

**DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA, DEFAULT
E A “NOVA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA”: UM EXERCÍCIO
CLIMÉTRICO DO BRASIL – IMPÉRIO À ÉPOCA ATUAL**

Ulisses Ruiz de Gamboa*♦

Resumo: O presente artigo testa a sustentabilidade da dívida pública brasileira através de sua história como nação independente (1823-2004), utilizando testes de cointegração. Devido a que a amostra cobre um período muito amplo, marcado por grandes mudanças políticas, econômicas e institucionais, foram realizados testes recursivos para testar a constância do posto de cointegração. Inicialmente, o modelo tradicional de restrição orçamentária intertemporal (Modelo da Equivalência Ricardiana) foi suposto para testar a cointegração entre gasto público e arrecadação fiscal. Contudo, a presença de constantes situações de default e renegociações da dívida pública brasileira, ao longo do período republicano, sugere um modelo alternativo, no qual a sustentabilidade da dívida pública é alcançada a partir do “repúdio à dívida” (Modelo da “Nova Equivalência Ricardiana”). Os testes de cointegração baseados nesse modelo alternativo incluem dummies para cada período de default ou renegociação da dívida pública (“dummies de default”). Como conclusão, pode-se postular que a política fiscal implementada no Brasil durante quase toda sua história como nação independente, oscila entre períodos de autêntica sustentabilidade (Brasil-Império) e momentos onde a sustentabilidade fiscal foi alcançada a partir do default ou renegociação (período republicano de 1889 a 1943 e de 1983 a 1993) ou utilizando senhoriagem (período republicano de 1944 a 1982).

Palavras-chave: restrição intertemporal; sustentabilidade fiscal; default; cointegração; quebras estruturais.

Abstract: This paper tests the sustainability of the Brazilian public debt throughout its history as an independent nation (1823-2004) by the use of cointegration tests. Since the sample period covers a historical period highlighted by a great deal of political, economic and institutional shifts, recursive tests have also been carried out in order to evaluate the constancy of the cointegrating rank. Initially, the traditional intertemporal budget model (Ricardian Equivalence model) has been supposed, and thus testing the cointegration of government expenditures and revenues. However, the presence of consecutive default or debt restructuring situations concerning the Brazilian public debt, throughout its republican period, suggests an alternative model, in which the sustainability of public debt is achieved by “debt repudiation” (“New Ricardian Equivalence” model). The cointegration tests based on such an alternative model have included dummies for each default or renegotiation period of the public debt (“default dummies”). As a conclusion, one might postulate that the fiscal policy implemented in Brazil during almost all its history as an independent nation, oscillated between authentic sustainability periods (Imperial period) and moments when fiscal sustainability was achieved through debt default or renegotiation (republican period from 1889 to 1943 and from 1983 to 1993) or seigniorage revenues (republican period from 1944 to 1982).

Key words: intertemporal balance; fiscal sustainability; default; cointegration; structural breaks.

Área 4: Economia do Setor Público.

JEL: E62, H60, C32.

* Doutorando em Teoria Econômica IPE/USP. Professor do Departamento de Economia da FEA/USP, Professor e Pesquisador da Faculdade de Economia da Universidade Presbiteriana Mackenzie, Professor da Faculdade de Economia da Fundação Armando Álvares Penteado (FAAP). E-mail: ulissesrg@uol.com.br.

♦ Esse artigo foi extraído a partir da versão da tese de doutoramento em Teoria Econômica do IPE/USP que o autor apresentou no Exame de Qualificação realizado em 13-04-05. O autor agradece os comentários de Vera Lúcia Fava, Fabiana Rocha, Denisard Alves, Ana Luisa Abras e Roseli da Silva. Qualquer erro ou omissão é de inteira responsabilidade do autor.

1. Introdução

A questão da sustentabilidade da política fiscal brasileira tem ocupado posição de destaque nos últimos anos, principalmente a partir do Plano Real, onde a razão dívida-pública-PIB aumentou 26,5% durante o período 1994-2002, atingindo um máximo em setembro de 2002, quando a dívida pública passou a representar 62,5% do PIB. Não obstante, as reformas fiscais realizadas durante o governo FHC, principalmente a partir da implementação da "Lei de Responsabilidade Fiscal" e da renegociação da dívida dos estados e municípios, culminando com o estabelecimento da meta de superávit fiscal primário, contribuíram para reduzir o indicador anterior. Nesse sentido, o atual governo, contrariando as expectativas iniciais, vem mantendo os lineamentos dessa política fiscal, tendo inclusive excedido as metas de superávit pactuadas para o ano passado com o Fundo Monetário Internacional.

Não obstante, devido ao horizonte de financiamento do governo, avaliar se, no caso brasileiro, este seguiu ou não um comportamento "ricardiano", implica realizar uma análise de longo prazo, o que requer trabalhar com séries muito mais longas que as que se têm utilizado em diversos trabalhos empíricos. Isso é particularmente certo no caso das abordagens que, como a presente, utiliza métodos de cointegração para determinar a solvência da dívida pública, onde se tenta analisar a relação de longo prazo entre algumas variáveis fiscais selecionadas. Nesse sentido, como se verá, os resultados encontrados dependem fortemente do período amostral selecionado.

Dado o anterior, o presente estudo pretende testar a sustentabilidade da política fiscal brasileira, a partir da cointegração entre despesas e receitas públicas, utilizando, por primeira vez, séries cujo início data da época do Império. Assim, utilizaremos séries de frequência anual que começam em 1823 e terminam no ano 2004.

Por outra parte, devido a que na maioria dos trabalhos empíricos brasileiros, a senhoriagem surge como fonte adicional de arrecadação que assegura a sustentabilidade fiscal, também serão realizados testes de cointegração, incluindo-a nas receitas totais do Fisco.

Contudo, o exercício de cliometria anterior implica na necessidade de realizar testes para a possível existência de quebras estruturais ao longo de um período tão vasto como o considerado, principalmente devido a fatores político-econômicos, como a Proclamação da República e as mudanças de regime político e fiscal ao longo da era republicana, onde também surgem as renegociações e *defaults* da dívida pública. Essas mudanças estruturais podem comprometer os resultados de cointegração obtidos, assim como podem modificar o próprio espaço de cointegração. Nesse sentido, utilizaremos, além da cointegração, testes recursivos para avaliar a constância do posto da matriz de cointegração. Finalmente, ao rejeitar-se as hipóteses nulas anteriores, realizaremos novos testes de cointegração, incluindo dummies dentro do vetor de cointegração e dummies fora do vetor de cointegração (dummies de intervenção), realizando as simulações correspondentes para a determinação dos valores críticos assintóticos para o teste do traço.

O artigo está dividido como segue: na próxima seção será desenvolvido o modelo macroeconômico teórico; na terceira seção se detalhará a metodologia econométrica implementada; a quarta seção apresenta uma breve resenha da evidência empírica disponível para o caso brasileiro, enquanto a quinta seção realiza uma análise histórica da sustentabilidade fiscal; a sexta seção reporta os resultados empíricos para os testes de cointegração para o período considerado; as conclusões são, então, sumariadas na sétima seção.

2. Modelo Macroeconômico¹

Poderia-se dizer que, se a política fiscal é sustentável ou o governo segue um comportamento "ricardiano", o valor presente de suas despesas deverá ser menor ou igual à sua riqueza inicial somada ao valor presente da arrecadação fiscal (líquida de transferências), que pode incluir ou não a senhoriagem.

Se, por outro lado, o valor presente dos gastos públicos somado ao estoque inicial da dívida pública é superior ao valor presente da receita fiscal total, pode-se dizer que o governo segue um

¹ Esta subseção segue Romer (2001), capítulo 11, estendendo o modelo apresentado com a inclusão da senhoriagem e da possibilidade de default ou renegociação da dívida.

comportamento “não ricardiano” ou um “Esquema Ponzi” ou que a política fiscal (dívida pública) não é sustentável. Nessa situação o governo não pagaria nunca o principal da dívida pública, financiando o pagamento de juros com a contratação de novas dívidas.

Contudo, o presente trabalho introduzirá uma terceira alternativa: a possibilidade de que o governo alcance a sustentabilidade fiscal não a partir de políticas fiscais e tributárias conseqüentes com o financiamento da dívida pública, e sim utilizando o *default* ou a renegociação da mesma. Como será demonstrado, esse artifício sobejamente utilizado por vários países (os chamados “serial defaulters”), entre os quais o Brasil ocupa uma das posições de destaque², também permite que o valor presente do superávit fiscal primário seja suficiente para financiar o estoque de dívida inicial. Esta nova possibilidade de alcançar a sustentabilidade fiscal será chamada de “A Nova Equivalência Ricardiana”.

Todavia, a utilização da estratégia do *default* ou renegociação da dívida pública para equilibrar intertemporalmente o orçamento público também impõe importantes custos para os “serial defaulters”: enfraquecimento das instituições políticas; aumento da probabilidade de incorrer novamente numa situação de *default* ou renegociação³ e, principalmente, o aumento do risco-país com a conseqüente redução do fluxo de capitais internacionais, o que reduz suas possibilidades de financiar o crescimento econômico. Com relação a esse último custo, Reinhart e Rogoff (2004) encontram evidência de uma correlação inversa entre o PIB real per capita ajustado pela paridade do poder de compra dos “serial defaulters” e a porcentagem de anos em *default* desde 1946. Assim, esses autores concluem que as principais explicações para o “paradoxo” do menor fluxo de capitais desde os países desenvolvidos para os países em desenvolvimento (ainda que o retorno do capital seja maior nesses últimos) seria o maior risco de *default* apresentado por esses últimos, além do menor desenvolvimento de seus mercados de capitais. Na visão desses referidos autores o verdadeiro “paradoxo” é por quê os capitais internacionais, principalmente aqueles relacionados a endividamento externo, continuam fluindo para os “serial defaulters” ou países “intolerantes à dívida”.

Nesse sentido, o presente trabalho não possui pretensões normativas: não se está, de maneira alguma, afirmando que a estratégia de *default* ou renegociação da dívida pública seja um caminho a ser adotado pelo Brasil ou por qualquer outro país em desenvolvimento. O enfoque é, simplesmente, positivo: esse expediente foi utilizado em várias oportunidades pelo Brasil e a evidência que será mostrada permite indicar que este foi o principal responsável pela sustentabilidade fiscal durante grande parte da era republicana, superando inclusive, a importância da senhoriagem. Também escapa do escopo dos objetivos do trabalho analisar e quantificar os custos para a economia brasileira associados aos episódios de “intolerância à dívida”.

Levando em consideração todo o anterior, o modelo macroeconômico geral de sustentabilidade fiscal poderia ser dividido em duas versões: i) Modelo onde não há *default* ou renegociação da dívida ou Modelo de “Equivalência Ricardiana” – que é o modelo tradicionalmente utilizado nas análises de sustentabilidade fiscal e ii) Modelo onde pode existir *default* e renegociação da dívida pública ou Modelo da “Nova Equivalência Ricardiana” – que é justamente a inovação que o presente trabalho introduzirá.

2.1. Modelo de Equivalência Ricardiana

No modelo tradicional, a sustentabilidade da política fiscal ou da dívida pública estará assegurada se o governo cumpre com a seguinte restrição orçamentária intertemporal:

² Curiosamente, ao contrário do que se poderia pensar, o Brasil é superado em quantidade de defaults e renegociações da dívida pública externa por países desenvolvidos como Espanha (que é o recordista com 13 episódios), França e Alemanha, entre outros. Não obstante, esses “serial defaulters” tiveram situações de *default* ou renegociação concentradas entre os séculos XVI e XVIII, enquanto no caso do Brasil o maior número de situações concentra-se no século passado. Para uma interessante discussão sobre a relação entre a sustentabilidade da dívida externa e o comportamento de *default* ou renegociação, veja-se Reinhart, Rogoff e Savastano (2003) e Reinhart e Rogoff (2004).

³ A evidência dos “serial defaulters”, segundo Reinhart e Rogoff (Op. Cit.), parece sugerir que o custo do primeiro *default* seria maior que o dos subseqüentes, pois a credibilidade do *defaulter* fica comprometida já no primeiro episódio de cessação de pagamentos.

$$(1) \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} G(t) dt \leq -D(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} T(t) dt$$

$$(2) R(t) = \int_{\tau=0}^t r(\tau) d\tau$$

Onde $G(t)$ representa o gasto público total real (incluindo o pagamento dos juros sobre o estoque da dívida pública anterior); $T(t)$ representa a arrecadação fiscal real (incluindo as receitas das empresas estatais)⁴; e $r(\tau)$ é a taxa de juros real no momento τ ⁵.

Assim, pode-se dizer que se o governo realiza uma política fiscal sustentável, o valor presente dos seus gastos em bens e serviços deverá ser menor igual ao valor presente da arrecadação fiscal real acrescida do valor inicial de sua riqueza, que, na verdade, por tratar-se da dívida pública reduz o valor presente das receitas governamentais.

A expressão anterior também pode ser entendida da seguinte forma: a política fiscal será sustentável se o valor presente do superávit fiscal primário é suficiente para financiar o estoque de dívida pública inicial. Para visualizar essa segunda interpretação, basta reorganizar os termos de (1), chegando-se a:

$$(3) \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [T(t) - G(t)] dt \geq D(0)$$

Não obstante, além da arrecadação e do endividamento, o governo pode recorrer ao financiamento via senhoriagem, e por isso, o modelo tradicional de sustentabilidade a costuma incluir como fonte adicional de receita fiscal. Podemos, sem maiores dificuldades, incluir a senhoriagem na expressão (3), somando um termo S à arrecadação fiscal real:

$$(4) \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [\{T(t) + S(t)\} - G(t)] dt \geq D(0)$$

Desse modo, o governo seguirá um comportamento “ricardiano” se o valor presente do seu superávit fiscal acrescido das receitas obtidas a partir da senhoriagem for suficiente para financiar o estoque de dívida pública inicial.

Todavia, do ponto de vista matemático, é mais simples reescrever a condição anterior de sustentabilidade fiscal utilizando limites. Assim, passando a integral para a direita da desigualdade e aplicando limites na expressão resultante chega-se a:

$$(5) \lim_{s \rightarrow \infty} \left\{ D(0) + \int_{t=0}^s e^{-R(t)} [G(t) - \{T(t) + S(t)\}] dt \right\} \leq 0$$

Por outra parte, na medida em que o gasto público entre os momentos t e s seja superior (inferior) à arrecadação total incluindo senhoriagem, o governo aumentará (diminuirá) o endividamento. Assim o valor da dívida pública no momento s pode ser expressa por:

$$(6) D(s) = e^{R(s)} D(0) + \int_{t=0}^s e^{R(s)-R(t)} [G(t) - \{T(t) + S(t)\}] dt$$

A primeira parte da expressão (6) é a contribuição da dívida pública inicial ao estoque de dívida pública em s , enquanto a integral mostra como a despoupança do governo varia do momento t ao s .

Por último, tal como pode notar-se, (6) é a mesma expressão no interior do limite em (5) multiplicada por $e^{R(s)}$. Por isso, podemos reescrever a restrição orçamentária do governo ou a condição de sustentabilidade fiscal como:

⁴ A mesma restrição também será válida se as variáveis anteriores são normalizadas pelo PIB ou pelo número de habitantes.

⁵ No modelo de sustentabilidade tradicional assume-se que a taxa de juros real seja constante, o que faria com que $R(t)$ fosse igual a rt , mantendo-se basicamente a mesma restrição (1).

$$(7) \lim_{s \rightarrow \infty} e^{-R(s)} D(s) \leq 0$$

Portanto, pode-se dizer que se o governo realiza uma política fiscal sustentável ou, simplesmente, se segue um comportamento “ricardiano”, cumprindo sua restrição orçamentária, se, no limite, o estoque da dívida pública é não positivo. Isso equivale a uma “condição de transversalidade”, que elimina a possibilidade de um “Esquema Ponzi”, onde o governo poderia endividar-se indefinidamente, contraindo novas dívidas para pagar os juros das dívidas anteriores. Nesse caso, poder-se-ia dizer que a política fiscal não é sustentável, ou que a dívida pública não é sustentável.

2.2. Modelo da “Nova Equivalência Ricardiana”

Não obstante, o modelo anterior não considera a possibilidade de que o governo realize um *default* da dívida pública ou simplesmente estabeleça um acordo com seus credores para renegociá-la. Contudo, será demonstrado que essas estratégias podem ser uma alternativa para alcançar a sustentabilidade fiscal, em ausência de uma maior disciplina fiscal e frente à impossibilidade de continuar aumentando as receitas fiscais mediante a senhoriagem. Isso é assim, pois nesses eventos, devido à maior dificuldade de impor o cumprimento dos compromissos de dívida, principalmente se esta é externa, os credores terminam aceitando uma redução no principal ou nos juros, ou mesmo um alongamento nas amortizações da dívida⁶.

Esse novo resultado será denominado de “Nova Equivalência Ricardiana”, pois permite que o governo cumpra com sua restrição orçamentária, prescindindo de qualquer ajuste fiscal ou aumento da emissão monetária, como implica o modelo de sustentabilidade tradicional.

Para modelar essa situação de “intolerância à dívida” será necessário realizar uma mudança no comportamento suposto para a taxa de juros real durante o período de *default* ou renegociação da dívida. Desse modo, pode-se propor que durante esse período, que será chamado de Ψ , como o governo perde a possibilidade de seguir financiando o déficit com dívida, a taxa de juros real tende ao infinito. Em termos formais, portanto, pode-se expressar a evolução da taxa de juros durante esse período Ψ da seguinte forma:

$$(8) \lim_{t \rightarrow \Psi} R(t) = \lim_{t \rightarrow \Psi} \int_{t=0}^{\Psi} r(t) dt \rightarrow \infty$$

Sendo assim, pode-se demonstrar que o horizonte de tempo para alcançar a solvência fiscal coincidirá com o período de *default* ou renegociação da dívida e, portanto, esta poderia ser alcançada num período inferior ao infinito. Para isso, a restrição orçamentária definida em (1) será modificada da seguinte forma:

$$(9) \int_{t=0}^{\Psi} e^{-R(t)} G(t) dt \leq -D(0) + \int_{t=0}^{\Psi} e^{-R(t)} T(t) dt$$

Repetindo os mesmos procedimentos matemáticos que permitiram chegar à condição (7), obtém-se a seguinte expressão para a sustentabilidade fiscal em presença de “repúdio à dívida”:

$$(10) \lim_{t \rightarrow \Psi} e^{-R(\Psi)} D(\Psi) \leq 0$$

Desse modo, em presença de uma situação de *default* ou renegociação da dívida, o governo também terminaria cumprindo uma restrição orçamentária intertemporal, e, portanto, dentro de um horizonte finito, alcança a sustentabilidade da política fiscal ou da dívida pública. Como já foi mencionado, a grande diferença com o modelo da “Equivalência Ricardiana” é que a solvência fiscal é alcançada a partir da redução “forçada” do principal da dívida.

⁶ O recente *default* realizado pelo governo argentino é um exemplo dramático do anterior. Contudo, no caso brasileiro, como será discutido posteriormente, houve dois episódios de moratória e cinco renegociações da dívida pública externa durante o período 1898-1993.

3. Metodologia Econométrica

3.1. Metodologia de Johansen

Os testes de cointegração que serão realizados seguem a metodologia proposta por Johansen (1991), que define o chamado Modelo de Correção de Erros, um modelo multivariado capaz de captar tanto a relação de longo prazo como as relações dinâmicas de curto prazo entre as variáveis de interesse. O anterior pode ser expresso por um modelo Vetor Autoregressivo (VAR) para as primeiras diferenças das variáveis, restrito pelo vetor de cointegração. Vale dizer:

$$(11) \Delta X_t = \Pi_1 \Delta X_{t-1} + \Pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

Onde o vetor X contém as variáveis de interesse, que no presente caso, são despesa fiscal real total (G_t) e arrecadação fiscal real total (com ou sem senhoriagem – T_t ou $[T_t + S_t]$, respectivamente) e ε_t é o vetor de resíduos que, por hipótese, devem ser ruídos brancos.

A matriz Π_k , que representa as propriedades de longo prazo do sistema, possui um papel fundamental dentro dessa metodologia, pois seu posto permite verificar a existência de cointegração entre as variáveis contidas no vetor X . Pode-se assumir que esse posto varie de 0 a n , ou seja, $0 \leq \text{posto}(\Pi) \leq n$.

Assim, se seu posto é nulo, o sistema é não estacionário, mas não apresenta nenhuma relação de longo prazo, devendo-se estimar o modelo para as primeiras diferenças das variáveis. Por outra parte, se o posto é pleno (n), o sistema em nível é estacionário, não havendo, portanto, possibilidade de cointegração entre as variáveis de interesse. Finalmente, se o posto da matriz é inferior a n (posto reduzido), por exemplo, r , existem r vetores de cointegração que tornam o sistema estacionário.

O sistema que será utilizado nesse estudo para verificar a existência de cointegração é bivariado, pois, como foi mencionado anteriormente, o vetor X contém somente o gasto público real total e a arrecadação fiscal real total. Desse modo o posto reduzido da matriz de cointegração é o posto unitário, e, portanto, se houver cointegração, o vetor de cointegração será único e a política fiscal será sustentável. Porém, também obtemos a mesma conclusão se a matriz apresenta posto pleno, pois nesse caso, ainda que não exista cointegração entre receitas e despesas fiscais, o sistema é estacionário, e, portanto, a dívida pública também é estacionária. Por último, o governo seguirá um “Esquema Ponzi” se o posto da referida matriz é zero, pois aí não existe relação de longo prazo entre gasto e arrecadação e, portanto, não existe nenhuma segurança de que a série de dívida pública exiba um comportamento estacionário.

Os valores críticos para o teste do traço são obtidos utilizando simulações de Monte Carlo, pois sua distribuição de frequência segue um movimento browniano e é sensível a dois fatores: o número de componentes não estacionários (vale dizer, a diferença entre o posto pleno da matriz e um determinado r) e a forma do componente determinístico do vetor de cointegração (se possui constante ou não, se possui dummies, se possui um *drift*).

3.2. Cointegração com Quebras Estruturais

Na análise de cointegração também é importante considerar a possibilidade de que, em um determinado momento, existam quebras estruturais. A existência de quebras estruturais nas séries pode resultar em parâmetros não constantes, o que reduz o poder tanto dos testes de raiz unitária como os de cointegração. Em particular, com relação aos primeiros, a existência de quebras leva à super-aceitação da hipótese de raiz unitária, enquanto que no caso dos últimos pode-se superestimar o número de vetores de cointegração.

Para o presente trabalho, a consideração da existência de possíveis mudanças estruturais é importante, pois as séries utilizadas são longas o suficiente para que mudanças políticas, econômicas e institucionais possam alterar a trajetória da política fiscal, modificando as conclusões sobre a solvência da dívida pública através desse período. Como se verá, as situações de *default* ou renegociação da dívida

também podem ser consideradas como mudanças estruturais, alternado as conclusões sobre a sustentabilidade fiscal.

Existe uma extensa literatura sobre mudanças estruturais e seus impactos sobre os modelos multivariados, embora não exista um consenso sobre a metodologia implementada, nem rotinas disponíveis nos softwares tradicionais de econometria⁷.

Em linhas gerais, em presença de mudanças estruturais, Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) demonstram que a metodologia econométrica de cointegração explicitada na subseção anterior continuaria sendo válida. Contudo, é importante considerar que, frente a tal situação, o posto estimado para a matriz de cointegração pode sofrer variações ao longo da amostra, afetando as conclusões sobre a cointegração entre as variáveis de interesse. Além dessa possível mudança no posto, o espaço de cointegração $Sp(b^*)$ também pode ser afetado, provocando variações nos parâmetros do vetor de cointegração.

Seguindo a Hansen (1992), Quintos (1995), Hansen e Johansen (1993) e Mosconi (1998), O teste de constância do posto da matriz de cointegração faz uma correção no teste do traço especificado em (13). Avalia-se se a hipótese nula que supõe posto constante não é rejeitada para todo o período amostral. Assim, partindo de uma sub-amostra pré-definida verifica-se se o teste do traço selecionaria outro posto ao longo da amostra, repetindo o teste a cada nova observação adicionada à sub-amostra, de forma recursiva. A estatística do traço modificada para testar a constância do posto de Π pode, então, ser expressa a partir da seguinte expressão:

$$(12) \lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=1}^q \ln(1 - \hat{\lambda}_i) - \left[p_1 \sum_{i=1}^{q_1} \ln(1 - \hat{\lambda}_{1i}) + p_2 \sum_{i=1}^{q_2} \ln(1 - \hat{\lambda}_{2i}) \right]$$

Onde p_1 é a primeira sub-amostra e p_2 é a segunda sub-amostra.

Assim, a medida em que os autovalores calculados a partir da sub-amostra inicial, adicionando-se uma observação fora da sub-amostra de cada vez, forem significativamente diferentes de um, a estatística do teste do traço será menor, o que aumenta a probabilidade de aceitar a hipótese nula que o posto da matriz de cointegração é $r-1$ em vez de r .

Toda essa análise é realizada por meio de dois modelos diferentes, seguindo a Hansen e Johansen (1993), denominados Modelo R e Modelo Z. O primeiro deles mantém fixos os parâmetros de curto prazo, enquanto o segundo recalcula todos esses parâmetros para cada novo tamanho da amostra. Se a utilização dos dois modelos leva a resultados conflitantes, os referidos autores recomendam a utilização do Modelo R. Como uma forma de facilitar a interpretação dos resultados, os testes de constância do posto serão apresentados graficamente, com a estatística dos referidos testes normalizada por seu próprio valor crítico. Desse modo, um valor resultante superior a um significa que a hipótese nula de constância do posto r da matriz de cointegração é rejeitada, enquanto um valor inferior a um implica que essa hipótese não poderá ser rejeitada. Portanto, o posto r de cointegração será considerado estável se, para qualquer tamanho de amostra, não é rejeitado, enquanto que o posto $r-1$ é rejeitado para qualquer tamanho da referida amostra.

Se, a partir do anterior, são detectadas mudanças estruturais, a metodologia econométrica prosseguiria com a inclusão de variáveis dummy, que podem ser adicionadas fora do vetor de cointegração, as chamadas dummies de intervenção, ou mesmo dentro de dito vetor.

O primeiro aspecto em relação à inclusão de dummies nos testes de cointegração que deve ser observado parece ser a própria pertinência de dita inclusão. Nesse sentido, deve observar-se a quantidade de períodos para os quais a quebra estrutural detectada se manifesta. Não existe demasiada literatura que trate desse tema, mas pode ser percebido que as rotinas existentes para testar a cointegração em presença de dummies, bem como as que são construídas para estimar os valores críticos desses testes são bastante parcimoniosos com relação à quantidade de dummies permitida.

Outro ponto importante é determinar se a mudança estrutural é incorporada mediante dummies de intervenção ou a partir da inclusão de dummies dentro do vetor de cointegração. A literatura existente é

⁷ Maddala e Kim (1998) oferecem um completo resumo sobre os efeitos das quebras estruturais sobre os testes de raiz unitária e cointegração.

particularmente omissa em relação a esse ponto. Todavia, diversos testes realizados no presente trabalho parecem indicar que as maiores alterações nos testes do traço geralmente ocorrem quando a variável dummy é incluída dentro do vetor de cointegração. Assim, se estabelecerá o seguinte critério: se a quebra estrutural se manifesta por um período relativamente mais longo, será modelada a partir de uma dummy dentro do vetor de cointegração; caso contrário, a representação será feita mediante uma dummy de intervenção.

4. Evidência Empírica Para o Caso Brasileiro

No caso brasileiro, Pastore (1995) foi o primeiro autor a avaliar a sustentabilidade da política fiscal brasileira, testando a existência de uma raiz unitária na série da primeira diferença da dívida pública para uma amostra que vai do primeiro trimestre de 1974 ao quarto trimestre de 1989. O referido autor conclui que a dívida pública total (interna e externa) foi sustentável devido à política monetária acomodativa implementada, que utilizou a senhoriagem como forma adicional de arrecadação.

Posteriormente, Rossi (1997) analisa a sustentabilidade da política fiscal implementada durante o período 1975-1995. Para isso, realiza testes de raiz unitária sobre a série de dívida pública como proporção do PIB e testes de cointegração, tanto entre dívida pública e superávit fiscal primário, como entre receitas e despesas que incluem o pagamento de juros. Os resultados obtidos são algo contraditórios, pois, por um lado, o autor conclui que a razão dívida-PIB é não estacionária e que não existe cointegração entre dívida e superávit primário, e, portanto, a política fiscal brasileira teria seguido um “Esquema Ponzi” durante o período considerado. Todavia, também obtém evidência de cointegração entre as receitas e os gastos públicos mais pagamentos de juros, o que implicaria que a política fiscal teria seguido um comportamento “ricardiano” durante o mesmo intervalo de tempo. Contudo, o referido autor não faz nenhuma referência ao possível papel da senhoriagem na avaliação da sustentabilidade da política fiscal.

Rocha (1997) testa a existência de cointegração entre despesas e receitas fiscais para o período compreendido entre janeiro de 1980 e julho de 1993, depois de verificar a estacionariedade da taxa de juros real durante esse mesmo intervalo de tempo. Os resultados encontrados pela autora confirmam a evidência de Pastore (1995), pois as séries mencionadas somente cointegram quando se considera a senhoriagem como parte da arrecadação fiscal.

A evidência anterior também é confirmada por Issler e Lima (1998), que testam a cointegração entre a arrecadação e as despesas fiscais como percentagem do PIB para a amostra mais ampla utilizada até agora para o caso brasileiro (1947-1992).

Luporini (2000) também avalia a sustentabilidade da política fiscal brasileira, a partir da implementação de um teste de estacionariedade ao redor da média zero para a razão dívida pública-PIB. Utilizando uma amostra anual para o período 1966-1996, conclui que a política fiscal segue um comportamento “ricardiano”, apesar de obter o resultado contrário para a uma sub-amostra que compreende o período 1981-1996. Nesse trabalho a senhoriagem não é considerada explicitamente como fonte adicional de arrecadação, apesar de que a autora reconhece que a política monetária implementada durante o período considerado foi um importante elemento para viabilizar o financiamento da política fiscal mediante a venda de títulos.

Em um trabalho posterior, Luporini (2001) utiliza uma metodologia alternativa proposta por Bohn (1998) para avaliar a solvência da dívida pública brasileira durante o período 1966-2000. Essa nova metodologia consiste em estimar por mínimos ordinários a relação entre o superávit fiscal primário e a razão dívida-PIB, estabelecida a não estacionariedade dessas séries. Assim, o coeficiente estimado deve ser positivo se a política fiscal é sustentável, do ponto de vista intertemporal. A referida autora também estimou por mínimos quadrados ordinários a relação entre a primeira-diferença da razão dívida-PIB e a razão dívida-PIB, esperando um coeficiente estimado negativo se existisse uma tendência de reversão à média, evidenciando a solvência da dívida pública. Com relação à primeira estimação, o coeficiente estimado não se mostrou estatisticamente significativo, enquanto que no segundo caso o coeficiente encontrado foi positivo e estatisticamente significativo. Portanto, de acordo com esses resultados, a política fiscal brasileira não teria seguido um comportamento “ricardiano”, mesmo com a consideração dos efeitos do ciclo econômico e dos aumentos temporários do gasto fiscal.

Contudo, a sustentabilidade da política fiscal somente pode ser avaliada em termos intertemporais, e, portanto, uma ausência da resposta do superávit fiscal primário frente a variações da razão dívida-PIB ocorridas no mesmo período não necessariamente permitiria concluir que a política fiscal não foi sustentável. Além disso, existe a possibilidade de que o superávit fiscal primário responda às variações da dívida pública com uma certa defasagem, o que permite questionar ainda mais os resultados obtidos pela autora.

Nesse sentido, Tanner e Ramos (2002), analisam a sustentabilidade da política fiscal brasileira durante 1991-2001 utilizando a abordagem de Bohn (1998), mas estabelecendo um modelo empírico que considera a resposta defasada do superávit primário às variações da dívida pública. De fato, esses autores chegam a utilizar um modelo VAR para diferenciar os ajustes *ex-post* e *ex-ante* dos superávits primários às variações da dívida pública. Os resultados obtidos apontam para um comportamento fiscal não sustentável durante todo o período, apesar de existir evidência de comportamento “ricardiano” para o sub-período 1995-1997.

Finalmente, Ruiz de Gamboa e Silva (2004) testam a cointegração entre despesas e receitas com e sem senhoriagem, adicionando a possibilidade de mudança estrutural, durante o período que começa em julho de 1986 e termina em outubro de 2003. Os resultados encontrados são coincidentes com a maioria da evidência empírica disponível para o caso brasileiro, ao confirmar que existe uma relação de longo prazo entre o gasto público e a arrecadação fiscal total que inclui a senhoriagem. Não obstante, os referidos autores também encontram evidência de cointegração entre despesas fiscais e receitas que não incluem a senhoriagem como fonte adicional de arrecadação. Este último resultado é atribuído ao ajuste fiscal realizado a partir do Plano Real, que teria funcionado como um substituto para a “monetização” do déficit público como forma de equilibrar intertemporalmente o orçamento público.

O presente trabalho pretende verificar a sustentabilidade da política fiscal brasileira através de praticamente toda a história do Brasil independente, utilizando a maior amostra possível, com dados anuais para o período 1823-2004. Ao considerar uma amostra tão ampla, realmente se estará realizando uma análise de sustentabilidade no longo prazo, mas, por outro lado, a probabilidade de ocorrência de mudanças estruturais durante esse período aumenta de forma importante. O anterior é especialmente certo se atentarmos para o fato de que, a partir de 1898, o governo brasileiro declarou duas moratórias e realizou cinco renegociações da dívida pública externa, o que provavelmente deve ter afetado a trajetória da política fiscal, e, portanto sua sustentabilidade. Desse modo, poderemos verificar a sustentabilidade da política fiscal brasileira praticada através de toda a história da nação, utilizando tanto o modelo da Equivalência Ricardiana como o modelo da “Nova Equivalência Ricardiana”, que considera a possibilidade de *default* ou renegociação da dívida pública.

5. Análise Histórica da Sustentabilidade da Política Fiscal Brasileira

5.1. Sustentabilidade da Dívida Pública Durante o Império

Logo após a declaração da independência em 1822, a situação fiscal do Brasil era bastante desfavorável, pois o país recém independente havia herdado uma importante dívida pública da época colonial, além de enfrentar uma situação onde as despesas superavam as receitas fiscais. A solução para esse desequilíbrio fiscal veio com a promulgação da Constituição de 1824 por parte de Dom Pedro I, criando um Parlamento com autoridade sobre o orçamento e a dívida pública.

Essa importante mudança institucional foi responsável por restringir a capacidade do monarca de subir unilateralmente os impostos, aumentar o gasto público e emitir moeda. A revolução provocada pelo anterior nas finanças públicas brasileiras não tem paralelo na história pós-independência dos outros países latino-americanos, sendo inclusive comparada por Summerhill (2005) às conseqüências fiscais da Revolução Gloriosa ocorridas na Inglaterra durante o século XVII.

Assim, se gerou um compromisso crível de honrar a dívida pública externa, o que permitiu que o governo brasileiro recebesse um total de dezesseis empréstimos externos durante 1824-1889, por um valor de aproximadamente 60 milhões de libras esterlinas. Adicionalmente, ao longo do mesmo período, o governo brasileiro também foi capaz de emitir dívida pública interna a partir de dois grandes

empréstimos internos e da emissão das apólices, instrumentos de dívida de longo prazo, que pagavam juros à perpetuidade. O mais notável é que durante todo esse período não houve um momento no qual o governo brasileiro atrasasse o pagamento dos juros de sua dívida⁸, pagando sempre em dinheiro e, em alguns casos, solicitando outro empréstimo para realizar o pagamento dos juros em dia. Com efeito, com tão baixa probabilidade de default, alguns títulos da dívida pública interna brasileira, denominados em moeda nacional, eventualmente circulavam nos mercados financeiros europeus.

Como resultado desse comportamento verdadeiramente “ricardiano”, a participação dos títulos de longo prazo emitidos sobre o total da dívida pública mostrou uma tendência crescente, e o endividamento interno passou a dominar o externo. Além disso, as taxas de juros da dívida externa mostraram uma redução ao longo de todo o período do Império, tanto em Londres como no Rio de Janeiro, e o custo de novos empréstimos, em média, também mostrou uma tendência declinante⁹.

Assim, poder-se-ia dizer que durante toda a época do Império o governo brasileiro desfrutou de condições de crédito favoráveis, escapando do problema do “pecado original”, tão freqüente no caso de países devedores.

Portanto, poder-se-ia esperar que os testes de cointegração confirmem a sustentabilidade fiscal para, pelo menos, esse período da amostra. Por outra parte, de acordo com todos os antecedentes anteriores, também se deveria esperar que a senhoriagem não desempenhasse um papel tão relevante para assegurar a sustentabilidade fiscal.

5.2. Sustentabilidade da Dívida Pública Durante a República¹⁰

A situação fiscal anterior mudou drasticamente com a Proclamação da República, pois a nova Constituição descentralizou as decisões fiscais, outorgando autonomia de gasto e endividamento para cada um dos estados, sendo, portanto, incapaz de criar arranjos institucionais que garantissem o pagamento da dívida pública.

Assim, já na metade da década de 1890, a excessiva “monetização” do déficit reduziu o valor real dos títulos públicos, de tal forma que eliminou a que outrora havia sido a principal fonte de financiamento do Estado. Ao mesmo tempo, os mercados internacionais também visualizaram esse menor compromisso com um comportamento “ricardiano”, ficando o governo republicano impossibilitado de emitir títulos de longo prazo no mercado londrino, que passou a aceitar somente papéis de dívida pública brasileira de curto prazo.

O desequilíbrio fiscal brasileiro continuou a se agravar até comprometer a capacidade de servir os juros tanto da dívida interna como da externa, levando a uma renegociação de suas obrigações em 1898, com a obtenção do primeiro “funding loan” (empréstimo de consolidação). Essa renegociação previa a suspensão das amortizações de todos os empréstimos incluídos no “funding” durante um período de treze anos, quando seria iniciada a amortização que duraria um período de 50 anos.

A partir de então, o Brasil enfrentou, de forma regular, crises fiscais, seguidas de crises no balanço de pagamentos e negociações de “funding loans” em 1914 e 1931. O segundo “funding loan” teria um capital nominal máximo fixado em 15 milhões de libras esterlinas, um prazo de amortização de 63 anos, iniciando-se o resgate em 1927, taxa de juros de 5% e seria garantido pelas receitas das alfândegas da República.

Por sua vez, o último “funding loan” deu passo a uma longa seqüência de negociações. Em 1937, ao fundar o Estado Novo, Getúlio Vargas declarou a moratória da dívida externa, suspendendo seu pagamento por um período de três anos. Em 1940 foi realizado um novo acordo temporário, o esquema

⁸ Com exceção do empréstimo realizado pelo governo português em 1823, mas, cuja responsabilidade de pagamento era dividida entre Portugal e o Brasil.

⁹ Summerhill (2005) estima a probabilidade de *default* da dívida pública brasileira na época do Império, que mostra uma tendência claramente decrescente até 1889. Além disso, utiliza estimativas da taxa interna de retorno ex ante dos títulos emitidos em Londres e no Rio de Janeiro, chegando à conclusão de que o custo de novos endividamentos internos ou externos seria relativamente similar.

¹⁰ Esta subseção está baseada em Abreu (2001).

Souza Costa, e, finalmente, em 1943 um acordo permanente renegociou o pagamento dos juros da dívida externa que havia sido contraída até 1931.

Os pagamentos desse último acordo se estenderam até começos da década de oitenta, onde, após a moratória mexicana em 1983, o Brasil novamente enfrentou uma crise no balanço de pagamentos, culminando com a moratória declarada em 1987, em meio à implementação do Plano Cruzado. O segundo longo período de renegociações terminou somente em 1994 com um novo acordo permanente que estabelece pagamentos para os próximos trinta anos.

6. Resultados Empíricos

6.1. Dados Utilizados

As fontes usadas para obter os dados utilizados nesse trabalho foram bastante variadas, recorrendo-se tanto a séries do IPEADATA como à informação extraída de uma extensa pesquisa bibliográfica. Em algumas oportunidades, inclusive, foi necessário realizar estimações para determinadas séries, devido à carência de informação, principalmente no que se refere ao período do Império.

Assim, as séries de gasto e arrecadação públicos foram obtidas a partir do IPEADATA, IBGE (2004), Ministério da Fazenda e Onody (1960). No caso particular do Império, também se utilizou Castro Carreira (1980) para corrigir, ano após ano, as receitas fiscais, posto que os dados oficiais encontram-se avultados pela prática contábil de adicionar os empréstimos de dívida interna ou externa e as emissões como parte da arrecadação, baixo a rubrica “receitas extraordinárias”.

Os dados referentes à senhoriagem também foram obtidos a partir do IPEADATA, IBGE (1987, 2004) e Buescu (1973), tomando-se como *proxy* a variação real da base monetária. Apesar de que, tal como assinalam Issler e Lima (1998), um aumento da base monetária não necessariamente deve estar associado ao financiamento do déficit público, não há dados disponíveis para M1 e M2 para o período inicial do Império¹¹.

O índice de inflação que se utilizou para deflacionar os dados anteriores foi o IGP-DI calculado pela Fundação Getúlio Vargas. Não obstante, para todo o período anterior a 1944 até 1823 construiu-se um índice compatível com o anterior, a partir de um “encadeamento para trás”, usando-se a taxa de inflação estimada para esse período por vários autores¹². O ano base escolhido foi 2004.

Outro ajuste importante foi a transformação das diversas unidades monetárias em reais, passo prévio à deflação das séries. Para isso, construiu-se um fator de conversão que levasse em conta as cinco reformas monetárias, ocorridas durante o período analisado, que implicaram “cortes de zeros”, respeitando-se a ordem de grandeza das séries em cada momento de mudança de moeda.

De acordo com todo o anterior, construíram-se três séries: gasto público total real (GAS), arrecadação fiscal total real (TRIB) e arrecadação fiscal total real mais senhoriagem (TINFL). A figura abaixo mostra a evolução de cada uma das séries.

Como pode ser visualizado, todas as séries anteriores exibem um comportamento de tipo exponencial, o que pode estar vinculado a problemas de heterocedasticidade, e, portanto, toda a análise de cointegração que será efetuada na próxima subseção utilizará o logaritmo natural das séries anteriores. A figura seguinte ilustra o comportamento do logaritmo natural do gasto público total real (LGAS), do logaritmo natural da arrecadação fiscal real (LTRIB) e da arrecadação fiscal real com senhoriagem

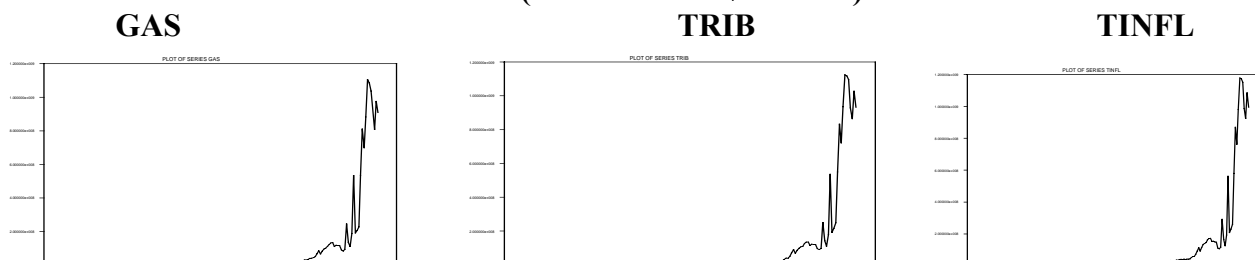
¹¹ Evidentemente, essas séries poderiam ser aproximadas por algum procedimento econométrico, tal como foi feito no caso de outras séries de interesse no presente trabalho. Não obstante, devido às altas taxas de inflação existentes no Brasil, principalmente nas últimas décadas do século XX, os agregados monetários de maior liquidez apresentam elevada flutuação, o que pode ser problemático, do ponto de vista econométrico. Por esse motivo, decidiu-se manter a variação real da base monetária como *proxy* para a senhoriagem arrecadada.

¹² Peláez e Suzigan (1976), Buescu (1973), Goldsmith (1986) e Onody (1960).

(LTINFL)¹³. Apesar de que o comportamento das séries exibido nos gráficos anteriores também denota um padrão de tipo exponencial, as transformações anteriores conseguem certa “suavização”¹⁴.

De qualquer forma, como se verá, também foram realizados testes de cointegração para o logaritmo natural das séries anteriores em relação ao PIB¹⁵ e à população¹⁶.

FIGURA 1
GASTO PÚBLICO E ARRECADAÇÃO (COM E SEM SENHORIAGEM) TOTAL REAL
(Milhares de R\$ de 2004)



Fontes: Onody (1960), Castro Carreira (1980), IPEADATA, IBGE (1987, 2004), Ministério da Fazenda e elaboração do autor.

6.2. Testes de Cointegração Para o Modelo da Equivalência Ricardiana

A análise da sustentabilidade da política fiscal assumirá, inicialmente, que o governo equilibra intertemporalmente seu orçamento a partir do ajuste fiscal ou da arrecadação proveniente da senhoriagem.

FIGURA 2
GASTO PÚBLICO E ARRECADAÇÃO (COM E SEM SENHORIAGEM) TOTAL REAL
(Em logaritmo natural)



6.2.1. Sustentabilidade sem Senhoriagem Para a Amostra Completa:

Primeiramente, será testada a cointegração entre o logaritmo natural do gasto público total (LGAS) e o logaritmo natural da arrecadação fiscal total, sem incluir a senhoriagem (LTRIB) para o período 1823-2004. De acordo com simulações de Monte Carlo realizadas por Reimers (1993), o critério de informação Hannan-Quinn (HQ) é, em média, o mais preciso para sistemas cointegrados. Desse modo, de acordo com dito critério, escolheu-se um VAR com uma defasagem como o sistema mais adequado para captar as relações dinâmicas entre LGAS e LTRIB.

Por sua vez, para estabelecer as variáveis deterministas do VAR irrestrito utilizou-se o teste da razão de verossimilhança para os coeficientes da tendência determinista, dado o posto de cointegração suposto inicialmente (igual a 2). Os testes apontam para uma especificação com tendência linear nos

¹³ Como a transformação logarítmica é monótona, os resultados do modelo macroeconômico da seção 2 permanecem inalterados, assim como a validade dos testes de cointegração.

¹⁴ De fato, a volatilidade exibida nos resíduos dos modelos VAR das séries originais mostra uma tendência crescente no tempo, o que evidenciaria a presença de heterocedasticidade. No caso das séries transformadas em logaritmo natural, apesar de continuar existindo volatilidade nos resíduos, esta já não se expande com o passar do tempo.

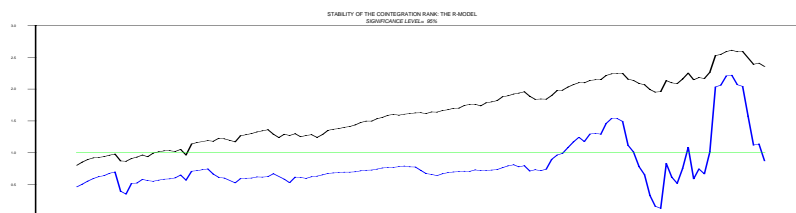
¹⁵ No caso do PIB, as estimativas para a primeira metade do século XIX foram realizadas utilizando o modelo estrutural. Para os demais anos do século XIX, se utilizaram as estimativas de Goldsmith (1986). Para o século XX, a fonte é IPEADATA.

¹⁶ A população da primeira metade do século XIX foi estimada a partir de interpolações logarítmicas realizadas sobre estimativas do IBGE (1987) para alguns anos. A partir de 1850, a fonte também é o IBGE, com base de dados no endereço eletrônico www.ibge.gov.br e “Estatísticas do Século XX- estatísticas populacionais, sociais, políticas e culturais.

dados e com constante e tendência linear no vetor de cointegração. Aplicou-se, então, o teste do traço de Johansen (1991), resultando na não rejeição do posto 1 para a matriz de cointegração, pois a estatística LR (razão de verossimilhança) para a hipótese de $r = 1$ é 3,28, levemente maior que o valor crítico correspondente para um nível de significância de 5% (3,76). Vale dizer, existiria um vetor de cointegração entre o logaritmo do gasto público e da arrecadação fiscal, o que implica que a política fiscal foi sustentável durante esse período.

Não obstante, como mostra a Figura 3, o teste da estabilidade do posto de cointegração, de acordo com o Modelo R, revela duas quebras para $r = 1$: a primeira durante o período 1962-1975 e a segunda durante o período 1989-1999.

FIGURA 3
TESTE DE ESTABILIDADE DO POSTO DE COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS E LTRIB
- MODELO R (Significância de 5%)



Colocando-se duas dummies dentro do vetor de cointegração, a primeira assumindo valores unitários unicamente para o intervalo 1962-1975 e a segunda somente para o período 1989-1999, realizou-se novamente todo o procedimento de cointegração anterior. Para determinar os valores críticos correspondentes, utilizou-se o software Disco para o caso específico das dummies anteriores. Os resultados são mostrados na Tabela 1:

TABELA 1
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB: 1823-2004

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
$r = 0$	96,81	51,44
$r = 1$	45,64	33,04

Como pode ser visto na tabela anterior, o teste do traço permite não rejeitar a hipótese de posto pleno para a matriz de cointegração, o que, no caso da sustentabilidade da política fiscal, significa que a política fiscal foi sustentável durante todo esse período.

Também se realizaram dois testes de cointegração adicionais: o primeiro entre o logaritmo natural do gasto público em relação ao PIB (LGASPIB) e o logaritmo natural da arrecadação em relação ao PIB (LTRIBPIB), e o segundo entre o logaritmo natural do gasto público em relação à população (LGASPOP) e o logaritmo natural da arrecadação em relação à população (LTRIBPOP). As Tabelas 2 e 3 mostram que existe um vetor de cointegração para ambos casos, corroborando as conclusões anteriores. Os valores críticos novamente foram calculados com o software Disco, pois no primeiro caso, o teste de estabilidade do posto de cointegração revelou uma quebra para $r = 0$ para o período 1894-2004, enquanto que, no segundo caso, revela-se uma quebra para $r = 0$ durante o intervalo 1897-2004. Colocou-se, portanto, uma variável dummy dentro do vetor de cointegração para cada uma dessas quebras.

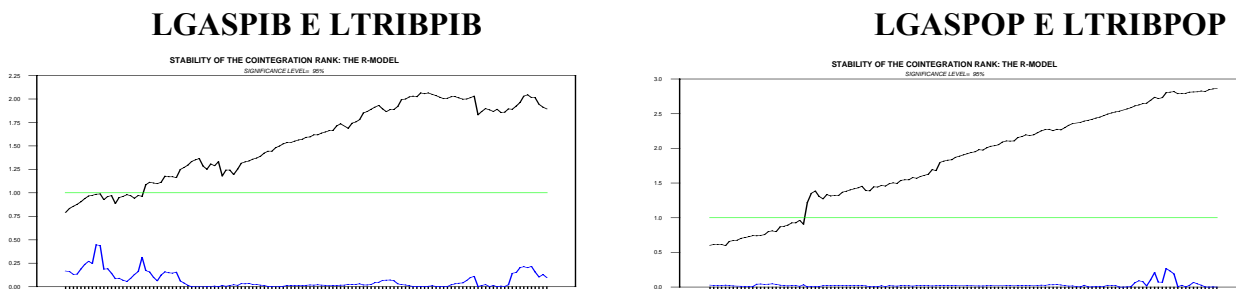
TABELA 2
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPIB, LTRIBPIB: 1823-2004

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
$r = 0$	48,52	31,88
$r = 1$	7,97	18,37

TABELA 3
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPOP, LTRIBPOP: 1823-2004

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
$r = 0$	35,05	31,75
$r = 1$	3,66	18,34

FIGURA 4
TESTES DE ESTABILIDADE DO POSTO DE COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPIB E LTRIBPIB E ENTRE LGASPOP E LTRIBPOP - MODELO R (Significância de 5%)



6.2.2. Sustentabilidade com Senhoriagem Para a Amostra Completa:

Para testar a cointegração entre o logaritmo natural do gasto público (LGAS) e o logaritmo natural da arrecadação com senhoriagem (LTINFL) durante o período 1823-2004, aplicaram-se os mesmos procedimentos anteriores. O teste para número máximo de defasagens, novamente utilizando o critério HQ, recomenda cinco defasagens, enquanto que o teste para a especificação dos termos deterministas leva a optar por um modelo com tendência linear nos dados e com constante e tendência linear no vetor de cointegração.

Os resultados iniciais do teste do traço apontam para a não rejeição do posto nulo da matriz de cointegração. Contudo, como mostra a Figura 5, a análise da estabilidade do posto de cointegração revela para $r = 1$ duas quebras: a primeira durante o período 1960-1976 e a segunda para o intervalo 1989-1998.

Colocando-se duas dummies dentro do vetor de cointegração, que assumem valor unitário somente para os períodos de quebra, efetuou-se novamente todo o procedimento anterior, calculando-se os valores críticos para o teste do traço com o software Disco. A tabela 4 permite visualizar que existe um vetor de cointegração, pois a estatística do traço para $r = 1$, 28,58, é menor que o valor crítico ajustado pelas simulações de Monte Carlo, 35,06. Assim, a política fiscal que inclui a senhoriagem como fonte adicional de arrecadação também foi sustentável durante o período 1823-2004.

FIGURA 5
TESTE DE ESTABILIDADE DO POSTO DE COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS E LTINFL- MODELO R (Significância de 5%)

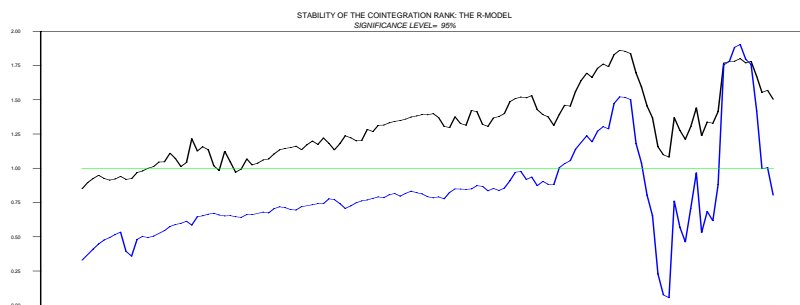


TABELA 4
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTINFL: 1823-2004

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	90,96	53,79
r = 1	28,58	35,06

Novamente, se realizaram dois testes de cointegração adicionais: o primeiro entre o logaritmo natural do gasto público em relação ao PIB (LGASPIB) e o logaritmo natural da arrecadação com senhoriagem em relação ao PIB (LTINFLPIB), e o segundo entre o logaritmo natural do gasto público em relação à população (LGASPOP) e o logaritmo natural da arrecadação (com senhoriagem) em relação à população (LTINFLPOP). Tal como no caso anterior, as Tabelas 5 e 6 mostram que existe um vetor de cointegração para ambos casos, confirmando a sustentabilidade da política fiscal com senhoriagem. Os valores críticos novamente foram calculados com o software Disco, pois no primeiro caso, o teste de estabilidade do posto de cointegração revelou uma quebra para $r = 0$ para o período 1900-1969, enquanto que, no segundo caso, revela-se uma quebra para $r = 0$ durante o intervalo 1904-2004. Colocou-se, então, uma variável dummy dentro do vetor de cointegração para cada uma dessas quebras.

TABELA 5
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPIB, LTINFLPIB: 1823-2004

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	36,10	30,95
r = 1	13,08	17,19

TABELA 6
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPOP, LTINFLPOP: 1823-2004

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	33,67	31,58
r = 1	2,80	18,22

De qualquer forma, os resultados obtidos se bem, por um lado, confirmam a maior parte da evidência disponível para o caso brasileiro, ao concluir que a política fiscal é sustentável quando se considera a senhoriagem como fonte adicional de arrecadação, por outro lado apresentam evidência que permite sugerir que a política fiscal que não inclui a senhoriagem foi sustentável durante todo o período 1823-2004.

Não obstante, de acordo com a análise histórica anterior, existe bastante evidência de que o governo tenha seguido um comportamento “ricardiano” durante o período do Império. Por sua vez, também existem indícios de que na era republicana a política fiscal não tenha sido sustentável. Isso se deve a que, por um lado, todos os episódios de *default* ou renegociação da dívida ocorreram durante esse período, e, por outro, de acordo com a evidência empírica disponível para o caso brasileiro, a sustentabilidade somente é alcançada quando a senhoriagem é utilizada como fonte adicional de arrecadação.

Por esse motivo, seria interessante separar a longa amostra utilizada no presente trabalho em duas sub-amostras: a primeira cobrindo todo o período do Império (1823-1889) e a segunda a era republicana (1889-2004). A segunda sub-amostra, por sua vez, também será subdividida em duas: República Velha (1889-1930) e República Nova (1930-2004).

Contudo, como o resultado “novo” é a sustentabilidade da política fiscal com arrecadação que não inclui a senhoriagem, serão realizados testes de cointegração entre o logaritmo natural do gasto público e o logaritmo natural da arrecadação sem senhoriagem.

6.2.3. Sustentabilidade sem Senhoriagem Para o Período do Império:

Repetindo-se todo o procedimento econométrico anterior para o período 1823-1889, optou-se por um VAR irrestrito com duas defasagens, sem tendência linear nos dados e sem constante ou tendência linear no vetor de cointegração. Todavia, o teste de estabilidade do posto de cointegração mostra uma quebra para o período 1870-1889.

Colocando-se uma dummy dentro do vetor de cointegração, que assume valores unitários somente para o período 1870-1889, e realizando as respectivas simulações de Monte Carlo para determinar os valores críticos, chega-se à conclusão, a partir do teste do traço, que existe um vetor de cointegração, e, portanto a dívida pública durante o período do Império, confirmando a análise histórica anterior, foi sustentável. A Tabela 7 mostra os valores para o teste do traço anterior.

TABELA 7
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB: IMPÉRIO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
$r = 0$	54,18	35,89
$r = 1$	11,35	18,16

6.2.4. Sustentabilidade com Senhoriagem Para o Período da República:

Considerando a sub-amostra que representa a totalidade do período republicano (1889-2004), foram realizados vários testes de cointegração para determinar se a política fiscal que não utiliza a senhoriagem continua mostrando-se sustentável, como pareceria indicar a análise com amostra completa.

Primeiramente, foram efetuados testes de cointegração entre LGAS e LTRIB, entre LGASPIB e LTRIBPIB e entre LGASPOP e LTRIBPOP para o período republicano completo. Posteriormente, realizaram-se dois testes de cointegração entre LGAS e LTRIB, subdividindo o período republicano em República Velha (1889-1930) e República Nova (1930-2004).

Todos os testes confirmam as conclusões obtidas no caso da amostra completa, vale dizer, a política fiscal que não inclui a senhoriagem como fonte adicional de arrecadação teria sido sustentável durante a era Republicana. As Tabelas 8 a 12 resumem os resultados obtidos. Para os testes de cointegração entre LGASPIB e LTRIBPIB para o período republicano completo e entre LGASPIB e LGASTRIB para a República Nova foi necessária a inclusão de dummies dentro do vetor de cointegração. Isso é assim, pois, no primeiro caso, existe evidência de instabilidade do posto nulo de cointegração para o período 1929-2004, enquanto que, no segundo, existe evidência de mudança para o posto unitário no intervalo 1964-2004.

Não obstante o anterior, como foi discutido na análise histórica da sustentabilidade, o período republicano foi marcado por dois episódios de default e cinco episódios de renegociação da dívida pública externa. Devido a esse fator, e considerando a hipótese da “Nova Equivalência Ricardiana”, seria interessante verificar se os resultados anteriores são robustos quando existe a possibilidade de seguir essas estratégias, o que será visto na próxima subseção.

TABELA 8
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB: PERÍODO REPUBLICANO COMPLETO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico (5%)
$r = 0$	40,83	15,41
$r = 1$	0,20	3,76

TABELA 9
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPIB, LTRIBPIB: PERÍODO
REPUBLICANO COMPLETO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	44,83	32,30
r = 1	6,36	18,49

TABELA 10
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGASPOP, LTRIBPOP:
PERÍODO REPUBLICANO COMPLETO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico (5%)
r = 0	41,63	15,41
r = 1	0,00	3,76

TABELA 11
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB:
REPÚBLICA VELHA

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico (5%)
r = 0	14,93	12,53
r = 1	1,26	3,84

TABELA 12
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB:
REPÚBLICA NOVA

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	43,11	31,66
r = 1	6,57	18,19

6.3. Testes de Cointegração Para o Modelo da Nova Equivalência Ricardiana

Para incluir a possibilidade de que o governo alcance a sustentabilidade fiscal a partir do *default* ou da renegociação da dívida, e assumindo que esses episódios possam mudar a trajetória da política fiscal, constituindo-se em outro tipo de mudança estrutural, se realizarão novos testes de cointegração, incluindo dummies para cada um dos períodos de “intolerância à dívida”. Essas dummies assumirão valor um durante toda a etapa de renegociação e zero para os demais anos. As primeiras três dummies serão incluídas dentro do vetor de cointegração, pois correspondem aos maiores períodos de renegociação da dívida (1898-1911; 1914-1927 e 1931-1943) e a última será modelada como uma dummy de intervenção, fora do vetor de cointegração, pois corresponde a um período relativamente menor de renegociação da dívida pública externa (1983-1993)¹⁷.

Assim, serão realizados novos testes de cointegração entre o logaritmo natural do gasto público (LGAS) e o logaritmo natural da arrecadação com e sem senhoriagem (LTRIB e LTINFL), inicialmente para o período republicano completo (1889-2004), e, posteriormente, para o período de normalização da situação de pagamentos externos do governo brasileiro (1944-1982).

¹⁷ Até certo ponto, poder-se-ia dizer que essa última dummy também poderia ser incluída dentro do vetor de cointegração, pois dentro desse último ciclo de renegociação ocorreu a segunda moratória da história do Brasil. Contudo, a parcimônia imposta para a inclusão das dummies no software utilizado não permitiu incluir quatro dummies dentro do vetor de cointegração, e por isso é necessário realizar uma escolha com relação a qual dummy deverá ser modelada fora do vetor de cointegração. Para o trabalho final de tese, poder-se-ia provar outras combinações.

No caso da análise de sustentabilidade sem senhoriagem, os resultados encontrados para o período republicano como um todo revertem as conclusões anteriores, posto que, como pode ser visualizado na Tabela 13, o teste do traço permite concluir que não existe vetor de cointegração, pois não se rejeita o posto de cointegração nulo.

Essa conclusão poderia estar significando que os resultados anteriores estariam “contaminados” pelo efeito dos diversos ciclos de renegociação da dívida pública externa vividos pelo Brasil em sua história republicana. Nesse sentido, a sustentabilidade da política fiscal que não inclui a senhoriagem como fonte de arrecadação poderia ser explicada pelo expediente de, de tempos em tempos, recorrer à alternativa do *default* ou da renegociação da dívida pública.

TABELA 13
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB COM “DUMMIES DE DEFAULT”: PERÍODO REPUBLICANO COMPLETO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	81,18	84,89
r = 1	22,24	59,2

Por sua vez, no caso da sustentabilidade que inclui a senhoriagem como fonte adicional de arrecadação, os resultados encontrados pelo teste de cointegração que utiliza as “dummies de default” são similares ao caso da sustentabilidade sem senhoriagem, tal como mostra a Tabela 14. Desse modo, a inclusão dessas dummies também permitiria reverter as conclusões obtidas para o período republicano como um todo, ao utilizar-se o modelo da Equivalência Ricardiana.

TABELA 14
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB COM “DUMMIES DE DEFAULT”: PERÍODO REPUBLICANO COMPLETO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico-Disco (5%)
r = 0	81,18	84,89
r = 1	22,24	59,2

Esse resultado também é interessante, e permitiria postular que o efeito do *default* ou da renegociação “domina” o efeito da arrecadação via senhoriagem, como forma alternativa de alcançar a sustentabilidade fiscal.

Finalmente, como uma forma adicional de tentar corroborar os resultados anteriores, realizaram-se testes de sustentabilidade fiscal com e sem senhoriagem para o período em que não ocorreu nenhum episódio de *default* ou renegociação da dívida pública externa: 1944-1982.

Os resultados confirmam a maioria da evidência encontrada para o caso brasileiro, que se concentra nesse período de normalização de pagamentos externos, incluindo, no máximo, o último episódio de renegociação iniciado em 1983, que, como foi visto, é o de menor duração relativa. Desse modo, a senhoriagem volta a ser o fator que garante a solvência intertemporal da política fiscal, pois no caso do teste de sustentabilidade sem senhoriagem não existe vetor de cointegração e no caso do teste com senhoriagem não se rejeita a hipótese nula de um vetor de cointegração.

As Tabelas 15 e 16 mostram os testes do traço e valores crítico para os testes de cointegração entre LGAS e LTRIB e entre LGAS e LTINFL. Nesse último caso, também se recorreu ao software Disco, pois existe evidência de instabilidade do posto unitário de cointegração para o intervalo 1967-1982.

TABELA 15
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB PARA PERÍODO SEM DEFAULT OU RENEGOCIAÇÃO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico (5%)
r = 0	9,55	15,41
r = 1	0,61	59,2

TABELA 16
TESTE DO TRAÇO PARA COINTEGRAÇÃO ENTRE LGAS, LTRIB PARA PERÍODO SEM DEFAULT OU RENEGOCIAÇÃO

Posto de Cointegração	Estatística do Traço	Valor Crítico (5%)
r = 0	15,27	11,89
r = 1	3,74	3,85

7. Conclusões

Como conclusão, poder-se-ia postular que a política fiscal implementada no Brasil durante praticamente toda a sua história de nação independente, oscilou entre períodos de autêntica sustentabilidade - como o do Império - e momentos em que a sustentabilidade fiscal foi alcançada a partir do *default* ou renegociação da dívida, - período republicano de 1889 a 1943 e de 1983 a 1993, ou a partir da arrecadação via senhoriagem - período 1944-1982.

A conclusão anterior permitiria postular que o modelo fiscal mais adequado para analisar a sustentabilidade fiscal no caso brasileiro também dependeria do período considerado. Assim, o modelo da Equivalência Ricardiana seria o mais adequado para os períodos em que a sustentabilidade é alcançada mediante algum tipo de ajuste fiscal ou a partir da utilização da senhoriagem como fonte adicional de arrecadação (Império e período republicano de 1944 a 1982). No caso em que a sustentabilidade seja alcançada a partir do expediente do *default* ou da renegociação da dívida, o modelo da “Nova Equivalência Ricardiana” introduzido no presente trabalho pareceria ser o mais adequado, principalmente se a amostra é capaz de conter vários ciclos de negociação e suspensão dos pagamentos da dívida pública externa.

A possibilidade anterior pode dar passo a um interessante campo de pesquisas, testando a validade da “Nova Equivalência Ricardiana” para outros países que, como no caso do Brasil, pertencem à categoria dos “serial defaulters”. A aplicabilidade desse novo enfoque poderia ser ainda maior no caso de outros países latino-americanos, como a Argentina, por exemplo, que, a diferença de nosso país, começaram sua longa trajetória de defaults e renegociações da dívida pública externa praticamente logo após haver declarado sua independência.

8. Bibliografia

- ABREU, Marcelo de Paiva. *Brasil, 1824-1957: Bom ou Mau Pagador?* Departamento de Economia. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, julho. 2001.
- BOHN, Henning. *The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits*. Quarterly Journal of Economics, v. 113, n. 3, p. 949-63, august. 1998.
- BUESCU, Mircea. *300 Anos de Inflação*. Rio de Janeiro. APEC. 1973.
- CASTRO CARREIRA, Liberato de. *História Financeira e Orçamentária do Império do Brasil*. Senado Federal. Tomos I e II. 1980.
- GOLDSMITH, Raymond W. *Desenvolvimento Financeiro Sob Um Século de Inflação*. Editora Harper & Row do Brasil, 1986.

- HANSEN, Bruce E. *Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes*. Journal of Business & Economics Statistics, v. 9, n. 1, p. 97-101, january. 1991.
- HANSEN, Henrik; JOHANSEN, Soren. *Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models*. Econometrics Journal, v. 2, p. 306-333, 1999.
- IBGE. *Estatísticas Históricas do Brasil. Séries Econômicas, Demográficas e Sociais de 1550 a 1985*. Séries Estatísticas Retrospectivas, v. 3. Rio de Janeiro. 1987.
- IBGE. *Estatísticas do Século XX*. Rio de Janeiro. 2004.
- ISSLER, João Vitor; LIMA, Luiz Renato. *Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time-Series Evidence from 1947-92*. Ensaios Econômicos da EPGE, Fundação Getúlio Vargas, n. 306, December. 1998.
- JOHANSEN, Soren. *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressions*. Econometrica, v. 59, p. 1551-80, november. 1991
- JOHANSEN, Soren; MOSCONI, Rocco; NIELSEN, Bent. *Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend*. Econometrics Journal, v. 3, p. 216-249, 2000.
- JOHANSEN, Soren; NIELSEN, Bent. *Manual for the Simulation Program Disco*. Institute of Mathematical Statistics. University of Copenhagen, june. 1993.
- LUPORINI, Viviane. *Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence*. Revista Brasileira de Economia, v.54, n. 2, p. 201-26, 2000.
- LUPORINI, Viviane. *The Behaviour of the Brazilian Fiscal Federal Domestic Debt*. Texto Para Discussão, n. 161, CEDEPLAR/FACE/UFMG, 2001.
- MADDALA, G. S.; KIM, I. M. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge, 1998.
- MOSCONI, Rocco. *MALCOLM: The Theory of Practice of Cointegration Analysis in RATS*. Venice. Ca' Foscara, 1998.
- ONODY, Oliver. *A Inflação Brasileira (1820 – 1958)*. Rio de Janeiro. s.e. 1960.
- PASTORE, Affonso Celso. *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, março 1995.
- PELÁEZ, Carlos M; SUZIGAN, Wilson. *História Monetária do Brasil: Análise da Política, Comportamento e Instituições Monetárias*. Rio de Janeiro. IPEA/INPES. 1976.
- QUINTOS, Carmela E. *Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts*. Journal of Business & Economic Statistics, v. 13, n.4, p. 409-417, October. 1995.
- REINHART, Carmen; ROGOFF, Kenneth. *Serial Default and the “Paradox” of Rich to Poor Capital Flows*. Working Paper 10296. NBER, february. 2004.
- REINHART, Carmen; ROGOFF, Kenneth; Savastano, Miguel. *Debt Intolerance*. Working Paper 9908. NBER, august. 2003.
- ROCHA, Fabiana. *Long-Run Limits on the Brazilian Government Debt*. Revista Brasileira de Economia, v. 51, n. 4, p. 447-470, october/december. 1997.
- ROSSI, José W. *A Solvência da Dívida: Testes Para o Brasil*. Texto Para Discussão n. 493. Rio de Janeiro. IPEA, julho. 1997.
- RUIZ DE GAMBOA, Ulisses; SILVA, Roseli da. *Nova Evidência Sobre a Sustentabilidade da Política Fiscal Brasileira: Cointegração, Quebras Estruturais e Senhoriagem*. Seminários BACEN-USP de Economia Monetária e Bancária. IPE/USP, abril. 2004.
- SUMMERHILL, William. *Inglorious Revolution: Sovereign Debt, Tropical Credibility and Financial Underdevelopment in Imperial Brazil*. Department of History. UCLA. 2005.
- TANNER, Evans; RAMOS, Alberto. *Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil 1991-2000*. IMF Working Paper, n. 02/05. 2002.