

Análise Econômica

VALORES E PREÇOS DE PRODUÇÃO: UMA
RELEITURA DE MARX ALFREDO SAAD FILHO

OS ANTIGOS, OS NOVOS E OS NEO-INSTITUCIONALISTAS:
HÁ CONVERGÊNCIA TEÓRICA NO PENSAMENTO
INSTITUCIONALISTA
OCTAVIO AUGUSTO C. CONCEIÇÃO

A MENSURAÇÃO DO GRAU DE INDEPENDÊNCIA DO BANCO
CENTRAL: UMA ANÁLISE DE SUAS FRAGILIDADES
HELDER FERREIRA DE MENDONÇA

A SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA MOBILIÁRIA FEDERAL
BRASILEIRA: UMA INVESTIGAÇÃO ADICIONAL
VIVIANE LUPORINI

O MODELO DE KRUGMAN EXPLICA A CRISE CAMBIAL
BRASILEIRA EM JANEIRO DE 1999?
ADRIANO CAMPOS MENEZES E TITO BELCHIOR S. MOREIRA

ESTRANGULAMENTO DA DÍVIDA EXTERNA E CRESCIMENTO
ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA: LIÇÕES DA DÉCADA DE
80
MARCO VALES BURATTO E SABINO DA SILVA P. JR.

criação e desvio de comércio: ANÁLISE DO FLUXO
COMERCIAL ENTRE O BRASIL E O MERCOSUL PARA ALGUNS
PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS
CLÁUDIO ROBERTO FÓFFANO VASCONCELOS

A EVOLUÇÃO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE CELULOSE E SUA
ATUAÇÃO NO MERCADO MUNDIAL
EMERSON MARTINS HILGEMBERG E CARLOS JOSÉ CAETANO
BACHA

A PROTEÇÃO SOCIAL NO PRIMEIRO QUARTEL DO SÉCULO
XXI: BRINCANDO COM CENÁRIOS
ROSA MARIA MARQUES E ÁQUILAS MENDES

ECONOMIA DO CRIME: ELEMENTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS
EMPÍRICAS
GILBERTO JOSÉ SCHAEFER E PERY FRANCISCO ASSIS SHIKIDA

ANO 19

Nº 36

SETEMBRO, 2001

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

Reitora: Profª. Wrana Maria Panizzi

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Diretor: Prof. Pedro César Dutra Fonseca

CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS ECONÔMICAS

Diretor: Prof. Gentil Corazza

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Chefe: Prof. Luiz Alberto Oliveira Ribeiro de Miranda

DAPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS

Chefe: João Marcos Leão da Rocha

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Coordenador: Prof. Eduardo Pontual Ribeiro

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

Coordenador: Prof. Jalcione Almeida

CONSELHO EDITORIAL: Achyles B. Costa, Aray M. Feldens, Carlos A. Crusius, Carlos G. A. Mielitz Netto, Eduardo A. Maldonado Filho, Eduardo P. Ribeiro, Eugênio Lagemann, Fernando Ferrari Filho, Gentil Corazza, Jan A. Kregel (Univ. of Bologna), Marcelo S. Portugal, Nali J. Souza, Otilia B. K. Carrion, Paulo A. Spohr, Paulo D. Waquil, Pedro C. D. Fonseca, Philip Arestis (Univ. of East London), Roberto C. Moraes, Ronald Otto Hillbrecht, Stefano Florissi, Eleutério F. S. Prado (USP), Fernando H. Barbosa (FGV/RJ), Gustavo Franco (PUC/RJ), João R. Sanson (UFSC), Joaquim P. Andrade (UnB), Juan H. Moldau (USP), Paul Davidson (Univ. of Tennessee), Werner Baer (Univ. of Illinois).

COMISSÃO EDITORIAL: Eduardo Augusto Maldonado Filho, Fernando Ferrari Filho, Gentil Corazza, Marcelo Savino Portugal, Paulo Dabdab Waquil; Roberto Camps Moraes.

EDITOR: Fernando Ferrari Filho

EDITOR ADJUNTO: Pedro Silveira Bandeira

SECRETÁRIA: Vanessa Hoffmann de Quadros

REVISÃO DE TEXTOS: Vanete Ricacheski

FUNDADOR: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa

Os materiais publicados na revista *Análise Econômica* são da exclusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte. Aceita-se permuta com revistas congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas e resenhas. Toda correspondência, material para publicação (vide normas na terceira capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte destinatário:

PROF. FERNANDO FERRARI FILHO

Revista *Análise Econômica* - Av. João Pessoa, 52
CEP 90040-000 PORTO ALEGRE - RS, BRASIL

Telefones: (051) 316-3348 e 316-3440 - Fax: (051) 316-3990

E-mail: rae@vortex.ufrgs.br

Análise Econômica

Ano 18, nº 33, março, 2000 - Porto Alegre
Faculdade de Ciências Econômicas, UFRGS, 2000

Periodicidade semestral, março e setembro.

1. Teoria Econômica - Desenvolvimento Regional -
Economia Agrícola - Pesquisa Teórica e Aplicada -
Periódicos. I. Brasil.

Faculdade de Ciências Econômicas,
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

CDD 330.05
CDU 33 (81) (05)

A sustentabilidade da dívida mobiliária federal brasileira: uma investigação adicional

Viviane Luporini*

Resumo: Este artigo investiga a sustentabilidade da dívida mobiliária brasileira usando dados trimestrais de 1981 a 1998. Uma dívida é considerada sustentável se a restrição orçamentária governamental é respeitada intertemporalmente. A sustentabilidade da dívida mobiliária federal é testada através da estacionaridade da razão dívida/PIB ao redor da média zero, utilizando testes de raiz unitária tradicionais e testando a hipótese nula de estacionaridade. Confirmando diagnósticos previamente obtidos, os resultados indicam que a dívida mobiliária federal assumiu um padrão insustentável durante o período estudado e que o governo tem, de fato, um incentivo para reestruturar sua dívida.

Palavras-chave: Dívida mobiliária federal; consolidação fiscal; Brasil.

Abstract: This paper further investigates the sustainability of the Brazilian Federal domestic debt using quarterly data from 1981 to 1998. A debt is considered sustainable if the government's budget is intertemporally balanced. Sustainability is tested through the mean-zero stationarity of the discounted debt/GDP ratio with standard unit root tests and the null hypothesis of stationarity. The results indicate that the federal domestic debt have assumed an unsustainable path during the period studied and that the government may indeed have an incentive to restructure its debt.

Key words: Federal debt; fiscal result; Brazil.

1 Introdução

A experiência brasileira nos anos 80 e início dos anos 90 foi caracterizada por persistentes déficits orçamentários governamentais, crescimento econômico oscilante e altas taxas de inflação. Desde 1994, a estabilidade de preços foi alcançada e o governo tem feito um importante esforço para equilibrar seu orçamento. A dívida pública, particularmente do governo federal, atingiu, no entanto, níveis sem preceden-

* Universidade Federal de Minas Gerais - CEDEPLAR, apoio FAPEMIG.
Luporini@cedeplar.ufmg.br

tes, alcançando 35,5% do PIB brasileiro em novembro de 1998. De acordo com o Banco Central, esse desempenho é resultado principalmente de altas taxas internas de juros e da esterilização do fluxo de entrada de reservas internacionais. O plano de estabilização de preços implementado em 1994 era ancorado num regime de taxas fixas de câmbio. Um rígido controle da política monetária era então necessário para manter a taxa interna real de juros positiva e estimular a entrada de capital estrangeiro. A necessidade de se prevenir uma expansão da base monetária e o crescente gasto com pagamento de juros resultaram no aumento da razão dívida/PIB, observada desde 1995. Embora o valor da dívida mobiliária federal brasileira, em razão do PIB, não seja particularmente alto quando comparado com outros países, o padrão de seu crescimento leva à seguinte questão: estaria o governo brasileiro executando um jogo de Ponzi em que nova dívida é emitida a fim de fazer frente a sua própria rolagem e, portanto, a dívida mobiliária federal estaria assumindo um padrão insustentável?

Uma dívida é considerada sustentável se a restrição orçamentária governamental é respeitada intertemporalmente e se sua dívida pode, conseqüentemente, ser liquidada por esperados superávits primários de igual valor presente (Hamilton & Flavin, 1986). Um governo não tem que manter seu orçamento balanceado todo o tempo para ter uma dívida sustentável, mas não pode ter déficits primários persistentes em seu orçamento (McCallum, 1984). A razão para isso é que indivíduos racionais não continuarão comprando títulos de um governo que não pretende pagar suas dívidas. Além disso, uma dívida mobiliária insustentável pode ameaçar a estabilidade de preços num cenário institucional onde a autoridade monetária não age independentemente e estabelece objetivos monetários de acordo com um orçamento fiscal preestabelecido.

Testes equivalentes aos apresentados aqui foram utilizados para dados anuais da dívida mobiliária federal brasileira no período 1966 a 1996 e os resultados indicaram que, embora a dívida mobiliária federal fosse sustentável até o final dos anos 70, ela assumiu um nível insustentável a partir de 1981 [Luporini, 1998]. Do ponto de vista econométrico, a dívida é sustentável se a série, apropriadamente descontada, é estacionária em torno da média zero. Algumas séries econômicas podem levar tempo, no entanto, para reverter às suas médias e o resultado previamente obtido de uma dívida federal insustentável para o período 1981-1996 pode ter sido obtido devido à pequena amostra utilizada.

O objetivo desse artigo é conduzir uma investigação adicional a res-

peito do caminho não-sustentável assumido pela dívida mobiliária federal após 1981, utilizando observações trimestrais e estendendo a amostra até 1998. Essa nova amostragem permite um melhor entendimento da dinâmica da dívida mobiliária e fornece graus de liberdade suficientes para testar a sustentabilidade da dívida brasileira. Além dos testes tradicionais, esse artigo testa a sustentabilidade sob a hipótese nula de estacionaridade (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin, 1992). Os testes de hipóteses são desenhados para rejeitar a hipótese nula a menos que haja forte evidência contrária. Testes tradicionais de raiz unitária têm a presença de raiz unitária (não-estacionaridade) como hipótese nula e falham em rejeitar a hipótese nula em diversas séries econômicas.

2 A restrição orçamentária governamental

Considerando a seguinte restrição orçamentária governamental nominal expressa em termos *per capita* no tempo t :

$$B_t - B_{t-1} + M_t - M_{t-1} = P_t G_t - P_t T_t + i_{t-1} B_{t-1} \quad (1)$$

onde:

$B_t - B_{t-1}$ é o montante em dólares da dívida do governo no período t ;

$M_t - M_{t-1}$ é a variação do estoque monetário;

i é a taxa nominal de juros *ex post*, interpretada como o retorno sobre o estoque de dívida nas mãos do público¹;

P_t é o nível de preços no tempo t ;

G e T são gastos e receitas governamentais, respectivamente.

O déficit real do governo pode ser definido como a variação, em termos reais, da dívida governamental no tempo. A restrição orçamentária do governo deve ser ajustada pela inflação de modo que as mudanças em seus componentes não reflitam variações de preço. Além disso, é importante ajustar a restrição orçamentária às mudanças reais no nível de renda ou crescimento econômico.

A restrição orçamentária governamental em termos reais e como razão do PIB pode ser escrita:

$$b_t - b_{t-1} + m_t - m_{t-1} = -s_t + (r_{t-1} - g_{t-1})b_{t-1} - (\pi_{t-1} + g_{t-1})m_{t-1} \quad (2)$$

onde s é o superávit primário sem juros ($-s$ denota o déficit primário do governo, isto é, a diferença entre gastos realizados - excetuando-se pagamento de juros referentes à dívida federal - e receitas).

¹ Note que não é necessário assumir que o governo emite apenas títulos de um período.

$r \equiv i - \pi$ representa a taxa real de juros e g denota a taxa de crescimento da renda.

Rescrevendo (2) para obter:

$$b_t - b_{t-1} = -\bar{s}_t + (r_{t-1} - g_{t-1})b_{t-1} \quad (2')$$

onde $-\bar{s}_t = -s_t - (m_t - m_{t-1}) - (\pi_{t-1} - g_{t-1})m_{t-1}$ é o negativo do superávit primário inclusive de receitas de seignoriagem².

Seja $\alpha_t \equiv (r_t - g_t)$ e rescrevendo a equação (2') para obter:

$$b_t = -\bar{s}_t + (1 + \alpha_{t-1})b_{t-1} \quad (3)$$

Defina $Q_t = \prod_{j=0}^{t-1} (1 + \alpha_j)^{-1}$; $Q_0 = 1$. Multiplicando-se a equação (3) por

Q_t obtém-se:

$$Q_t b_t = Q_{t-1} b_{t-1} - Q_t \bar{s}_t \quad (4)$$

Rescrevendo (4), obtém-se uma versão da equação (3) descontada até o período zero:

$$B_t = B_{t-1} - \bar{S}_t \quad (5)$$

Substituindo (5) recursivamente para frente, obtém-se a restrição orçamentária intertemporal do governo, que agora envolve o valor de mercado da dívida do governo, no seu valor presente da data inicial:

$$B_t = B_{t+N} + \sum_{j=1}^N \bar{S}_{t+j} \quad (6)$$

A dívida é sustentável se a restrição orçamentária governamental é respeitada intertemporalmente. Nesse sentido, a questão relevante é o que os credores esperam que aconteça com B_{t+N} na medida em que N varia.

² Imposto inflacionário é a perda de capital imposta aos detentores de encaixes reais ($\pi_t \cdot \frac{M_t}{P_t}$)

pela inflação. A seignoriagem equivale ao imposto inflacionário adicionado da variação real nos

encaixes reais da economia, ou seja, $\left(\pi_t \cdot \frac{M_t}{P_t} \right) + \left(\frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$.

A seignoriagem representa uma renda real obtida pelo governo através da utilização da emissão de moeda para a aquisição de bens e ativos não-monetários.

Aplicando a esperança matemática no tempo t em (6) e calculando-se o limite com N tendendo ao infinito, tem-se a equação (7):

$$B_t = \lim_{t \rightarrow \infty} E_t B_{t+N} + E_t \sum_{j=1}^N \bar{S}_{t+j} \quad (7)$$

O orçamento do governo está balanceado em valor esperado presente, quando sua dívida pode ser liquidada pela soma descontada dos superávits esperados. De acordo com a equação (7), esse é o caso quando $\lim_{N \rightarrow \infty} B_{t+N} = 0$. Se $\lim_{N \rightarrow \infty} B_{t+N} < 0$, a soma descontada dos superávits esperados excede o valor presente da dívida do governo por um montante que não converge para zero. O governo está acumulando receitas que poderiam se traduzir em uma maior renda disponível para as famílias e conseqüente incremento do nível de consumo em todos os períodos. No caso oposto, $\lim_{N \rightarrow \infty} B_{t+N} > 0$, o atual valor da dívida do governo excede o superávit primário esperado. Isso implica que o governo está continuamente tomando empréstimos para pagar juros de uma dívida que irá crescer, *ceteris paribus*, à taxa de juros e que os agentes econômicos estão provendo o governo de recursos a custo zero. Quando $\lim_{N \rightarrow \infty} B_{t+N} = 0$, o governo está assintoticamente utilizando os recursos permitidos por sua restrição orçamentária, nada mais ou nada menos. É assumido que o montante de seignoriagem coletado pelo governo é consistente com uma taxa de inflação estável.

3 Sustentabilidade da dívida mobiliária federal

A amostra consiste de observações trimestrais de 1981:IV a 1998:III. A dívida do governo é a série “Dívida Mobiliária Interna Federal fora do Banco Central” publicada mensalmente pelo Banco Central do Brasil. Valores trimestrais consistem no estoque da dívida ao final de cada trimestre, valores de março, junho, setembro e dezembro.

Para calcular a taxa dívida/PIB, valores trimestrais do PIB são necessários. Os valores correntes do Produto Interno Bruto medido trimestralmente não são, no entanto, publicados pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Em seu *Anuário Estatístico do Brasil*, o IBGE publica um índice trimestral do PIB, o “Produto Interno Bruto Real Trimestral”, que foi utilizado para se obter valores trimestrais do PIB. O índice foi escalado de forma que 1997: I = 1 e multiplicado pelo valor do PIB para o primeiro trimestre de 1997 (R\$ 206.605 milhões de

1997, IPEA “Indicadores Conjunturais”), resultando numa série com valores trimestrais do PIB para preços constantes de 1997 (ver Tabela 1 em anexo).

A dívida nominal foi convertida em milhões de reais e dividida pelo índice geral de preços (IGP), demanda interna (1997:1 = 1). Seguindo a metodologia usada pelo IPEA, para evitar distorções resultantes de prazos diferenciados utilizados na coleta e publicação dos dados de dívida e PIB, a razão dívida/PIB para 1997:I, por exemplo, foi calculada da seguinte forma:

$$\frac{DEBT_{1997I}}{GDP_{1997I} + GDP_{1996IV} + GDP_{1996III} + GDP_{1996II}}$$

A taxa real de juros seguiu a formulação $r = \frac{(1+i)}{(1+\pi)} - 1$, onde r é a taxa real de juros *overnight* para o trimestre (valores do mês compostos no trimestre) e π é a taxa de inflação também acumulada no trimestre,

isto é, $\pi_{1996:I} = \frac{IGP_{Mar96} - IGP_{Dec95}}{IGP_{Dec95}}$. Essa definição de taxa real de juros é

equivalente à definição padrão $r = i - \pi$ quando a taxa de inflação é baixa. O valor de mercado da razão dívida/PIB é a razão dividida por $(1+r)$.

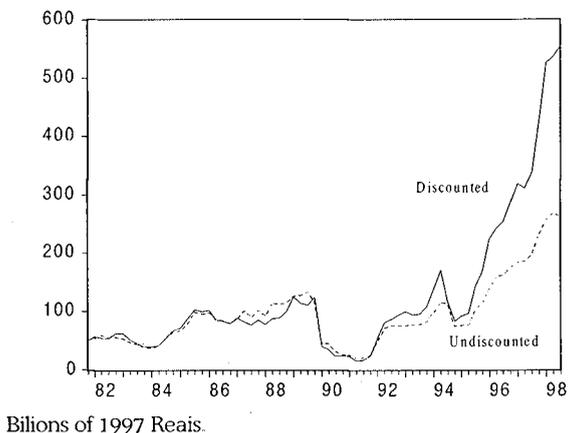


Figura 1: The Market Value of Federal Domestic Debt

A figura 1 mostra os valores descontados e não descontados da dívida mobiliária federal em bilhões de reais de 1997, para o período de 1981:IV a 1998:III. O valor de mercado é o valor de face da dívida, multiplicado por $1/(1+r)$, onde r é a taxa real de juros; o valor descontado da dívida é o seu valor de mercado, multiplicado pelo fator de desconto Q_t . O valor de Q_t é normalizado para a unidade ($Q_t = 1$) no início da amostra.

Embora a razão dívida/PIB tenha crescido, o gráfico demonstra que o valor de mercado da dívida do governo no último trimestre de 1994 é aproximadamente o mesmo que em 1981 ($Q_t = 1.026$).

Tanto a dívida descontada quanto a não descontada aumentaram regularmente durante a primeira metade da amostra, e caíram no início dos anos 90, quando da intervenção governamental no mercado de títulos. A partir 1992, porém, as duas séries reassumem seu nível prévio, indicando que a intervenção não representou uma alteração no padrão da dívida governamental. Ambos os valores da dívida assumem uma forte tendência de crescimento. Ao fim da mostra, o valor não descontado da dívida mais do que dobrou em relação ao valor original de 1981; uma política de juros consistentemente positivos implementada pelo governo desde o segundo trimestre de 1994 resultou num maior crescimento do valor descontado da dívida. O comportamento observado das duas séries parece indicar não obediência a uma restrição orçamentária intertemporalmente balanceada. Testes formais de sustentabilidade são apresentados na próxima seção.

3.1 Testes de raiz unitária

Seguindo a apresentação teórica exposta na seção 2, a série para a dívida mobiliária descontada foi ajustada para média zero.

O primeiro passo para a implementação do teste de raiz unitária é selecionar o número de defasagens apropriado ao modelo auto-regressivo proposto.

Embora os dados consistam de observações trimestrais, o correlograma da dívida descontada (não reportado) não parece indicar componentes sazonais na série. É importante, no entanto, entreter a possibilidade de um número de defasagens não menor que quatro trimestres no teste de raiz unitária, e conferir seu nível de significância.

A equação $\Delta b_t = \gamma b_{t-1} + \sum_{i=2}^{12} \beta_i \Delta b_{t-i+1} + \varepsilon_t$ é estimada e a significância dos

coeficientes das defasagens temporais é avaliada, iniciando-se com as defasagens de número 12, ou seja, 3 anos de observações.

As estatísticas t para a décima segunda e oitava defasagens, importantes candidatas a componentes sazonais, indicaram que esses intervalos temporais não são significativamente diferentes de zero (0,178 e 0,116, respectivamente). A quarta defasagem parece ser o primeiro intervalo temporal importante, com a estatística t de 1,245. Os resíduos da regressão foram plotados e suas funções de autocorrelação examinadas (não reportado). Não há indicações de correlação serial, e um modelo com 4 defasagens parece ser apropriado para os testes de raiz unitária.

Dado que o processo gerador da dívida descontada não é conhecido, o segundo passo é determinar a equação de regressão. Começa-se com o modelo menos restritivo, que inclui uma constante e um termo de tendência. Os resultados são mostrados na Tabela 2. Os valores críticos reportados para os testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron baseiam-se na superfície de resposta estimada por MacKinnon (1991), a qual permite o cálculo de valores críticos para qualquer tamanho amostral.

Os resultados indicam que a hipótese nula de raiz unitária para a dívida descontada não pode ser rejeitada num intervalo de confiança de 5% (ADF de $-1,26$). O teste Dickey-Fuller Aumentado é sensível à equação de regressão usada no teste de raiz unitária, podendo não rejeitar a hipótese nula devido à má especificação da parte determinística da regressão. Dado que a hipótese nula não foi rejeitada, é necessário testar a significância do termo de tendência sob a hipótese nula de existência de raiz unitária. A estatística t para o coeficiente de tendência da dívida descontada é 1,65, o que comparado ao valor crítico de Dickey-Fuller de 2,79, indica que o termo de tendência não é significativamente diferente de zero no intervalo de confiança de 5%, e que o teste de raiz unitária deve ser conduzido sem o termo de tendência.

A média da série é zero por construção e, portanto, espera-se que a constante do modelo estimado não seja estatisticamente significativa. Mesmo assim, a fim de dar seqüência ao procedimento usual indicado para o teste de raiz unitária, o modelo é reestimado com um termo constante. Como esperado, esse termo é estatisticamente insignificante (valor de t de 0,792). A estatística ADF ($-0,598$) mais uma vez não rejeita a hipótese de nulidade de raiz unitária.

Dados os resultados apresentados, a estacionaridade da dívida descontada (ajustada pela média) deve ser testada através de um modelo em termo de tendência ou constante. Esse modelo, como esperado, é também selecionado pelo critério de Schwarz.

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária

$$\Delta B_t = \alpha_1 + \gamma B_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^4 \delta_i B_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

	(1)	(2)	(3)
B_{t-1}	-0.093 (0.074)	-0.040 (0.067)	-0.051 (0.065)
ΔB_{t-1}	0.062 (0.137)	0.058 (0.139)	0.078 (0.136)
ΔB_{t-2}	0.208 (0.139)	0.204 (0.141)	0.225 (0.138)
ΔB_{t-3}	0.116 (0.141)	0.099 (0.143)	0.119 (0.140)
ΔB_{t-4}	-0.165 (0.141)	-0.187 (0.142)	-0.172 (0.141)
α	-0.927 (0.792)	0.262 (0.033)	
T	0.033 (0.020)		
ADF Stat	-1.263	-0.597	-0.786
ADF (5%)	-3.481	-2.908	-1.946
PP Stat			-0.695
PP (5%)			-1.945

Desvio padrão em parênteses.

O teste Dickey-Fuller Aumentado falhou em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na série da dívida descontada, ajustada pela média. A estatística ADF calculada (-0,786) é muito acima do valor crítico reportado de -1,946 no intervalo de confiança de 5%. O teste de Phillips-Perron corrige a estatística para a correlação serial e possíveis termos heterocedásticos. A estatística calculada de -0,695 também indica a presença de raiz unitária na série. Os resultados indicam, conseqüentemente, que a dívida descontada não é estacionária e que, por conseqüência, a dívida mobiliária brasileira realmente assumiu um nível insustentável depois de 1981.

3.2 Um teste de estacionaridade

Testes tradicionais de raiz unitária, como os desenvolvidos por Dickey-Fuller e Phillips-Perron são desenhados para rejeitar a hipótese de nula a não ser que haja forte evidência contra ela. A hipótese nula representa, em geral, a existência de raiz unitária na série sendo testada. Como resultado, esses testes falham em rejeitar a nulidade de raiz unitária (não estacionaridade) em diversas séries econômicas. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) desenvolveram um procedimento que permite testar diretamente a hipótese de estacionaridade (ausência de raiz unitária), o teste conhecido como KPSS.

Esse procedimento foi usado para testar a sustentabilidade da dívida mobiliária brasileira de 1966 a 1996 e a hipótese nula de estacionaridade não pôde ser rejeitada (Luporini, 1998). A amostra foi então dividida em duas subamostras. Os testes tradicionais de raiz unitária indicaram que a dívida mobiliária federal assumiu um padrão insustentável após 1981. Devido à utilização de dados anuais, o estudo anterior não possibilitou a aplicação do procedimento KPSS à subamostra devido aos poucos graus de liberdade para implementá-lo. Como consequência, não foi possível descartar a possibilidade de que a não estacionaridade da dívida brasileira após 1981 tenha sido, na verdade, resultado da especificação da hipótese nula pelos testes tradicionais. A amostra utilizada aqui permite graus de liberdade suficientes para que uma investigação adicional a respeito da não-estacionaridade da dívida brasileira após 1981 seja conduzida utilizando o teste de KPSS.

O Procedimento KPSS

O teste de estacionaridade (nível) é baseado na estatística

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(l)}, \quad \text{onde} \quad S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \text{é o}$$

processo parcial de resíduos da regressão $y_t = \bar{y} + e_t$;

$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s,l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$ é um estimador consistente da variância do erro; $w(s,l) = 1 - s/(l+1)$ é uma função de ponderação que garante a não negatividade de $s^2(l)$; e l é o parâmetro de defasagem.

Um parâmetro ($l=0$) implica não correção para autocorrelação.

Os resultados são apresentados na Tabela 3. Quanto maior o parâmetro de defasagem l , maior deve ser o tamanho da amostra para que os resultados assintóticos sejam relevantes e, infelizmente, os valores do teste estatístico diminuem na medida em que o parâmetro de defasagem cresce. Um parâmetro de defasagem adequado pode ser obtido utilizando o número inteiro do valor $(T/100)^{0.25}$, onde T é o número de observações. Dessa forma, a amostra de 68 observações fornece um parâmetro de defasagem de 1. Os valores críticos aos níveis de 5 e 10% são 0,463 e 0,347, respectivamente. Nesse caso, a hipótese nula de estacionaridade é rejeitada no nível de 5%. Para o intervalo truncado de 1, o teste KPSS claramente indica que a dívida mobiliária federal assumiu um padrão insustentável após 1981, um resultado consistente com o obtido previamente.

Tabela 3: Teste de Estacionaridade

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(l)}$$

$l = 0$	2.081
$l = 1$	1.111
$l = 2$	0.465
$l = 3$	0.336
$l = 4$	0.364
$l = 8$	0.144
η_μ critical values	0.463 (5%) 0.347 (10%)

Valores críticos, nível de estacionaridade, KPSS (1992), p. 156.

4 Observações finais

Esse artigo analisou a sustentabilidade da dívida mobiliária federal no Brasil e foi motivado por resultados obtidos previamente (Luporini, 1998) em que a dívida brasileira havia assumido um padrão insustentável após 1981. O diagnóstico do estudo supracitado poderia ter sido resultado do pequeno número amostral utilizado nos testes

econométricos. A nova amostra obtida permitiu investigações adicionais da sustentabilidade da dívida mobiliária federal após 1981.

Uma dívida pode ser considerada sustentável quando o governo respeita uma restrição orçamentária intertemporalmente balanceada. Econometricamente, a condição para sustentabilidade é a estacionária para a série de dívida apropriadamente descontada. O nível da dívida mobiliária federal brasileira foi analisado tanto pelos testes de raiz unitária tradicionais quanto pelo procedimento desenvolvido por Kwiatkowski, *et al.*(1992). Os procedimentos Dickey-Fuller Aumentado e o Phillips-Perron testam a presença de raiz unitária com base na hipótese nula de não-estacionaridade, enquanto o teste Kwiatkowski baseia-se na hipótese nula de estacionaridade. Os resultados de ambos os testes, aplicados a uma nova amostra, indicaram que a dívida mobiliária federal assumiu um padrão insustentável após 1981, confirmando o diagnóstico previamente obtido. O governo federal parece de fato estar acumulando dívidas excessivas que podem vir a ameaçar sua capacidade de financiamento.

Ainda uma outra possibilidade para investigações adicionais sobre a natureza da acumulação da dívida mobiliária federal consiste em verificar até que ponto a intervenção governamental no mercado *overnight* em 1990 constitui ou não uma quebra estrutural na série da dívida que poderia explicar os resultados obtidos aqui.

Anexo

Tabela 1: Fator de desconto e Valores Trimestrais do PIB

obs	Qt.	PIB (Milhões de Reais de 1997)
1981:4	1.000000	139841.5
1982:1	0.983000	139964.4
1982:2	0.862000	155545.0
1982:3	0.919000	153224.8
1982:4	1.042000	144512.6
1983:1	1.082000	135600.6
1983:2	1.008000	149322.0
1983:3	0.945000	147923.7
1983:4	0.971000	143083.6
1984:1	0.993000	141516.3
1984:2	0.913000	156559.1
1984:3	0.938000	155913.8
1984:4	0.948000	153701.2
1985:1	0.989000	150996.8
1985:2	1.032000	165133.1
1985:3	0.976000	170080.8
1985:4	0.963000	168697.9
1986:1	0.962000	162060.0
1986:2	0.904000	177686.7
1986:3	0.913000	183848.3
1986:4	0.914000	180775.2
1987:1	0.955000	174582.9
1987:2	0.756000	189825.5
1987:3	0.798000	184877.8
1987:4	0.783000	180713.7
1988:1	0.788000	174690.4
1988:2	0.713000	189087.9
1988:3	0.732000	189180.1
1988:4	0.803000	176703.3
1989:1	0.921000	169804.2
1989:2	0.828000	195602.9
1989:3	0.777000	199137.0
1989:4	0.969000	188657.7
1990:1	0.828000	174506.0
1990:2	0.735000	177640.6
1990:3	0.696000	191607.9
1990:4	0.836000	177333.3
1991:1	0.829000	161940.7
1991:2	0.755000	183136.5
1991:3	0.749000	190089.7
1991:4	0.888000	179828.0
1992:1	1.034000	168929.3
1992:2	1.044000	179969.5
1992:3	1.066000	183490.3
1992:4	1.161000	178748.7
1993:1	1.218000	174661.7

1993:2	1.136000	189417.4
1993:3	1.132000	193132.8
1993:4	1.222000	188904.3
1994:1	1.309000	182924.2
1994:2	1.376000	195273.6
1994:3	0.970000	204845.4
1994:4	1.026000	206720.8
1995:1	1.118000	201996.8
1995:2	1.167000	207782.3
1995:3	1.276000	206968.5
1995:4	1.370000	206349.2
1996:1	1.478000	199148.3
1996:2	1.415000	212453.2
1996:3	1.443000	218061.8
1996:4	1.516000	216150.9
1997:1	1.611000	206650.0
1997:2	1.552000	220998.7
1997:3	1.598000	223688.0
1997:4	1.715000	220503.3
1998:1	1.888000	211360.4
1998:2	1.851000	225216.0
1998:3	1.963000	225992.1

Fonte: Elaboração própria.

4 Referências bibliográficas

AHMED S. & ROGERS J. "Government budget deficits and trade deficits: are present value constraints satisfied in long-term data?". *Journal of Monetary Economics* 36:351-374, 1995.

BANCO CENTRAL DO BRASIL, *Boletim do Banco Central do Brasil*, Departamento Econômico.

_____. *Relatório Anual*, Departamento Econômico.

BLANCHARD, O. & FISCHER S. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: The MIT Press, 1989.

BOHN, H. "The sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation". *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(3):581-604, 1991.

_____. "The sustainability of budget deficits in a stochastic economy". *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(1)(February):257-71, 1995.

CARVALHO, C. "Liquidez e choques inflacionários". In: BELLUZZO, L. & BATISTA Jr., P. (eds.) *A luta pela moeda nacional: ensaios em homenagem a Dilson Funaro*. São Paulo, Paz e Terra Editora, 1992.

DICKEY, D. & FULLER, W. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association* 74:427-31, 1979.

_____. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica* 49:1057-72, 1981.

HAKKIO, C. & RUSH, M. "Is the budget deficit 'too large'?" *Economic Inquiry* 39 (July): 429-445, 1991.

HAMILTON, J. & FLAVIN, M. "On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing". *The American Economic Review* 76(4): 809-19, 1986.

INSTITUO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Anuário Estatístico do Brasil*.

ISLLER, J. V. & LIMA, L.R. "Public debt sustainability and endogenous seignorage in Brazil: time-series evidence from 1947-92". *Ensaio Econômicos da EPGE*, 306, 1997.

KREMMERS, J. "U.S. federal indebtedness and the conduct of fiscal policy". *Journal of Monetary Economics* 23:219-38, 1989.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P., & SHIN, Y. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics* 54:159-78, 1992.

LUPORINI, V. *Central bank independence and the federal domestic debt: a study of the Brazilian case, 1966-1996*. Ph.D. Thesis. The City University of New York, 1998.

MADDALA, G. and I. KIM. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge, Cambridge University Press, 1998.

MC CALLUM, B. "Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis". *Journal of Political Economy* 92(1):123-35, 1984.

PASTORE, A. "Déficit público, a sustentabilidade das dívidas interna e externa, seignoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro". *Revista de Econometria*, 14(2), 1995.

PHILLIPS, P. e PIERRON, P. "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika* 75:335-46, 1988.

TANNER E. & LIU, P.. "Is the budget deficit 'too large'? Some further evidence". *Economic Inquiry* 32 (July):511-518, 1994.

TREHAN, B. & WALSH, C. "Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits". *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(2):206-23, 1991.

UCTUM, M. & WICKENS, M. "Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis". *Mimeographed*. New York, Brooklyn College and the Federal Reserve of New York, 1996.

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