

DINÂMICA NÃO-LINEAR E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA*

Luiz Renato Lima
Da Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV
Andrei Simonassi
Da Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV

O artigo contribui para o debate acerca da sustentabilidade da dívida pública brasileira, considerando a existência de efeitos não-lineares na série de déficit público. A partir de dados para as finanças públicas nacionais, compreendendo o período 1947-1999, encontra-se evidência do fenômeno de estabilização fiscal tardia. Em particular, os resultados sugerem que, apenas quando o aumento do déficit orçamentário atinge 1,7% do Produto Interno Bruto (PIB), as autoridades intervêm com medidas de austeridade fiscal que garantem a sustentabilidade de longo prazo da dívida pública. Este limiar sobe para 2,2% do PIB quando se considera a receita de senhoriação no cômputo do déficit público, sugerindo que esse instrumento alternativo de financiamento do déficit torna o governo mais tolerante aos desequilíbrios fiscais.

1 INTRODUÇÃO

Após o primeiro choque do petróleo em meados da década de 1970, vários países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) passaram a acumular grandes déficits públicos. Em 1990, chegou-se a verificar razões dívida/PIB superiores a 100%, como foi o caso de Bélgica, Itália e Irlanda [Alesina e Perotti (1995)]. Essa tendência de agravamento das contas públicas também foi verificada no Brasil. Com efeito, Luporini (2000) mostra que, até 1980, a dívida pública brasileira, como proporção do PIB, cresceu de forma estável, contudo, após 1981, essa razão assumiu uma tendência crescente sem precedentes. Dados¹ do IBGE mostram que a despesa corrente do governo brasileiro passa de 22,54% do PIB, em 1980, para mais de 50% a partir de 1989. Somente a partir de 1995 essa rubrica passa a representar um percentual inferior a 50% do PIB brasileiro. Concomitantemente, a receita corrente do governo, que representava cerca de 23% do PIB em 1980, apresentou uma evolução modesta, de forma que até 1992 não ultrapassava 28% do PIB do país. Dois problemas associados à manutenção de sucessivos déficits viriam, então, a surgir: *a*) elevação da vulnerabilidade econômica, que trouxe consigo altas taxas de inflação; e *b*) aumento da dívida do setor público. Con-

* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos e ao editor Octávio Tourinho pelos seus valiosos comentários. Todos os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores. Luiz Renato Lima agradece ao Programa de Apoio a Núcleos de Excelência (Pronex) e Andrei Simonassi agradece ao Programa de Capacitação de Docentes (Procad) pelos respectivos apoios financeiros.

1. Ver dados em *Estatísticas do Século XX* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

seqüentemente, consumo e investimento são afetados e surge a dívida sobre se o governo é solvente ou pretende apenas realizar um esquema de Ponzi.

Nesse contexto surge o conceito de sustentabilidade da dívida, que implica a impossibilidade de se usar um esquema Ponzi como uma opção de financiamento das contas públicas. A classificação da dívida, em sustentável ou não, dependerá do atendimento à restrição orçamentária intertemporal do governo, de forma que essa dívida será considerada sustentável se o seu estoque em uma determinada data for compensado pelo valor presente do fluxo dos superávits esperados para o futuro.

Contudo, o atendimento à restrição orçamentária pode representar um custo político aos governos. Em um artigo seminal, Alesina e Drazen (1991) mostram como disputas políticas podem dar origem a ajustes fiscais tardios (*delayed adjustment of fiscal imbalances*). Em países onde esse tipo de disputa política ocorre, verifica-se que o ajuste fiscal só é implementado depois que o déficit orçamentário atinge níveis extremamente elevados. O mesmo tipo de argumento também pode ser achado em Bertola e Drazen (1993).

No tocante à sustentabilidade da dívida interna brasileira, não encontramos estudos sobre a existência de ajustes tardios no Brasil. Isto posto, o objetivo deste artigo é não apenas verificar se a condição de solvência da dívida pública brasileira é satisfeita, mas também procurar evidências que apontem para a existência do fenômeno de ajuste fiscal tardio no Brasil. Para isso, utilizamos uma metodologia inovadora, qual seja, testes de raiz unitária na presença de *threshold effects*.

O presente artigo organiza-se da seguinte forma: a Seção 2 apresenta uma revisão da literatura sobre sustentabilidade da dívida interna; a Seção 3 introduz o modelo econométrico e examina as hipóteses a serem testadas; a Seção 4 discute a base de dados utilizada neste estudo; os resultados empíricos são apresentados e discutidos na Seção 5. Finalmente, a Seção 6 revela nossas conclusões e considerações finais.

2 SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA INTERNA: REVISÃO DA LITERATURA

Recentemente, observamos um profundo debate sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira. Uma listagem parcial inclui Pastore (1995), Rocha (1997), Issler e Lima (2000) e Rocha (2001). A literatura acerca da sustentabilidade da dívida pública se inicia com Hamilton e Flavin (1986). Seguindo esses autores, Rocha (1997 e 2001) testa se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. Nessa análise, o critério para verificar se a dívida é consistente com

a restrição orçamentária intertemporal do governo consiste na rejeição da hipótese de não-estacionariedade para o referido processo.

Pastore (1995) e Issler e Lima (2000) optam por direcionar a atenção na dinâmica de longo prazo entre a receita de impostos e o gasto do governo. Esses trabalhos seguem as idéias de Hakkio e Rush (1991), Bohn (1991) e Trehan e Walsh (1988): Hakkio e Rush (1991) fazem hipóteses sobre o processo estocástico, seguido pelas variáveis de gasto e receita pública, e aplicam técnicas de co-integração como forma de testar o atendimento à restrição orçamentária intertemporal. Bohn (1991) associa a sustentabilidade da dívida à existência de co-integração entre as variáveis dívida, gasto e receita pública; enquanto Trehan e Walsh (1988) mostram que o gasto do governo, incluindo pagamento de juros, e as receitas governamentais deveriam ser co-integradas com um vetor de co-integração $[1, -1]'$, e apresentaram evidências que suportam tal condição.

Issler e Lima (2000) e Rocha (2001) apontam para a sustentabilidade da dívida pública brasileira quando senhoriagem é usada como fonte de receita do governo; Rocha (2001) identifica diferentes períodos em que a dívida pública brasileira mostrou-se insustentável. Além disso, Luporini (2000) analisa a sustentabilidade da política fiscal brasileira a partir da reforma financeira de 1965 e constata que a dívida pública brasileira seria sustentável para a série como um todo, mas verifica que a política fiscal assume um padrão insustentável após 1981, período que inicia uma seqüência de déficits nas contas públicas nacionais. Posteriormente, seguindo o modelo proposto por Bohn (1998), Luporini (2002) analisa a sustentabilidade da política fiscal do governo federal brasileiro, examinando as respostas dos superávits do governo a alterações na razão dívida/PIB previamente observada. A partir de dados da dívida mobiliária para o período 1966-2000, infere-se que a política fiscal do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado.

Um ponto em comum nesses estudos é a utilização de técnicas lineares de raiz unitária e/ou co-integração. Como uma crítica às técnicas até então utilizadas para se investigar a dinâmica do déficit público, Alesina e Drazen (1991) e Bertola e Drazen (1993) alertam para o fato de que os requerimentos para solvência do governo implicam que qualquer aumento no gasto público corrente possui um efeito não-linear no valor presente dos gastos públicos esperados para o futuro e, sob tais circunstâncias, técnicas lineares não seriam acuradas para caracterizar o processo descrito pelo déficit público.

Arestis, Cipollini e Fattouh (2004) investigam acerca da existência de dinâmica não-linear na série do déficit americano, argumentando que, para satisfazer restrições políticas, as autoridades fiscais poderiam intervir na economia apenas quando o déficit público estivesse muito elevado, indicando a existência

de estabilização fiscal tardia. No modelo proposto, o limiar (*threshold*) que determina a intervenção governamental é endógeno, e é considerada a possibilidade de a dívida ser parcialmente sustentável, ou seja, a série de déficit público possuir raiz unitária em um regime, mas ser estacionária em um outro regime. Como sugerido em Alesina e Drazen (1991), sustentabilidade parcial é compatível com a presença de estabilização fiscal tardia, que, por sua vez, reflete a existência de restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais na sua tarefa de eliminar trajetórias não-sustentáveis da série de déficit público.

Isto posto, buscaremos no presente estudo responder às seguintes perguntas: *a)* há evidência de dinâmica não-linear na série de déficit público brasileiro?; *b)* há evidência de estabilização fiscal tardia?; e *c)* qual o nível de tolerância do governo em relação às intervenções para controle do déficit público? Busca-se, portanto, complementar os trabalhos de Issler e Lima (2000) e Rocha (2001), utilizando-se, para tal, a mesma base de dados usada por esses autores.

3 O MODELO ECONOMÉTRICO

Com a finalidade de testar a existência de dinâmica não-linear no déficit público brasileiro, consideramos o seguinte modelo auto-regressivo com valor limite (Threshold Autoregressive Model), introduzido por Caner e Hansen (2001):

$$\Delta y_t = \theta'_1 x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta'_2 x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad (1)$$

com $t = 1, \dots, T$ e onde $x_{t-1} = (y_{t-1}, r'_t, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$; $I(\cdot)$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$; ε_t é um erro independente e identicamente distribuído (i.i.d.); $Z_t = y_t - y_{t-m}$ para $m \geq 1$; r_t é um vetor de componentes determinísticos, incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear; e λ é o parâmetro que representa o valor limite (*threshold*). Tal parâmetro é desconhecido, mas assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, onde λ_1 e λ_2 são escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1, \pi_2 > 0$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2, \pi_2 < 1$. Assume-se que π_1 e π_2 são simétricos, ou seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$, impondo, portanto, a restrição de que nenhum regime terá menos que $\pi_1\%$ das observações. Caner e Hansen (2001) sugerem que $\pi_1 = 0,15$, o que implica que nenhum dos regimes terá menos de 15% das observações.²

Por fim, definimos $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes

2. Note-se que a amostra utilizada no presente artigo possui 53 observações, significando que nenhum regime terá menos que oito observações.

determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

O modelo 1 é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para implementar MQO em 1, Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as seguintes operações:

a) Para cada $\lambda \in \Lambda$, o modelo 1 é estimado por MQO, ou seja, para cada $\lambda \in \Lambda$, tem-se:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad (2)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2$$

b) Estimar o valor limite, λ , minimizando $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, ou seja;

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

c) Estimar θ_1 e θ_2 utilizando a estimativa de λ em (b), $\hat{\lambda}$, isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \hat{\lambda})} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \hat{\lambda})} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (3.1)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \quad (3.2)$$

As estimativas nas equações (3.1) e (3.2) são de suma importância para o nosso estudo, pois serão utilizadas para conduzir inferência sobre os parâmetros do modelo (1) através de estatísticas de teste, tais como a estatística- t e a de Wald descritas a seguir.

3.1 Testando a presença de dinâmica não-linear

Testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública brasileira equivale a testar a hipótese de raiz unitária na série de déficit público [Rocha (2001) e Issler e Lima (2000)]. Note-se que, na ausência de dinâmica não-linear, temos

$\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' = \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)' = \hat{\theta}(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}, \hat{\beta}, \hat{\alpha})'$. Em outras palavras, na presença de linearidade, a regressão 3.1 torna-se igual à famosa regressão ADF (Augmented Dickey-Fuller). Isso implica que, se a série de déficit público possuir dinâmica não-linear, testar a sustentabilidade da dívida interna brasileira via teste tradicional de raiz unitária ADF pode nos levar a resultados imprecisos. Isto posto, torna-se indispensável testar a hipótese nula de dinâmica linear, $H_0: \theta_1 = \theta_2$, antes de implementar os testes de raiz unitária.

Caner e Hansen (2001) propuseram, então, a seguinte estatística de teste:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda)$$

onde $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido

quando se estima o modelo 1 impondo $H_0: \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de W_T sob estacionariedade, $\rho < 0$, foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996). Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, significando que os valores críticos não podem ser tabulados. Dessa forma, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de W_T : o primeiro é apropriado para o caso estacionário, $\rho < 0$, enquanto o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária, $\rho = 0$. Dado que a ordem de integração é desconhecida *a priori*, Caner e Hansen sugerem calcular os valores críticos por *bootstrap*, assumindo $\rho = 0$ e $\rho < 0$ e usar o valor crítico mais conservador, ou seja, o maior valor-p. Portanto, esta será a estratégia utilizada neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade; $H_0: \theta_1 = \theta_2$.

3.2 Testando a hipótese de raiz unitária em modelos não-lineares

No modelo (1), os parâmetros ρ_1 e ρ_2 controlam a estacionariedade do processo y_t . Assim, y_t será integrado de ordem 1, $I(1)$, se a hipótese nula, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural seria $H_1: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, sugerindo que o processo y_t é estacionário nos dois regimes. Contudo, existe, ainda, uma possibilidade intermediária chamada de raiz unitária parcial:

$$H_2: \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases}$$

Se H_2 for verdadeira, o processo y_t terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro.

Neste artigo, estudamos se o déficit público brasileiro é estacionário, H_1 é verdadeira, ou possui raiz unitária parcial, H_2 é verdadeira. A distinção entre H_0 , H_1 e H_2 é feita via uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001):

a) Uma estatística- t para ρ_1 , t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 1, isto é; $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$.

b) Uma estatística- t para ρ_2 , t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 2, isto é; $H_2: \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.

c) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa $H_2: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.

Os valores críticos para as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001). Foram tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por *bootstrap*.

É importante mencionar que simulações de Monte Carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas- t têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e o teste baseado na estatística- R_{1T} . Na presença de estacionariedade pura (estacionariedade nos dois regimes), os testes t ainda possuem mais potência que o teste ADF, quando existem efeitos de *threshold*

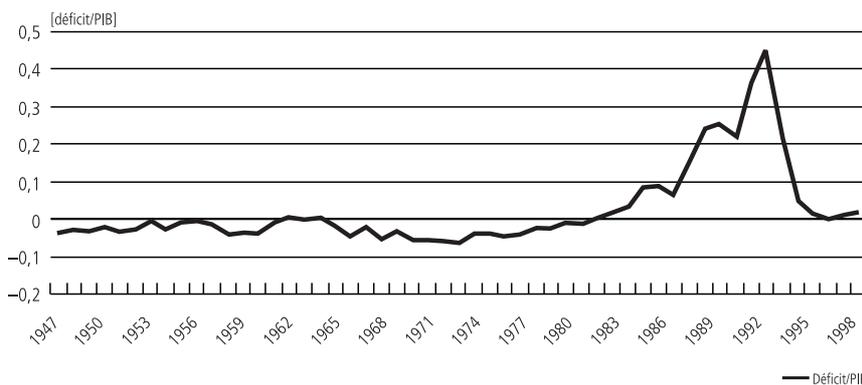
nos outros parâmetros do modelo (1). Isso levou Caner e Hansen a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionariedade pura. Tal discriminação é extremamente importante, pois nos permite examinar se o déficit público brasileiro segue uma dinâmica diferente (de estacionário para não-estacionário ou vice-versa) depois que ele atinge um certo valor limite, λ . Este poderia ser o caso se as autoridades fiscais do Brasil intervissem para garantir sustentabilidade da dívida pública apenas quando o aumento do déficit atingisse um valor intolerável politicamente.

4 BASE DE DADOS

A partir de dados para o PIB nacional e para as receitas e despesas públicas obtidas nas *Estatísticas do Século XX*, do IBGE, calculou-se o déficit público como proporção do PIB nacional para o período 1947-1999. Ressalta-se que Rocha (2001) e Issler e Lima (2000) utilizaram essa mesma base de dados e que, para o cômputo do referido déficit, foram considerados os gastos com juros nominais da dívida interna.³ Os resultados obtidos seguem no Gráfico 1.

Constata-se no Gráfico 1 que, à exceção do triênio 1962/1964 do Governo João Goulart, as contas do setor público brasileiro são caracterizadas por sucessivos superávits até 1982. A partir de então, predomina no país uma situação de déficits públicos, cuja causa primordial reside no pagamento de juros da dívida interna.

GRÁFICO 1
EVOLUÇÃO DO DÉFICIT PÚBLICO BRASILEIRO COMO PROPORÇÃO DO PIB NACIONAL — 1947-1999



3. O déficit nominal está sujeito a sofrer fortes distorções durante períodos de alta inflação. Tais distorções podem influenciar, entre outras coisas, a estimação do parâmetro de *threshold* λ . Estudos adicionais tornam-se, portanto, necessários para averiguar tal possibilidade.

Resta-nos, então, a partir da estrutura descrita na seção anterior, conduzir a inferência acerca do processo descrito pelo déficit público, considerando, além da análise da estacionariedade, a possibilidade de não-linearidade para a dinâmica descrita pelo referido processo.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

A partir da metodologia descrita na Seção 3, as Tabelas 1 e 2 sumarizam os resultados para os testes de linearidade e de igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações dos modelos irrestrito e restrito⁴ nos dois regimes,⁵ o limiar para os regimes (λ), o número de observações, o número de defasagens ótimo⁶ (m) para a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$,⁷ o número ótimo de defasagens (k) na regressão ADF⁸ [equação (1)] e os valores críticos⁹

TABELA 1
RESULTADOS DO MODELO IRRESTRITO E TESTE DE LINEARIDADE

	Estimativas $\hat{m} = 1, \hat{\lambda} = 0,0174$				Teste para igualdade dos coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap valor-p
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,011	0,006	-0,118	0,026	24,0	0,010
y_{t-1}	0,133 ^{**}	0,087	-1,090	0,260	19,8	0,000
Δy_{t-1}	0,631	0,141	4,170	0,858	16,6	0,020
Δy_{t-2}	-0,220	0,116	0,287	0,405	1,45	0,490
Observações	39		11			
Teste conjunto de linearidade (Wald para valor limite)					49,1 ⁺	0,000
Número de observações					50	

Nota: ^{**} Não-significativo a 5%.

⁺ Valor crítico a 5% = 18,3.

4. O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

5. Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

6. A escolha de m é realizada a partir do valor que maximiza W_r . Mais detalhes sobre estimação de m estão em Caner e Hansen (2001).

7. É importante observar que a variável limiar não precisa ser apenas a variação do déficit público. De fato, o modelo teórico de Alesina e Drazen (1991) sugere o valor defasado do nível do déficit como variável limiar. Contudo, em nossa análise empírica não achamos evidência de não-linearidade quando usamos o nível do déficit como variável limiar. Sabemos que a não-rejeição da hipótese de linearidade pode ser causada pelo uso de uma variável limiar que não seja estritamente estacionária sob H_0 . Por essa razão, optamos em usar a variação do déficit como variável limiar.

8. Calculado de acordo com o critério GS (do geral para o específico — *general to specific*).

9. Ver valor em ⁺ na nota abaixo de cada tabela.

TABELA 2
RESULTADOS DO MODELO RESTRITO E TESTE DE LINEARIDADE

	Estimativas $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,0174$				Teste para igualdade dos coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap valores-p
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,011	0,006	-0,099	0,026	26,9	0,010
y_{t-1}	0,122 [*]	0,087	-0,822	0,260	33,1	0,000
Δy_{t-1}	0,612	0,141	3,370	0,548	23,9	0,010
Δy_{t-2}	-0,181	0,112	-0,181	0,112		
Observações	39		11			
Teste conjunto de linearidade (Wald para valor limite)					47,1 ⁺	0,010
Número de observações					50	

Nota: ^{*} Não-significativo a 10%.

⁺ Valor crítico a 5% = 12,4.

para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado usando um programa escrito em Gauss.

Observando os resultados da Tabela 1, destaca-se a rejeição da hipótese nula de linearidade em todos os coeficientes, exceto no coeficiente de Δy_{t-2} . O teste conjunto de linearidade rejeita a hipótese nula de dinâmica linear para o déficit público. Para verificar a robustez dos resultados, estimamos um outro modelo no qual se impõe a restrição sugerida na Tabela 1, ou seja, linearidade no coeficiente de Δy_{t-2} . Os resultados para esse modelo restrito seguem na Tabela 2, onde novamente rejeitamos a hipótese nula de linearidade conjunta.

Conclui-se, portanto, que a dinâmica da variável déficit/PIB é não-linear. Ademais, as Tabelas 1 e 2 indicam um número ótimo de defasagens (m) igual a 1 e um valor limite, $\hat{\lambda}$, de 0,0174. Conseqüentemente, na equação (1) obtém-se $Z_t = y_t - y_{t-1}$ e verificamos que variações inferiores a 1,74% na razão déficit/PIB caracterizam as observações incluídas no regime 1, conquanto variações superiores a esse percentual definem as observações do regime 2.

Uma vez rejeitada a hipótese nula de linearidade, nosso segundo interesse é investigar a presença de raiz unitária na série de déficit público. Calculamos as estatísticas $R_{1,T}$, t_1 e t_2 para $m = 1$ e reportamos tanto os valores-p assintóticos como também os valores-p calculados pelo método *bootstrap*. Dado que nossa amostra é muito pequena, 53 observações, valores-p calculados pelo método *bootstrap* são particularmente importantes para garantir a robustez dos resultados que são apresentados na Tabela 3.

TABELA 3
TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS DOIS REGIMES

Testes	Estatística	Valor-p	
		Assintótico	<i>Bootstrap</i>
R_{1T}	17,50	0,007	0,090
t_1	-1,53	0,682	0,940
t_2	4,18	0,003	0,020

Note-se que o resultado para estatística R_{1T} é significativo a 10% (5%) quando valores críticos assintóticos (calculados por *bootstrap*) são utilizados. Os resultados das estatísticas t_1 e t_2 revelam que podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária no regime 2, mas somos incapazes de rejeitá-la no regime 1. Em outras palavras, os resultados na Tabela 3 nos dizem que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada para a série como um todo e nem para o regime 2, conquanto para o regime 1 tal hipótese não pode ser rejeitada. Por conseguinte, enquanto a variação da razão déficit/PIB for inferior a 1,74%, valor limite para o regime 1, esta variável segue um processo não-estacionário, revelando que a dívida pública não seria sustentável no longo prazo e caracteriza um período de despreocupação fiscal. Não obstante, para variações superiores a 1,74%, o processo descrito pelo déficit é estacionário e, conseqüentemente, a dívida pública é sustentável.

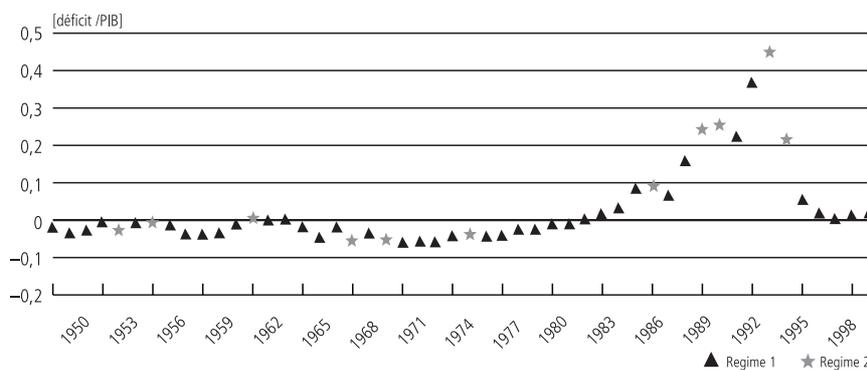
Os resultados citados anteriormente condizem com os obtidos por Bertola e Drazen (1993) e Alesina e Drazen (1991). Esses autores desenvolvem um modelo no qual reduções significativas no déficit público ocorrem apenas após a razão déficit/PIB atingir um valor suficientemente alto (um valor limiar). Esse fenômeno é conhecido na literatura como *delayed adjustments of fiscal imbalances*. De acordo com Alesina e Drazen (1991), exemplos de ajuste fiscal tardio podem ser encontrados em países da OCDE como Bélgica, Irlanda e Itália. Cossio (2001) mostra que alguns períodos de ajuste fiscal são precedidos por períodos de grande aumento na razão déficit/PIB. Portanto, usando um modelo econométrico recente, confirmamos a presença de dinâmica não-linear na série de déficit público do Brasil e a existência de ajustes fiscais tardios.

O Gráfico 2 explicita a série de déficit público utilizada no modelo, classificando as observações nos regimes 1 e 2 de acordo com o *threshold* estimado.¹⁰

Note-se que a análise do Gráfico 2 nos fornece um resultado interessante: as observações que compreendem o regime 2 (ajuste fiscal) são períodos de

10. Note-se que, para esse gráfico, a série se inicia em 1950 devido às duas defasagens utilizadas no modelo.

GRÁFICO 2
**CLASSIFICAÇÃO DO DÉFICIT PÚBLICO BRASILEIRO COMO PROPORÇÃO
 DO PIB NACIONAL DE ACORDO COM O THRESHOLD ESTIMADO — 1950-1999**



início de governo, fato que evidencia que, ao longo da história brasileira, medidas governamentais que propunham maior austeridade fiscal foram adotadas apenas em períodos em que o poder político do governante era bastante forte. Alesina e Drazen (1991) mostram que um ajuste fiscal ocorre apenas quando o governo consegue agrupar força política suficiente para implementar as medidas fiscais necessárias (redução de despesas ou aumento de impostos). Portanto, nossos resultados parecem confirmar fatos já documentados na literatura de economia política da dívida pública.

Uma análise mais detalhada do Gráfico 2 nos permite constatar que a maioria das observações pertence ao regime 1, período no qual a dívida pública não representava um objeto de preocupação fiscal para o governo. Já para o regime 2, destacam-se, inicialmente, as observações de 1954, nos Governos de Getúlio Vargas e do conservador Café Filho; de 1956, no início do Governo JK; e em 1962, durante o regime parlamentar após a eleição de Jânio Quadros, eleição esta que foi marcada por uma disputa em que derrotara o candidato do PSD, partido governante e responsável pelo crescimento do déficit público e pela conseqüente espiral inflacionária causada pela construção de Brasília.

No início da ditadura militar, os períodos de intervenção governamental¹¹ são observados no Governo Costa e Silva (1968), quando se nota o efeito do ajuste iniciado por Roberto Campos e Octávio Bulhões em 1964-1965, no início do Governo Médici (1970) e no início do Governo Geisel (1975).

Para a Nova República, observa-se que os anos de ação fiscal coincidem com os anos em que foram realizados planos econômicos: em 1986, período

11. Considerando, novamente, que o regime 2 compreende os períodos em que o governo teve de agir para que a dívida viesse a ser sustentável.

correspondente ao Plano Cruzado, em 1989 (Plano Verão), no período correspondente ao Plano Collor, em 1990, e nos dois últimos anos do Governo Itamar (1993 e 1994) com a implementação do Plano Real. Ou seja, todos os planos econômicos no Brasil durante a Nova República foram precedidos por variações no déficit, que superaram o limite politicamente aceitável (valor limiar). Em particular, em março de 1993, o então ministro da Fazenda, Fernando Henrique Cardoso, inicia um novo esforço de ajuste fiscal, que culminou com a criação do Fundo de Estabilização Social em fevereiro de 1994 e que, por sua vez, consistiu na âncora fiscal do Plano Real.

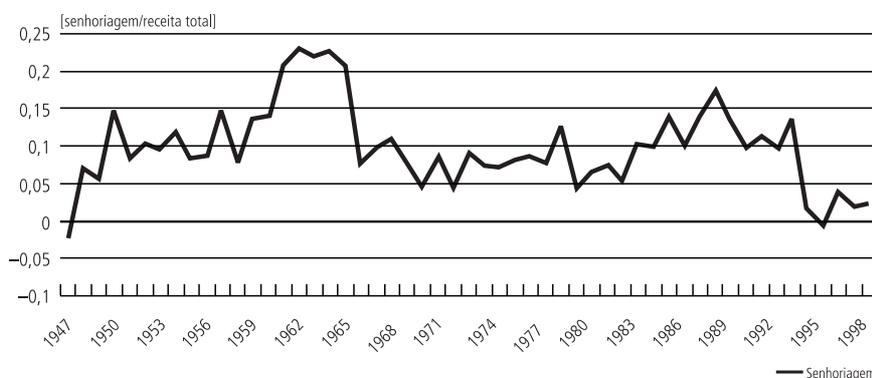
Finalmente, dado o contexto citado anteriormente, resta-nos investigar acerca do nível de tolerância do governo quando este dispõe de senhoriagem como uma fonte extra de receita.

5.1 Resultados dos modelos na presença de senhoriagem

Uma característica ímpar da economia brasileira diz respeito à utilização da receita de senhoriagem como mecanismo de financiamento do déficit público. Nesse contexto, e como evidencia o Gráfico 3, uma análise do histórico da dívida pública no Brasil permite-nos constatar períodos de elevada inflação, com respectivos elevados valores de senhoriagem que eram usados para o financiamento do déficit público.

Esse fator de distinção entre a literatura brasileira e a internacional e sua importância para a solvência do governo são consensuais nas discussões acerca da sustentabilidade da política fiscal brasileira no período que antecede a estabilização.

GRÁFICO 3
REPRESENTAÇÃO DA SENHORIAGEM NO TOTAL DE RECEITAS PÚBLICAS
BRASILEIRAS — 1947-1999



A exemplo das Tabelas 1 a 3, as Tabelas 4 a 6 descrevem os resultados e testes para os modelos irrestrito e restrito quando incorporamos a receita de senhoriagem no cômputo do déficit público. Novamente, o teste de Wald será usado para se testar a hipótese de linearidade, enquanto a partir das estatísticas

TABELA 4
RESULTADOS DO MODELO IRRESTRITO E TESTE DE LINEARIDADE

	Estimativas $\hat{m} = 1, \hat{\lambda}' = 0,0219$				Teste para igualdade dos coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}'$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}'$		Estatística de Wald	Bootstrap valor-p
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,015	0,006	-0,212	0,039	32,6	0,010
y_{t-1}	0,135**	0,078	-1,460	0,330	22,1	0,010
Δy_{t-1}	0,508	0,124	5,700	1,100	22,1	0,010
Δy_{t-2}	-0,053	0,100	0,832	0,541	2,59	0,320
Observações	39		11			
Teste conjunto de linearidade (Wald para valor limite)					70,2 ⁺	0,010
Número de observações					50	

Nota: ** Não-significativo a 5%.

⁺ Valor crítico a 5% = 26,2.

TABELA 5
RESULTADOS DO MODELO RESTRITO E TESTE DE LINEARIDADE

	Estimativas $\hat{m} = 1, \hat{\lambda}' = 0,0219$				Teste para igualdade dos coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}'$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}'$		Estatística de Wald	Bootstrap valor-p
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,015	0,006	-0,161	0,024	50,1	0,000
y_{t-1}	0,131**	0,087	-0,971	0,134	50,2	0,000
Δy_{t-1}	0,501	0,141	4,190	0,576	39,0	0,000
Δy_{t-2}	-0,023	0,100	-0,023	0,100		
Observações	39		11			
Teste conjunto de linearidade (Wald para valor limite)					65,2 ⁺	0,000
Número de observações					50	

Nota: ** Não-significativo a 5%.

⁺ Valor crítico a 5% = 16,1.

TABELA 6
TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS DOIS REGIMES

Teste	Estatística	Valor-p	
		Assintótico	<i>Bootstrap</i>
R_{1T}	19,5	0,003	0,030
t_1	-1,73	0,590	0,960
t_2	4,42	0,001	0,010

R_{1T} , t_1 e t_2 conduzir-se-á a inferência acerca da estacionariedade do processo descrito pelo déficit público.

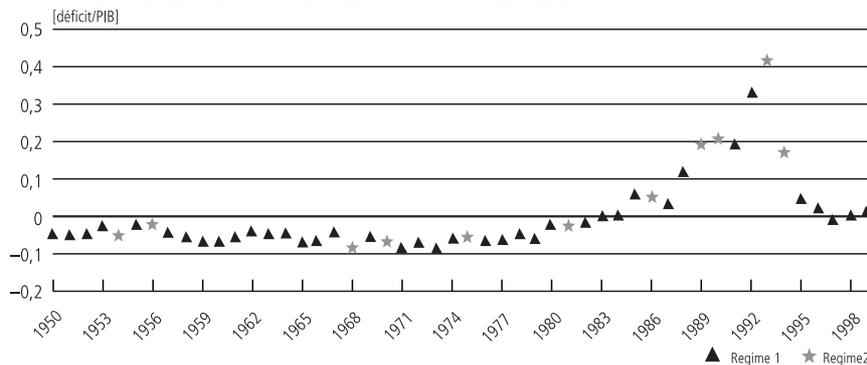
A análise das Tabelas 4 a 6 permite inferir que, em sua essência, o processo descrito pelo déficit público na presença de senhoriagem é o mesmo: segue uma dinâmica não-linear com raiz unitária parcial.

Nesse novo contexto, o novo limiar estimado corresponde a 0,0219 e, portanto, variações do déficit público inferiores a 2,2% do PIB caracterizariam as observações pertencentes ao regime 1, conquanto o regime 2 englobaria as observações onde a variação da razão déficit/PIB superasse esse percentual. A elevação no valor limite estimado, $\hat{\lambda}$, de 0,0174 para 0,0219 é o efeito relevante da utilização da senhoriagem como mecanismo alternativo de financiamento do déficit público.

Seguindo a análise realizada anteriormente para os dois regimes, esse fenômeno, aliado à rejeição da hipótese de não-estacionariedade para o regime 2, permite-nos inferir que a tolerância do governo aos desequilíbrios fiscais aumenta quando se considera a possibilidade de financiamento do déficit via emissão de moeda. Em outras palavras, a disputa política que define quem pagará o custo do ajuste fiscal torna-se mais demorada quando a senhoriagem é usada para financiar os desequilíbrios fiscais no Brasil. Isso pode ser explicado pela baixa representatividade política da população de baixa renda, dado que este é o grupo que mais perde com a inflação, e pelos mecanismos de indexação monetária desenvolvidos no país, os quais certamente ajudaram a diminuir os custos de convivência da classe média com a inflação. O Gráfico 4 repete a classificação nos regimes 1 e 2 apresentada no Gráfico 2, com a inclusão da receita de senhoriagem no cômputo do déficit público.

Note-se que, em relação ao Gráfico 2, os resultados do Gráfico 4 são essencialmente os mesmos, exceto para 1962 e 1981: a maior benevolência do governo diante do mecanismo alternativo para financiar o déficit público faria com que 1962, que antes seria caracterizado como período de intervenção por

GRÁFICO 4
CLASSIFICAÇÃO DO DÉFICIT PÚBLICO BRASILEIRO, INCLUINDO RECEITA DE SENHORIAGEM,
DE ACORDO COM O THRESHOLD ESTIMADO — 1950-1999



parte do governo, fosse classificado no regime 1, onde inferimos que a magnitude do déficit público não consiste em um elemento de preocupação fiscal para o governo.¹² Já em 1981, ocorre o inverso, a presença da senhoriagem no cálculo do déficit enquadraria o referido período no regime 2, onde a variação da razão déficit incluindo senhoriagem/PIB supera 2,2%. Tal resultado é justificado da seguinte forma: de 1979 para 1980, o percentual de senhoriagem em relação ao PIB decresceu de 3,4% para apenas 1,1%, fato que, aliado a uma elevação de 0,8% na razão despesa/PIB, fez com que a variação na razão déficit/PIB, incluindo senhoriagem, atingisse 3,8%.

6 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo investigou a sustentabilidade da dívida pública no Brasil, considerando a possibilidade de não-linearidade para o processo descrito pelo déficit público, bem como a importância da receita de senhoriagem para consecução do equilíbrio fiscal nacional. Os resultados apontam para a existência de estabilização fiscal tardia: na ausência de senhoriagem, o governo intervém para tornar o déficit estacionário apenas quando a variação da relação déficit/PIB supera 1,74%. Esse valor limite sobe para 2,2% quando se permite a possibilidade de o governo usar a senhoriagem para financiar o déficit.

Constatamos ainda que, ao longo da história brasileira, medidas governamentais que propunham maior austeridade fiscal foram adotadas nos primeiros anos de novos governos, coincidindo, portanto, com o período em que o poder da política era bastante elevado.

12. De 1960 para 1961, as razões receita/PIB e receita incluindo senhoriagem/PIB decresceram e o percentual de senhoriagem em relação ao PIB subiu de 3,2% para 4,7%, o que fez com que a variação na razão déficit/PIB, incluindo senhoriagem, fosse de apenas 1,22%. As mudanças nos valores da senhoriagem utilizada (elevação de 1960 para 1961 e redução de 1979 para 1980) podem ser verificadas a partir da análise do Gráfico 3.

De acordo com Alesina e Drazen (1991), estabilização fiscal tardia ocorre em países onde grupos de interesses, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, brigam entre si para obter a menor perda durante o período de ajuste fiscal. A estabilização só ocorre depois que um dos grupos é derrotado. Assim, a estabilização fiscal tardia reflete a existência de restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais na sua tarefa de eliminar trajetórias não sustentáveis da série de déficit público. Dispositivos de grande importância, como a Lei de Responsabilidade Fiscal, implementada em maio de 2000, têm como objetivo principal reduzir a tolerância do governo com o crescimento do déficit público. Espera-se que essa lei seja integralmente cumprida e que, no futuro, dados pós-Lei de Responsabilidade Fiscal possam revelar níveis de tolerância bem menores do que os obtidos com os dados de 1947-1999.

ABSTRACT

This paper contributes to the debate on whether the Brazilian public debt is sustainable or not in the long run by considering threshold effects on the Brazilian Budget Deficit. Using data from 1947 to 1999 and a threshold autoregressive model, we find evidence of delays in fiscal stabilization. In particular, our results suggest that, only when the increase in the budget deficit reaches 1.7% of the GDP, will fiscal authorities intervene to guarantee that public debt will be sustainable in the long run. If seignorage is accounted for, the threshold increases to 2.2%, suggesting that seignorage makes government more tolerant to fiscal imbalances.

BIBLIOGRAFIA

- ALESINA, A., DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed? *American Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.188, 1991.
- ALESINA, A., PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. *Economic Policy*, v. XXI, p. 205-248, 1995.
- ANDREWS, D. W. K., PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, v. 62, p. 1.383-1.414, 1994.
- ARESTIS, P., CIPOLLINI, A., FATTOUH, B. Threshold effects in the U.S. budget deficit. *Economic Inquiry*, v. 42, p. 214-222, 2004.
- BERTOLA, G., DRAZEN, A. Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity. *American Economic Review*, v. 83, p. 11-26, 1993.
- BOHN, H. The sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n. 3, p. 581-604, 1991.
- . The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, p. 949-963, Aug. 1998.
- CANER, M., HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, v. 69, p. 1.555-1.596, 2001.

- CHAN, K. S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, v. 53, p. 691-696, 1991.
- COSSIO, F. B. Comportamento fiscal dos governos estaduais brasileiros: determinantes políticos e efeitos sobre o bem-estar dos seus estados. *Finanças públicas — V Prêmio Tesouro Nacional*. Brasília: Ministério da Fazenda/Tesouro Nacional, 2001.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, v. 74, p. 33-43, 1987.
- HAKKIO, C., RUSH, M. Is the budget deficit too large?. *Economic Inquiry*, v. XXIX, 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. 809-819, Sep. 1986.
- HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 64, p. 413-430, 1996.
- 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, p. 131-147, 2000.
- LUPORINI, V. Sustainability of the Brazillian fiscal policy and Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, n. 54, v. 2, p. 201-226, 2000.
- . The behavior of the Brazilian federal domestic debt. *Economia Política*, v. 6, n. 4, p. 713-733, 2002.
- MCDERMOTT, J., WESCOTT, R. An empirical analysis of fiscal adjustments. *IMF Staff Papers*, v. XLIII, p. 725-753, 1996.
- PASTORE, A. C. Déficit público, a sustentabilidade das dívidas interna e externa, seignioragem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 2, 1995.
- QUINTOS, C. E. Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 13, p. 409-417, 1995.
- ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.
- . Is there any rationale to the Brazilian fiscal policy? *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, v. 55, n. 3, p. 315-331, 2001.
- TONG, H. On a threshold model. In: CHEN, C. H. (ed.). *Pattern recognition and signal processing*. Amsterdam: Sijoff and Noordhoff, 1978.
- TREHAN, B., WALSH, C. Common trends, intertemporal balance and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 425-444, 1988.
- UCTUM, M., WICKENS, M. *Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis*. 1997 (CEPR Discussion Paper, 1.612).
- WILCOX, D.W. The sustainability of government deficits: implications of the present value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 21, p. 291-306, 1989.

(Originais recebidos em março de 2005. Revistos em maio de 2005.)