+1$ elementos. A matriz A^* , $[nk+1]$ por $[nk+1]$, é de suma importância, pois, como fica claro adiante, entra na fórmula da função resposta a impulso não-convencional. Note também que a resposta, j -períodos a seguir, de uma variável pertencente ao vetor de variáveis fiscais, pode ser achada na linha apropriada da matriz $(A^*)^j$.

As implicações que a restrição orçamentária intertemporal do governo gera sobre as políticas fiscais corrente e futura podem ser agora calculadas usando-se (8). Considere a equação (3):

$$(1+r) \cdot B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_t [T_{t+j} - G_{t+j}^* - \epsilon_{t+j+1}] \quad (9)$$

Dada a dívida pública atual, qualquer aumento nos gastos do governo (não acompanhado de um aumento nos impostos) deve, futuramente, ser reduzido ou ser seguido por um aumento de impostos. Além disso, o aumento futuro dos impostos somado às reduções futuras nos gastos deve ser igual ao choque inicial em termos de valor presente.

Para demonstrar o fato acima, Bohn (1991) usa as seguintes definições:

$PV(z)_t = \sum_{j \geq 1} \rho^j z_{t+j}$ é o valor presente da variável z ; $\hat{z}_t = z_t - E_{t-1} z_t$ é a inovação em z ; e $P\hat{V}(z)_t = E_t PV(z)_t - E_{t-1} PV(z)_t$ é a inovação no valor presente de z .

Pode-se reescrever (9) como:

$$(1+r)B_t = T_t + E_t PV(T)_t - \left(G_t + E_t PV(G)_t + E_t \left(\frac{PV(\epsilon)_t}{\rho} \right) \right) \quad (10)$$

2 Em nossa análise empírica, a seguir, estimamos um VAR com um vetor de constantes como termos determinísticos. Tais termos podem ser incorporados ao sistema (8) como um vetor de constantes da seguinte forma:

$$X_t^* = c^* + A^* X_{t-1}^* + \mu_t^*$$

onde c^* empilha o vetor c e um vetor de zeros imediatamente abaixo. Para simplificar a notação no que segue nos abstraímos desse termo c^* .

ou, em termos de inovações:

$$\hat{T}_t + PV(\hat{T})_t = \hat{G}_t + PV(\hat{G})_t + (1+r)\hat{B}_t + \frac{\Omega_t}{\rho} \quad (11)$$

onde $\Omega_t = E_t [PV(\epsilon)_t] - E_{t-1} [PV(\epsilon)_t]$ é um termo que mede o erro.

Se as variáveis em (11) tiverem uma raiz unitária, deve-se então reescrevê-la em primeiras diferenças. Considere a identidade $(1-\rho)\{z_t + PV(z)_t\} = z_t + PV(\Delta z)_t$, e o fato de que $\Delta \hat{X}_t = \hat{X}_t^*$, para obter:

$$\Delta \hat{T}_t + PV(\Delta T)_t = \Delta \hat{G}_t + PV(\Delta G)_t + r\Delta \hat{B}_t + r\Omega_t \quad (12)$$

ou:

$$\Delta \hat{T}_t + PV(\Delta T)_t = \Delta \hat{G}_t^* + PV(\Delta G^*)_t + r\Omega_t \quad (12')$$

A equação (12') é de suma importância para a discussão do equilíbrio intertemporal do governo, pois caracteriza a política fiscal por uma série de inovações nos impostos e nos gastos públicos ($\Delta \hat{T}_t$ e $\Delta \hat{G}_t^*$). Dada uma inovação nestes, haverá sempre um conjunto de inovações futuras para satisfazer a restrição intertemporal em (3). Assim, por exemplo, uma inovação nos gastos deve ser seguida por inovações futuras nos impostos, nos gastos ou em ambos. Ademais, a diferença entre as inovações futuras nos gastos e nos impostos em termos de valor presente deve ser igual ao choque inicial, ou seja, $\Delta \hat{G}_t^* = PV(\Delta T)_t - PV(\Delta G^*)_t$.³

O cálculo do impacto marginal das inovações correntes sobre o valor presente das inovações futuras nas variáveis do sistema é facilmente mensurado pelo modelo usando (8):

$$\hat{X}_t^* = A^* \hat{X}_{t-1}^* + \mu_t^* \quad (13)$$

3 Se a variável gasto for um passeio aleatório, deve então apenas observar $\Delta \hat{G}_t^* = PV(\Delta T)_t$, o que significa dizer que os aumentos nos gastos hoje são permanentes e que, portanto, o reequilíbrio orçamentário futuro só será alcançado por aumento de impostos. Obviamente, o mesmo resultado aplicar-se-ia à variável imposto se constituísse também um passeio aleatório. Note-se porém que, se ambas as séries fossem passeios aleatórios independentes, não existiria co-integração e portanto nada seria dito a respeito da estacionariedade do déficit público.

Como $E_t X_{t+k}^* = A^{*k} X_t^*$, onde o operador E_t representa a esperança condicionada ao conjunto de informação formado por elementos datados até o período t , usando a definição usual de valor presente, $PV(X^*)_t = \sum_{j \geq 1} \rho^j X_{t+j}^*$, e lembrando que $\hat{X}_t^* = E_t X_t^* - E_{t-1} X_t^*$, e

$P\hat{V}(X^*)_t = E_t PV(X^*)_t - E_{t-1} PV(X^*)_t$, pode-se calcular o valor de $(E_t - E_{t-1})PV(X^*)_t$, e, por conseguinte, $P\hat{V}(X^*)_t; E_t PV(X^*)_t = \sum_{k \geq 1} \rho^k E_t X_{t+k}^* = \sum_{k \geq 1} (\rho A^*)^k X_t^*$. Pela lei

das expectativas iteradas, $E_{t-1} PV(X^*)_t$ pode ser escrito como:

$E_{t-1}[E_t PV(X^*)_t] = \sum_{k \geq 1} (\rho A^*)^k E_{t-1} X_t^*$. Por (8), $E_{t-1} X_t^* = A^* X_{t-1}^*$. Logo,

$(E_t - E_{t-1})PV(X^*)_t = \sum_{k \geq 1} (\rho A^*)^k \mu_t^*$.

Chega-se finalmente a:

$$P\hat{V}(X^*)_t = \sum_{k \geq 1} (\rho A^*)^k \mu_t^* \quad (14)$$

A equação (14) ilustra o fato de que podemos escrever a inovação no valor presente das séries de gasto e arrecadação como função das inovações do modelo de correção de erros (4) ou (4'), o que facilita bastante o cálculo do impacto marginal de uma inovação corrente sobre o valor presente das inovações futuras nas variáveis do sistema. Este é dado pela derivada de $P\hat{V}(X^*)_t$ com relação a μ_t^* . Temos:

$$\frac{\partial P\hat{V}(X^*)_t}{\partial \mu_t^*} = \sum_{k \geq 1} (\rho A^*)^k = \rho A^* (I - \rho A^*)^{-1}$$

Denotando-se h_s como o vetor "selecionador", isto é, que seleciona o s -ésimo elemento de um dado vetor coluna, e observando que $\Delta \hat{X}_t^s = \hat{X}_t^s$, onde X^s é a s -ésima variável do vetor X (vetor de variáveis fiscais), obtém-se:

$$\frac{\partial P\hat{V}(X^*)_t}{\partial \mu_t^i} = h_s \{ \rho A^* (I - \rho A^*)^{-1} \}_i \quad (15)$$

onde $\{ \rho A^* (I - \rho A^*)^{-1} \}_i$ é a i -ésima coluna de $\rho A^* (I - \rho A^*)^{-1}$.

Da equação (14), verifica-se que o valor presente das inovações futuras é uma combinação linear das inovações correntes. Assim, podemos obter para qualquer variável z do vetor fiscal X , uma projeção de $P\hat{V}(z)_t$, nos elementos do vetor de inovações $\Delta \hat{X}_t$,⁴ ou seja:

$$P\hat{V}(z)_t = f(z) \cdot \Delta \hat{X}_t = f_{X_1}(z) \cdot \Delta \hat{X}_t^1 + f_{X_2}(z) \cdot \Delta \hat{X}_t^2 + \dots + f_{X_n}(z) \cdot \Delta \hat{X}_t^n \quad (16)$$

onde $f(z)$ é um vetor de coeficientes, e $f_{X_i}(z)$ indica o efeito marginal de uma inovação no i -ésimo elemento de X , $\Delta \hat{X}_t^i$, sobre $P\hat{V}(z)_t$. Portanto, a medida de *spend-and-tax*, por exemplo, pode ser computada com a estimativa do coeficiente $f_G(T)$, que indica o impacto marginal de um movimento unitário em $\Delta \hat{G}_t$ sobre $P\hat{V}(T)_t$.⁵ Da equação (15), verifica-se que o coeficiente $f_{X_i}(X^s)$ é matematicamente equivalente a:

$$f_{X_i}(X^s) = \left\{ \rho A^* (I - \rho A^*)^{-1} \right\}_{si} \quad (17)$$

onde $\{M\}_{si}$ denota o elemento na linha s e coluna i da matriz M . Note que $\{M\}_{si}$ é exatamente o elemento de (15) selecionado por um vetor h_s .

Cabe observar que devido à presença do Ω_t na equação (12'), nem sempre teremos a igualdade $\Delta \hat{G}_t^* = P\hat{V}(\Delta T)_t - P\hat{V}(\Delta G^*)_t$. A magnitude de Ω_t determinará a diferença entre os dois lados desta última igualdade.

3 - Base de dados

Para o período analisado não se dispõe de dados de dívida pública, o que nos levou a testar a sustentabilidade desta usando os dados de receita e despesa como proporção do PIB. Como o déficit público é igual à primeira diferença da dívida — ver equação (2) —, fica claro que, desconsiderados os erros de mensuração, esses procedimentos são equivalentes. Os dados de gasto do governo, que incluem os pagamentos dos juros nominais da dívida pública, e os dados de receita fiscal foram extraídos das contas nacionais, tendo como fonte as edições especiais da revista *Conjuntura Econômica*. O período coberto vai desde 1947 até 1992.

4 Supõe-se aqui que haja n variáveis no vetor X .

5 Note-se que nem uma ortogonalização das inovações nem uma suposição sobre a posição das variáveis no VAR são necessárias para computar esses coeficientes.

A receita fiscal extraída das contas nacionais não inclui a arrecadação da senhoriagem como receita real do governo. Os dados de senhoriagem para o período 1947/92 foram calculados valendo-se do uso da fórmula $\Delta B_t/Y_t$, onde B_t é a base monetária e Y_t o PIB nominal. As variações ΔB_t são calculadas de dezembro a dezembro, os dados do PIB são das contas nacionais (*Conjuntura Econômica*, vários números), e a série da base monetária foi extraída da base de dados Aries, da Fundação Getúlio Vargas. Os dados de arrecadação usados aqui são a soma dos dados de receita tributária das contas nacionais e da receita de senhoriagem.

Vale ressaltar que os dados de gastos e receitas aqui utilizados são expressos como percentual do PIB nominal brasileiro. Isso equivale ao uso do mesmo deflator para o PIB nominal, gastos e arrecadação fiscal. Dada a abrangência dos dois últimos, que cobrem quase todo o espectro da atividade econômica, esse procedimento parece correto do ponto de vista metodológico.

Os dados dos juros pagos na dívida pública não estão disponíveis de forma desagregada no sistema de contas nacionais para o período considerado neste estudo. Nesse caso, seguindo Ahmed e Rogers (1995), optou-se por utilizar a razão pagamentos dos juros nominais da dívida-PIB nominal como *proxy*. Como observam Ahmed e Rogers, o uso dessa *proxy* enviesa o teste de co-integração entre receita e gasto no sentido da rejeição da existência de co-integração. Logo, deve-se ter cautela ao interpretar os resultados dos testes de co-integração. Uma possível correção para esse problema seria usar um nível de significância mais alto neste teste.⁶

Vale ressaltar que ao tentar obter uma amostra com um período longo de tempo tivemos necessariamente que recorrer aos dados de contas nacionais. Existem duas possíveis limitações advindas do uso desses dados. A primeira é o fato de que as contas nacionais não separam, no pagamento dos juros nominais, a parcela de correção monetária da parcela de juros reais. Como para estimar necessita-se da série de dívida, do que não se dispõe para o pós-guerra, não nos resta alternativa a não ser o uso do total de juros pagos como proporção do PIB. A segunda limitação é a ausência das transferências líquidas para as empresas estatais nos dados de contas públicas. Ainda que os dados de contas nacionais incluam todas as esferas de governo no gasto e arrecadação, as transferências para as estatais não estão contabilizadas.

Mesmo levando-se em conta essas limitações, como estamos testando a sustentabilidade intertemporal da dívida, e esta pode levar um longo período para reverter um possível desequilíbrio, é preferível usar as séries (longas) de receita e gasto. Isso é particularmente importante nesse caso, pois o nosso teste é um teste de co-integração, que checka a existência de equilíbrio entre receita e gasto na frequência zero. Para esse tipo de teste o que importa é o *span* dos dados, que no nosso caso é de 46 anos. A alternativa ao uso de dados de contas nacionais seria a utilização das séries relativamente curtas do Tesouro e

6 Como observam Ahmed e Rogers, uma possível consequência do uso dessa *proxy*, do ponto de vista econométrico, é que o coeficiente da regressão $T_t = b \cdot G_t + \text{erro}$ não necessariamente será igual à unidade. Esse fenômeno não ocorreu quando usamos a série de senhoriagem, embora tenha ocorrido numa versão anterior deste artigo, quando usamos a série de imposto inflacionário no lugar da senhoriagem. Lá, usou-se um nível de significância mais alto para corrigir o viés causado pelo uso da *proxy*.

Receita Federais (*Boletim do Banco Central*). Infelizmente, essas fontes não incluem as transferências líquidas às estatais. Mesmo que se deseje construir uma série de transferências, e posteriormente agregá-la à análise, esta só estaria disponível a partir de 1980, o que implica novamente um *span* relativamente curto.

4 - Resultados empíricos

4.1 - Testes de raiz unitária e co-integração

Antes de tudo, é importante lembrar que o fato de usarmos séries de receita e gasto público medidas como proporção do PIB (logo, que se encontram no intervalo $[0,1]$) não implica que sejam estacionárias e não possuam raiz unitária [ver Ahmed e Yoo (1989)].

Uma análise visual dos dados na Tabela 1 indica a possível presença de uma raiz unitária nas séries de receita e despesa, dada a sua suavidade e não reversão à média. O mesmo não acontece na série de déficit, que, apesar de relativamente suave, apresenta uma clara reversão à média de longo prazo mesmo após o *boom* dos déficits dos anos 80.

A Tabela 1 mostra os resultados dos testes de raiz unitária — teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) e teste Phillips-Perron; este último tem estimativas robustas à hetero-

TABELA 1

Testes de raiz unitária

Variável	Lags ^a	Teste ADF	Teste de Phillips-Perron ^b
Receita (<i>T</i>)	4	-2,65	-3,07
Gastos (<i>G</i> *)	4	-2,14	-2,54
Déficit (<i>G</i> * - <i>T</i>)	4	-2,59*	-2,81**

NOTAS: 1) O número de *lags* usados foi definido com base no teste-*t*.

2) Nos testes de raiz unitária realizados em *G* e *T* acrescentaram-se constante e tendência linear. Os valores críticos para esses testes são -3,53 e -4,20 para níveis de 5% e 1%, respectivamente.

3) Nos testes de raiz unitária para o déficit não foi considerada a existência de componentes determinísticos. Os valores críticos para esses testes são -1,95 e -2,62 para níveis de 5% e 1%, respectivamente.

4) Os símbolos (*) e (**) indicam rejeições da hipótese de não-estacionariedade a 5% e a 1%, respectivamente.

^a O número de *lags* diz respeito apenas ao teste ADF.

^b O *lag truncation* escolhido para o núcleo de Bartlett foi três.

dasticidade dos erros. Os resultados indicam claramente a presença de raiz unitária nas séries de receita e gastos. O mesmo não se pode dizer com relação à série de déficit ($G^* - T$)⁷, dado que se rejeita a hipótese de uma raiz unitária mesmo nos níveis de significância usuais.

Como é notório, os valores das estatísticas alcançadas no teste de co-integração de Johansen mudam em função da ordem do VAR usado. Por tal razão, realizamos alguns testes para identificar a ordem ótima do VAR. Essa ordem é testada valendo-se do uso de critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn. Os resultados encontram-se na Tabela 2.

Os resultados da Tabela 2 são baseados em VARs estimados com constante irrestrita. Em ambos os critérios de informação, a ordem ótima do VAR é de três *lags*. O resultado do teste de co-integração de Johansen é apresentado na Tabela 3. Como já se discutiu na seção anterior, a série de gasto (G^*) deveria conter os gastos de juros reais e não nominais. Infelizmente os dados de contas nacionais não discriminam os juros do restante das despesas para a amostra inteira. Isso nos levou ao uso da razão juros-PIB como *proxy* da razão juros real-PIB. Apesar do uso dessa *proxy*, o resultado do teste de co-integração (sabidamente um teste de baixa potência), não rejeita a presença de um vetor de co-integração entre as duas variáveis em um nível de 5%. Dado que o teste é enviesado para rejeitar co-integração, e o seu resultado é o oposto aos níveis de significância usuais, pode-se concluir com ainda mais segurança que receita e despesa co-integram para o período analisado.

Pela equação (2), o vetor de co-integração teórico é (1, -1). Trata-se de uma hipótese natural a ser testada. Logo, faz-se o teste de co-integração restrita, impondo-se o valor teórico para o vetor de co-integração. Pelos resultados desse teste na Tabela 3, tal hipótese não pode ser rejeitada em níveis de significância usuais. Portanto, gastos públicos e

TABELA 2

Ordem ótima do VAR

Ordem	Constante	Tendência linear	Critério de Schwarz	Critério de Hannan-Quinn
1	Irrestrita	Sem tendência	-14,44	-14,60
2	Irrestrita	Sem tendência	-14,51	-14,77
3	Irrestrita	Sem tendência	-14,70	-15,06
4	Irrestrita	Sem tendência	-14,41	-14,88

⁷ Testes para duas raízes unitárias rejeitam essa hipótese para todas as séries.

TABELA 3

Testes de co-integração de Johansen na presença da senhoriagem como receita

Estatística do teste (valores críticos — 95%)				Vector de co-integração
Autovalor máximo		Traço		Despesa/receita
$K = 0$	$K = 1$	$K = 0$	$K \leq 1$	
15,12*	0,32	15,44*	0,32	(1,0; -0,96)
(14,07)	(3,76)	(15,41)	(3,76)	

Teste de co-integração restrita: restrição para $(1, -1) \chi^2(1) = 0,76$ (p -value = 37,53%).

* Significa que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5%.

receita fiscal co-integram com o vetor $(1, -1)$,⁸ isto é, não só a dívida pública é sustentável para o período 1947/92, mas também o vetor de co-integração teórico é consistente com os dados observados de despesa e receita.

4.2 - Causalidade de Granger e testes de exogeneidade no modelo de correção de erros

A seguir, estimam-se os modelos de correção de erros.⁹ Os resultados das estimativas estão nas Tabelas 4 e 5. A Tabela 4 mostra a estimativa do modelo de correção de erro com todos os seus componentes (duas defasagens para as variáveis explicadas e uma para o termo de correção de erro). A Tabela 5 mostra o modelo de correção de erro somente com seus termos significativos a 5%. Fica claro que a escolha de um VAR em nível de três lags é plenamente justificada pelos resultados da significância dos coeficientes de ordem 2. Por exemplo, num teste para o sistema como um todo, os regressores ΔG_{t-2} são significativos a 1%. Modelar o sistema como um VAR em nível de ordem 2 omitiria, portanto, parte da dinâmica do sistema.

Chama a atenção na Tabela 4 o fato de que o coeficiente associado ao termo Def_{t-1} é estatisticamente não-significativo na equação do gasto público. Teoricamente, o coeficiente associado a Def_{t-1} mede a variação ocorrida nos gastos e nas receitas no

⁸ O teste de raiz unitária em $(G^s - T)$ também corrobora o resultado de que os dados atendem a restrição teórica.

⁹ É importante ressaltar que as estimativas dos coeficientes do modelo de correção de erros são de suma importância para o cálculo dos valores de resposta a impulsos presentes em (17).

TABELA 4

Modelo de correção de erro vetorial (VECM)

Regressor	EQ. 1 (ΔG_t^*)			EQ. 2 (ΔT_t)		
	Coefficiente (HCSE)	t-valor	t-prob	Coefficiente (HCSE)	t-valor	t-prob
ΔG_{t-1}^*	-0,140 (0,180)	-0,715	0,4788	0,080 (0,080)	0,990	0,3287
ΔG_{t-2}^*	-0,830 (0,250)	-3,139	0,0033	-0,460 (0,120)	-4,253	0,0001
ΔT_{t-1}	-0,069 (0,330)	0,150	0,8800	0,015 (0,230)	0,080	0,9370
ΔT_{t-2}	-0,220 (0,260)	-0,594	0,5563	0,050 (0,130)	0,363	0,7184
Def_{t-1}	0,120 (0,220)	0,829	0,4126	0,240 (0,040)	3,824	0,0005
Constante	0,011	2,017	0,0509	0,006	2,820	0,0076

NOTA: O valor entre parênteses representa o desvio padrão robusto.

TABELA 5

*Modelo de correção de erro vetorial (VECM)
(somente termos significativos após "redução")*

Regressor	EQ. 1 (ΔG_t^*)			EQ. 2 (ΔT_t)		
	Coefficiente (HCSE)	t-valor	t-prob	Coefficiente (HCSE)	t-valor	t-prob
ΔG_{t-2}^*	-0,760 (0,120)	-4,980	0,0000	-0,460 (0,070)	-6,740	0,0000
Def_{t-1}				0,270 (0,050)	5,730	0,0000
Constante	0,009	2,017	0,0590	0,007	3,410	0,0014

NOTA: O valor entre parênteses representa o desvio padrão robusto.

período t que se deve a um desvio do sistema (ocorrido no período $t-1$) da sua posição de equilíbrio. Portanto, o gasto público no Brasil responde pouco às mudanças no déficit que deslocam o sistema da sua posição de equilíbrio de *steady-state*.

Como discutido em Johansen (1995, p. 122-123) pode-se testar a *exogeneidade fraca* [ver Engle, Hendry e Richard (1983)] da receita e despesa pela significância do coeficiente de ajuste. Caso este seja não-significativo, os parâmetros dos modelos condicional e marginal são separáveis e a função de verossimilhança conjunta é fatorável na verossimilhança condicional e marginal. De forma intuitiva, testar a exogeneidade fraca do gasto (receita) para os parâmetros de interesse do modelo condicional da receita (gasto) equivale a perguntar se o modelo probabilístico do gasto (receita) se dá ou não separadamente ao da receita (gasto). Em caso afirmativo, pode-se usar G_t^* (T_t) como regressor e estimar a equação da receita (despesa) por OLS para obter o estimador de máxima verossimilhança dos parâmetros de interesse desta.

A Tabela 6 mostra os resultados dos testes de exogeneidade fraca nos termos de correção de erro, condicional à existência de um vetor de co-integração. Conclui-se que os gastos são exógenos fracos para os parâmetros de interesse da equação de receita, mas a recíproca não é verdadeira. Isso *isola* o modelo probabilístico do gasto, que se dá de forma separada ao da receita. Esse resultado confirma o senso comum de que no Brasil é muito difícil exercer controle sobre os gastos públicos.¹⁰

Os resultados da Tabela 7 mostram claramente que a despesa Granger causa a receita; sem reciprocidade, porém, a 1% de significância. Logo, no Brasil, aumentos de gastos precedem os aumentos de receita e, ao contrário de países com disciplina fiscal, os aumentos de receitas não precedem os aumentos nos gastos. Este teste mostra que além de exógenos fracos, os gastos públicos no Brasil são exógenos fortes para os parâmetros de interesse na equação da receita.

TABELA 6

Teste de exogeneidade fraca do coeficiente de ajuste

Hipótese nula	Estatística do teste	P-vvalor
T_t é fracamente exógena para os parâmetros de interesse	15,106	0,0005**
G_t^* é fracamente exógena para os parâmetros de interesse	1,57	0,4546

** Significa que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

10 O fato de o coeficiente associado a Def_{t-1} na equação de G_t ser estatisticamente não-significativo, levou-nos a testar a hipótese conjunta de que os vetores de co-integração e dos coeficientes do termo correção de erros eram $(1, -1)$ e $(0, \alpha)$, respectivamente. A estatística $\chi^2(2)$ desse teste foi 1,58, e a hipótese nula foi aceita com um nível de significância de 45,5%.

TABELA 7

Teste de causalidade de Granger

VAR com três lags	
Hipótese nula	P-valor
T_t não-Granger-causa G_t^*	0,84
G_t^* não-Granger-causa T_t	0,0000**

** Significa que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 1%.

4.3 - Função de resposta a impulsos não-convencionais

De posse dos resultados discutidos anteriormente — a existência de um vetor de co-integração $(1, -1)$, de um vetor de coeficientes do termo de correção de erros na forma $(0, \alpha)$, e de um MCE de ordem 2 parcimonioso — calculamos o impacto marginal das inovações em G_t^* e T_t sobre o valor presente das inovações futuras dessas variáveis.

Foram considerados quatro casos. No primeiro, usamos um fator de desconto $\rho = 0,97$ que equivale a uma taxa de juros real de aproximadamente 3% a.a. Para os casos adicionais, o valor de ρ aumenta até chegar à unidade, o que equivale a não descontar o futuro no cálculo do valor presente, isto é, no uso de uma taxa de juros real igual a zero durante o período em estudo. Os resultados desse exercício encontram-se na Tabela 8.

A Tabela 8 tem dois resultados interessantes: o primeiro diz respeito à relativa pouca resposta dos gastos públicos em relação às inovações correntes nas variáveis fiscais (G_t^*, T_t) do modelo. A função resposta a impulsos mostra que, com taxa de desconto nula ($\rho = 1$, logo sem erros de mensuração), os déficits gerados por aumentos nos gastos são eliminados principalmente por aumentos nos impostos (57% de aumento nos impostos futuros contra apenas 43% de redução nos gastos futuros). O segundo resultado se refere ao teste da equivalência-ricardiana.

A principal implicação advinda da abordagem ricardiana de déficits orçamentários [ver Barro (1974)] é a crença de que os consumidores não mudam as suas alocações ótimas de consumo e o seu bem-estar se mudar a forma de financiamento de uma dada seqüência de gastos (num modelo de gerações superpostas isso necessariamente requer altruísmo). Para o VAR estimado, os déficits provocados por cortes nos impostos são eliminados por, e exclusivamente por, aumentos futuros nos impostos. Note que isso advém diretamente da exogeneidade forte do gasto público. Portanto, dada uma seqüência de gastos públicos no Brasil, o consumidor ricardiano deve considerar que mudanças na forma de financiar essa seqüência não afetarão sua riqueza líquida, e portanto, seu consumo e bem-estar. Logo, a evidência empírica das funções resposta a impulsos é

TABELA 8

Função resposta a impulso não-convencional

(ρ = 0,97)				
Inovação em	T	T	G*	G*
Efeito sobre	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$
Estimativas	-1,13	0,00	0,70	-0,42
(ρ = 0,98)				
Inovação em	T	T	G*	G*
Efeito sobre	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$
Estimativas	-1,08	0,00	0,65	-0,42
(ρ = 0,99)				
Inovação em	T	T	G*	G*
Efeito sobre	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$
Estimativas	-1,04	0,00	0,61	-0,43
(ρ = 1,00)				
Inovação em	T	T	G*	G*
Efeito sobre	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$	$P\hat{V}(\Delta T)$	$P\hat{V}(\Delta G^*)$
Estimativas	-1,00	0	0,568	-0,43

consistente com o comportamento de um consumidor ricardiano. Observe-se que a evidência da Tabela 8 não implica que os consumidores brasileiros tenham comportamento ricardiano, porque isso requer uma forma específica de preferências individuais.

Esses dois resultados básicos são obtidos qualitativamente para outros valores (diferentes de zero) da taxa de juros real. Nesses casos, todavia, há um termo de erro vindo de Ω_t . Note-se, entretanto, que o termo Ω_t pouco afeta os resultados básicos para valores de ρ diferentes da unidade.

Cabem dois comentários sobre os resultados da Tabela 8. O primeiro aspecto é saber que valor de ρ deve ser utilizado. Para a amostra usada, 1947/92, o intervalo [0,97,1] parece o mais indicado, mesmo considerando que após os anos 80 a taxa real de juros foi sistematicamente superior a zero, pois nos anos iniciais da amostra essa taxa foi provavelmente negativa. Por falta de uma série longa e consistente de juros reais pouco mais se pode dizer a esse respeito. O segundo ponto é a possível correlação entre as inovações de gasto e receita. O teste de razão de verossimilhança (em *log*) de ortogona-

lidade entre os erros, que usa a matriz de co-variância restrita como nula, tem estatística igual a 2.246, com um *p-value* de 0,134; logo, não-significativo a 5% ou a 10%. Esse resultado é consistente com a exogeneidade forte encontrada para os gastos. Dada a ortogonalidade das inovações, a interpretação dos resultados da Tabela 8 é imediata, seguindo a discussão acima.

É interessante comparar os nossos resultados com os de Pastore (1995) e Rocha (1997). A princípio os resultados são idênticos quanto à sustentabilidade da dívida pública: Pastore confirma a hipótese de que a primeira diferença da dívida é estacionária, e concluiu, portanto, que o crescimento da dívida interna no Brasil não tem um comportamento explosivo. Aqui, testa-se a estacionariedade do déficit público. Como este é, por definição, igual à primeira diferença da dívida pública interna — ver equação (2) —, ambos os resultados são idênticos, apesar de usarem métodos, séries e períodos amostrais distintos. Já Rocha usa mais de um teste de sustentabilidade e chega à mesma conclusão que se chega aqui, de que há sustentabilidade da dívida pública.

No ponto do teste de sustentabilidade da dívida, nossos resultados complementam os dos estudos anteriores, porque confirmam o resultado prévio com uma amostra mais longa. Nesse sentido são análises complementares. As diferenças entre os estudos dizem respeito à abrangência destes. Aqui, além de se testar a sustentabilidade da dívida pública, usa-se uma metodologia que permite avaliar de que forma o governo reequilibra o orçamento no Brasil, em face das inovações de gasto ou receita.

Um aspecto interessante do procedimento histórico usado pelo governo brasileiro para gerar a sustentabilidade da dívida é o uso sistemático da senhoriagem como receita. Na ausência de disciplina fiscal e/ou na presença de evasão fiscal de arrecadação, a praxe no Brasil tem sido a monetização do déficit público. Comprova-o o excessivo crescimento da oferta monetária durante o período em estudo que, por sua vez, encontra-se amplamente registrado em diversos trabalhos da literatura especializada. Com efeito, Pastore (1995, p.194), ao comentar sobre tal questão, afirma que: “[A] restrição orçamentária intertemporal estará sendo atendida, porque a senhoriagem passou a ser produzida evitando o crescimento explosivo da dívida pública (...). A passividade monetária endogeneiza a senhoriagem, permitindo o atendimento da restrição orçamentária intertemporal.”

Um último teste é feito aqui. Considera-se a arrecadação fiscal como porcentagem do PIB, excluindo-se a receita de senhoriagem, e testa-se a sustentabilidade da dívida usando um teste de co-integração entre essa receita modificada e a despesa. A Tabela 9 mostra que, na ausência do imposto inflacionário, o equilíbrio orçamentário intertemporal não pode ser alcançado, porque receita e despesa não co-integram. Tal resultado corrobora os comentários acima. Um teste semelhante é aplicado por Rocha (1997), chegando a resultados idênticos.

Os resultados empíricos para a economia brasileira ilustram que de fato a dívida pública é sustentável, e os gastos têm um comportamento exógeno com relação às receitas. Portanto, o modelo brasileiro se aproxima muito mais do *spend-and-tax* que do *tax-and-spend*. Como a receita de senhoriagem está incluída na receita total (T_t), e tem valores percentuais não-desprezíveis na amostra usada — aproximadamente 3% do PIB —, este é um componente importante de sustentabilidade da dívida pública no Brasil.

TABELA 9

Testes de co-integração de Johansen na ausência da senhoriagem como receita

Estatística do teste (valores críticos — 95%)				
Autovalor máximo		Traço		Vetor de co-integração despesa/receita
$K = 0$	$K \leq 1$	$K = 0$	$K \leq 1$	
7,305	0,0454	7,351	0,0454	
(14,07)	(3,76)	(15,41)	(3,76)	

NOTAS: 1) Mesmo usando o nível de significância de 20%, rejeita-se a existência de co-integração.

2) De acordo com o critério de Schwarz e com o teste da razão de verossimilhança, o VAR utilizado no teste acima é de ordem dois e possui constante irrestrita.

5 - Conclusão e sugestão de política

Este estudo testou a hipótese de estacionariedade do déficit público no Brasil. Tal hipótese não pode ser rejeitada nos níveis de significância usuais. Uma análise posterior mostrou que a série de gasto público é pouco sensível às inovações correntes ocorridas nas variáveis fiscais do modelo utilizado. Ademais, para o Brasil, a despesa é exógena forte, mas a receita não. Baseados nos resultados da função resposta a impulsos pode-se afirmar que os déficits públicos no Brasil, quando são gerados por redução nos impostos, são eliminados por aumentos nos impostos, o que não contradiz a proposição de equivalência ricardiana. Quando a fonte do desequilíbrio é um aumento nos gastos, o governo reequilibra o orçamento cortando 40% desses gastos adicionais e taxando a sociedade para cobrir os 60% restantes. Observa-se, portanto, uma reversão de parte do aumento dos gastos.

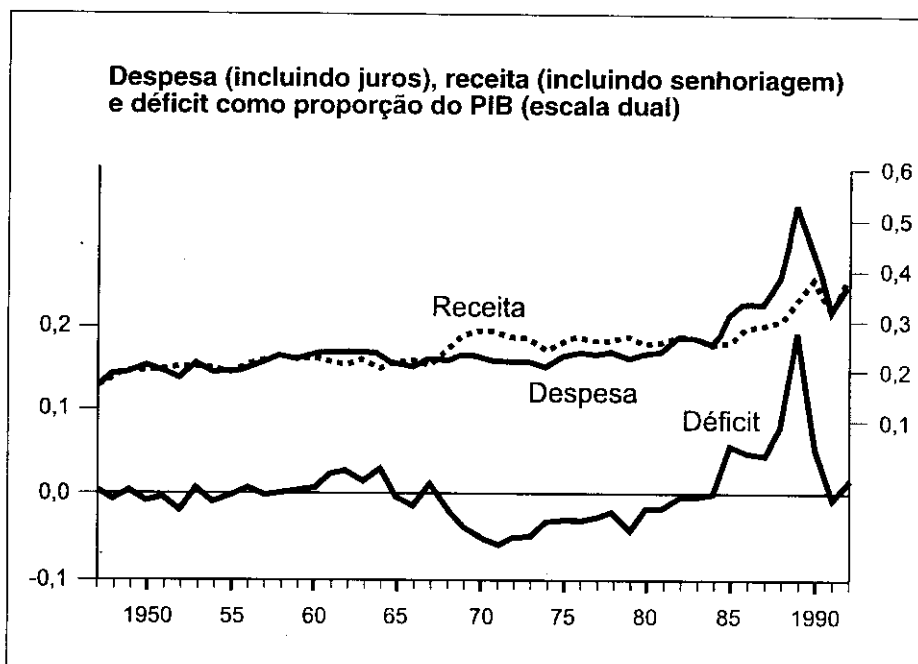
Por fim, pode-se dizer que a senhoriagem foi usada de forma sistemática para garantir o equilíbrio orçamentário de longo prazo, o que explica as altas taxas de inflação que vigoraram no Brasil para os anos do estudo (1947/92). Com base em todos esses resultados, o modelo brasileiro de finanças públicas segue muito mais o *spend-and-tax* que o *tax-and-spend*.

Com base nos resultados empíricos desse estudo, torna-se relevante discutir as mudanças necessárias para se alcançar um equilíbrio orçamentário sem inflação. Tais mudanças devem ter um caráter institucional. Nesse contexto, mudanças na formação do orçamento merecem uma atenção especial [ver Buchanan e Wagner (1977)]. Uma alternativa seria a criação de um Banco Central independente. Presume-se que este último crie responsabilidade fiscal na medida em que o acesso do governo à senhoriagem deixa de ser imediato. Caso o governo não possa mais usar sistematicamente a senhoriagem

para garantir o equilíbrio fiscal de longo prazo, eventualmente despesa e receita terão de se equilibrar sem a sua utilização, com um nível baixo de inflação, portanto.

Por fim, cabe uma breve discussão sobre o Plano Real e o equilíbrio inflacionário a longo prazo. Desde a queda da inflação (julho de 1994) a receita de senhoriagem se reduziu drasticamente. Entretanto, a despesa também aumentou consideravelmente. Caso a despesa continue exógena forte, só há duas formas de reequilibrar o orçamento: aumentar os impostos, exclusive o imposto inflacionário, ou aumentar o último. No primeiro caso seríamos candidatos ao país mais taxado da América Latina (mais de 30% do PIB), com o agravante de que os impostos não têm contrapartida à altura em serviços públicos-educação, infra-estrutura, sistema legal etc. No segundo caso, a inflação voltaria inexoravelmente, constituindo-se em um custo que a sociedade brasileira pode não estar disposta a pagar. Torçamos para que a exogeneidade forte dos gastos tenha se revertido desde o início do Plano Real.

Apêndice



Abstract

Using national accounts data for the revenue-GDP and expenditure-GDP ratios from 1947 to 1992, we examine two central issues in public finance. First, was the path of public debt sustainable during this period? Second, if debt is sustainable, how has the government historically balanced the budget after shocks to either revenues or expenditures? The results show that: a) public deficit is stationary (bounded asymptotic variance). The budget in Brazil is balanced entirely through changes in the present value of taxes when a shock to taxes is the initial cause of the imbalance. When the imbalance is due to a shock to expenditures, the budget is balanced through a 40% and 60% change in the present values of expenditures and taxes respectively. Moreover, expenditures are strongly exogenous, but tax revenues are not; b) a rational Brazilian consumer may have a behavior consistent with Ricardian Equivalence; and c) seigniorage revenues are critical to restore intertemporal budget equilibrium, since, when we exclude them from total revenues, debt is not sustainable in econometric tests.

Bibliografia

- AHMED, S., ROGERS, J. H. Government budget deficits and trade deficits: are present value constraints satisfied in long-term data? *Journal of Monetary Economics*, v. 36, p. 351-374, 1995.
- AHMED, S., YOO, B. S. *Fiscal trends and real business cycles*. Pennsylvania State University, 1989 (Working Paper).
- BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, p. 1095-1117, 1974.
- BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, p. 333-359, 1991.
- BRUNO, M., FISCHERS, S. Seigniorage, operating rules, and the high inflation trap. *Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 2, p. 353-374, 1990.
- BUCHANAN, J. M., WAGNER, R. E. *Democracy in deficit: the political legacy of Lord Keynes*. New York: Academic Press, 1977.
- CYSNE, R. P. *O sistema oficial e a queda das transferências inflacionárias*. Rio de Janeiro, FGV, jan. 1995 (Ensaio Econômico EPGE, 254).
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration, and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F., HENDRY, D. F., RICHARD, J. F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 55, p. 277-304, 1983.

- FGV. *Conjuntura Econômica*, diversos números.
- FURSTENBERG, G. VON, J. GREEN, JEANG, J. H. Tax-and-spend or spend-and-tax? *Review of Economics and Statistics*, v. 68, p. 179-188, 1986.
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long run relationships. *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 203-233, 1995.
- HAKKIO, C. S., RUSH, M. Is the budget deficit too large? *Economic Inquiry*, v. 29, p. 429-445, 1991.
- HAMILTON, J., FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, v. 76, p. 808-819, 1986.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in gaussian vector autoregressions. *Econometrica*, v. 59-6, p. 1551-1580, 1991.
- . *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- MILLER, S. M., RUSSEK, F. S. Co-integration and error-correction models: the temporal causality between government taxes and spending. *Southern Economic Journal*, v. 57, n. 1, p. 221-229, 1990.
- 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. Long run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.
- RUGE-MURCIA, F. *Government expenditure and the dynamics of high inflation*. University of Montreal, 1995 (Working Paper).
- TREHAN, B., WALSH, C. E. Common trends, the governments budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2 e 3, June/ Sep. 1988.
- . Testing intertemporal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 23, n. 2, p. 206-223, May 1991.

(Originais recebidos em maio de 1997. Revistos em novembro de 1997.)