



FUNDAÇÃO
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 587

ISSN 0104-8910

***Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da
Dívida Pública Brasileira***

Luiz Renato Lima, Andrei Simonassi

Abril de 2005

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira

Luiz Renato Lima¹

Andrei Simonassi²

Abstract

This paper contributes to the debate on whether the Brazilian public debt is sustainable or not in the long run by considering threshold effects on the Brazilian Budget Deficit. Using data from 1947 to 1999 and a threshold autoregressive model, we find evidence of delays in fiscal stabilization. As suggested in Alesina (1991), delayed stabilizations reflect the existence of political constraints blocking deficit cuts, which are relaxed only when the budget deficit reaches a sufficiently high level, deemed to be unsustainable. In particular, our results suggest that, in the absence of seignorage, only when the increase in the budget deficit reaches 1.74% of the GDP will fiscal authorities intervene to reduce the deficit. If seignorage is allowed, the threshold increases to 2.2%, suggesting that seignorage makes government more tolerant to fiscal imbalances.

1. Introdução

Após o 1º choque do petróleo em meados da década de 70, vários países da OCDE passaram a acumular grandes déficits públicos. Em 1990, chegou-se a verificar razões dívida/PIB superiores a 100%, como foi o caso de Bélgica, Itália e Irlanda (Alesina e Perotti, 1995). Esta tendência de agravamento das contas públicas também foi verificada no Brasil. Com efeito, Luporini (2000) mostra que, até

¹ Da EPGE/FGV. E-mail: luizr@fgv.br

² Da EPGE/FGV. E-mail: simonassi@fgvmail.br

1980, a dívida pública brasileira como proporção do PIB cresceu de forma estável, contudo, após 1981 esta razão assumiu uma tendência crescente sem precedentes. Dados³ do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) mostram que a despesa corrente do governo brasileiro passa de 22,54% do PIB em 1980, para mais de 50% do PIB a partir de 1989. Somente a partir de 1995 esta rubrica passa a representar um percentual inferior a 50% do PIB brasileiro. Concomitantemente, a receita corrente do governo, que representava cerca de 23% do PIB em 1980, apresentou uma evolução modesta, de forma que até 1992 não ultrapassava 28% do PIB do país. Dois problemas associados à manutenção de sucessivos déficits viriam então a surgir: (i) elevação da vulnerabilidade econômica que trouxe consigo altas taxas de inflação e; (ii) aumento da dívida do setor público. Conseqüentemente, consumo e investimento são afetados e surge a dúvida acerca do fato se o governo é solvente ou pretende apenas realizar um esquema de Ponzi.

Neste contexto surge o conceito de sustentabilidade da dívida, que implica na impossibilidade de se usar um esquema Ponzi como uma opção de financiamento das contas públicas. A classificação da dívida em sustentável ou não, dependerá do atendimento à Restrição Orçamentária Intertemporal do governo, de forma que esta dívida será considerada sustentável se o estoque da dívida em uma determinada data for compensado pelo valor esperado descontado dos superávits futuros em valor presente.

Contudo, o atendimento à restrição orçamentária pode representar um custo político aos governos. Em um artigo seminal, Alesina e Drazen (1991) mostram como disputas políticas podem dar origem a ajustes fiscais tardios (*delayed*

³ Ver dados em Estatísticas do Século XX do IBGE.

adjustment of fiscal imbalances). Em países onde esse tipo disputa política ocorre, verifica-se que o ajuste fiscal só é implementado depois que o déficit orçamentário atinge níveis extremamente elevados. O mesmo tipo de argumento também pode ser achado em Bertola e Drazen (1993).

No tocante a sustentabilidade da dívida interna brasileira, não encontramos estudos sobre a existência de ajustes tardios no Brasil. Isto posto, o nosso objetivo neste artigo é não apenas verificar se a condição de solvência da dívida pública brasileira é satisfeita, mas também procurar evidências que apontem para a existência do fenômeno de ajuste fiscal tardio no Brasil. Para isto, utilizaremos uma metodologia inovadora, qual seja, testes de raiz unitária na presença de “*threshold effects*”. O presente artigo organiza-se da seguinte forma: seção 2 apresenta uma revisão da literatura sobre sustentabilidade da dívida interna; seção 3 introduz o modelo econométrico e discute as hipóteses a serem testadas; seção 4 discute a base de dados utilizada neste estudo; os resultados empíricos são apresentados e discutidos na seção 5. Finalmente, seção 6 apresenta nossas conclusões e considerações finais.

2. Sustentabilidade da Dívida Interna: revisão da literatura

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

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

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

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

previamente observada. A partir de dados da dívida mobiliária para o período 1966-2000, infere que a política fiscal do governo do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado.

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

Arestis e Cipollini (2004) investigam acerca da existência de dinâmica não-linear na série do déficit americano argumentando que, para satisfazer restrições políticas, as autoridades fiscais poderiam intervir na economia apenas quando o déficit público estivesse muito elevado, indicando a existência de estabilização fiscal tardia. No modelo proposto, o limiar (*threshold*) que determina a intervenção governamental é endógeno e é considerada a possibilidade de a dívida ser parcialmente sustentável, ou seja, a série de déficit público possuir raiz unitária em um regime, mas ser estacionária em um outro regime. Como sugerido em Alesina (1991), sustentabilidade parcial é compatível com a presença de estabilização fiscal tardia, que por sua vez reflete a existência de restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais na sua tarefa de eliminar trajetórias não sustentáveis da série de déficit público.

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

3. O Modelo Econométrico

A fim de testar a existência de dinâmica não linear no déficit público brasileiro, consideramos o seguinte modelo autoregressivo com valor limite (*Threshold Autoregressive Model*) introduzido por Caner e Hansen (2001):

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} \mathbf{I}_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} \mathbf{I}_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad (1)$$

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

$\pi_1 = 0,15$, o que implica que nenhum dos regimes terá menos que 15% das observações⁴.

Por fim, definimos $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

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

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

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

com

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

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

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

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

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

com

⁴ Note que a amostra utilizada no presente artigo possui 53 observações, significando que nenhum regime terá menos que 8 observações.

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

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

3.1 Testando a Presença de Dinâmica não-linear:

Testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública brasileira equivale a testar a hipótese de raiz unitária na série de déficit público (Rocha, 2001 e Issler e Lima, 2000). Note que na ausência de dinâmica não-linear temos $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' = \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)' = \hat{\theta}(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}, \hat{\beta}, \hat{\alpha})'$. Em outras palavras, na presença de linearidade, a regressão 3.1 torna-se igual à famosa regressão ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Isto implica que se a série de déficit público possuir dinâmica não-linear, testar a sustentabilidade da dívida interna brasileira via teste tradicional de raiz unitária ADF pode nos levar a resultados imprecisos. Isto posto, torna-se indispensável testar a hipótese nula de dinâmica linear, $H_0 : \theta_1 = \theta_2$, antes de implementar os testes de raiz unitária.

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

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

onde $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima o modelo 1 impondo $H_0 : \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de W_T sob estacionaridade, $\rho < 0$, foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996).

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

3.2 Testando a Hipótese de Raiz Unitária em Modelos Não-Lineares

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

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

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

Neste artigo, estudamos se o déficit público brasileiro é estacionário, H_1 é verdadeira, ou possui raiz unitária parcial, H_2 é verdadeira. A distinção entre

H_0, H_1 e H_2 é feita via uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001):

- a) Uma estatística t para ρ_1, t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 1, isto é; $H_2 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$.
- b) Uma estatística t para ρ_2, t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionaridade apenas no regime 2, isto é; $H_2 : \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- c) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{1T} = t_1^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 \mathbf{I}_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa $H_2 : \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$.

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

É importante mencionar que simulações de monte carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas t têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística R_{1T} . Na presença de estacionaridade pura (estacionaridade nos dois regimes), os testes t ainda possuem mais potência que o teste ADF quando existem efeitos de “*threshold*” nos outros parâmetros do modelo (1). Isto levou Caner e Hansen a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionaridade pura. Tal discriminação é extremamente importante

pois nos permite examinar se o déficit público brasileiro segue uma dinâmica diferente (de estacionário para não estacionário ou vice-versa) depois que ele atinge um certo valor limite, λ . Este pode ser o caso se as autoridades fiscais do Brasil intervirem para garantir sustentabilidade da dívida pública apenas quando o aumento do déficit atingir um valor intolerável politicamente.

4 Base de Dados

A partir de dados para o Produto Interno Bruto (PIB) nacional e para as receitas e despesas públicas obtidas nas Estatísticas do Século XX, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), calculou-se o déficit público como proporção do PIB nacional para o período 1947-1999. Ressalta-se que Rocha (2001) e Issler e Lima (2000) utilizaram esta mesma base de dados e que para o cômputo do referido déficit foram considerados os gastos com juros nominais da dívida interna⁵. Os resultados obtidos seguem no gráfico 1 abaixo:

⁵ O déficit nominal está sujeito a sofrer fortes distorções durante períodos de alta inflação. Tais distorções podem influenciar, entre outras coisas, a estimação do parâmetro de threshold λ . Estudos adicionais tornam-se, portanto, necessários para averiguar tal possibilidade.



Constata-se no gráfico 1 que, a exceção do triênio 1962-64 do governo João Goulart, as contas do setor público brasileiro são caracterizadas por sucessivos superávits até 1982, a partir de quando predomina uma situação de déficits públicos, cuja causa primordial reside no pagamento de juros da dívida interna.

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

5 Resultados Empíricos

A partir da metodologia descrita na seção 3, as tabelas 1 e 2 resumam os resultados para os testes de linearidade e para igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações para os modelos irrestrito e restrito⁶ nos dois regimes⁷, o limiar para os regimes, λ , o número de observações, o número

⁶ O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

⁷ Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

de defasagens ótimo⁸ (m) para a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$, o número ótimo de defasagens, k , na regressão ADF⁹ (equação 1), e os valores críticos¹⁰ para os testes de linearidade. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado usando um programa escrito em GAUSS.

Tabela 1: Resultados do Modelo Irrestrito e Teste de Linearidade

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,0174$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,011	0,006	-0,118	0,026	24,0	0,010
y_{t-1}	0,133*	0,087	-1,090	0,260	19,8	0,000
Δy_{t-1}	0,631	0,141	4,170	0,858	16,6	0,020
Δy_{t-2}	-0,220	0,116	0,287	0,405	1,45	0,490
Observações	39		11			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					49,1**	0,000
Nº. de Observações:						50

Nota: (*) Não significativa a 5%.

(**) Valor Crítico a 5% = 18,3.

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

⁸ A escolha de “ m ” é realizada a partir do valor que maximiza W_T . Mais detalhes sobre estimação de “ m ” estão em Caner e Hansen (2001).

⁹ Calculado de acordo com o critério GS (do geral para o específico – “general to specific”).

¹⁰ Ver valor em (**) na nota abaixo de cada tabela.

Tabela 2: Resultados do Modelo restrito e Teste de Linearidade

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,0174$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,011	0,006	-0,099	0,026	26,9	0,010
y_{t-1}	0,122*	0,087	-0,822	0,260	33,1	0,000
Δy_{t-1}	0,612	0,141	3,370	0,548	23,9	0,010
Δy_{t-2}	-0,181	0,112	-0,181	0,112		
Observações	39		11			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					47,1**	0,010
Nº. de Observações:					50	

Nota: (*) Não significativa a 10%.
 (**) Valor Crítico a 5% = 12,4.

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

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

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária para os dois Regimes

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

Note que o resultado para estatística R_{1T} é significativo a 10% (5%) quando valores críticos assintóticos (calculados por *bootstrap*) são utilizados. Os resultados das estatísticas t_1 e t_2 indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária no regime 2, mas somos incapazes de rejeitá-la no regime 1. Em outras palavras, os resultados na tabela 3 nos dizem que a hipótese nula da existência de raiz unitária não é sustentada para a série como um todo e nem para o regime 2, conquanto para o regime 1 tal hipótese não pode ser rejeitada. Por conseguinte, enquanto a variação da razão déficit/PIB for inferior a 1.74%, valor limite para o regime 1, esta variável segue um processo não estacionário, indicando que a dívida pública não é sustentável. Não obstante, para variações superiores a 1,74% o processo descrito pelo déficit é estacionário e, conseqüentemente, a dívida pública é sustentável.

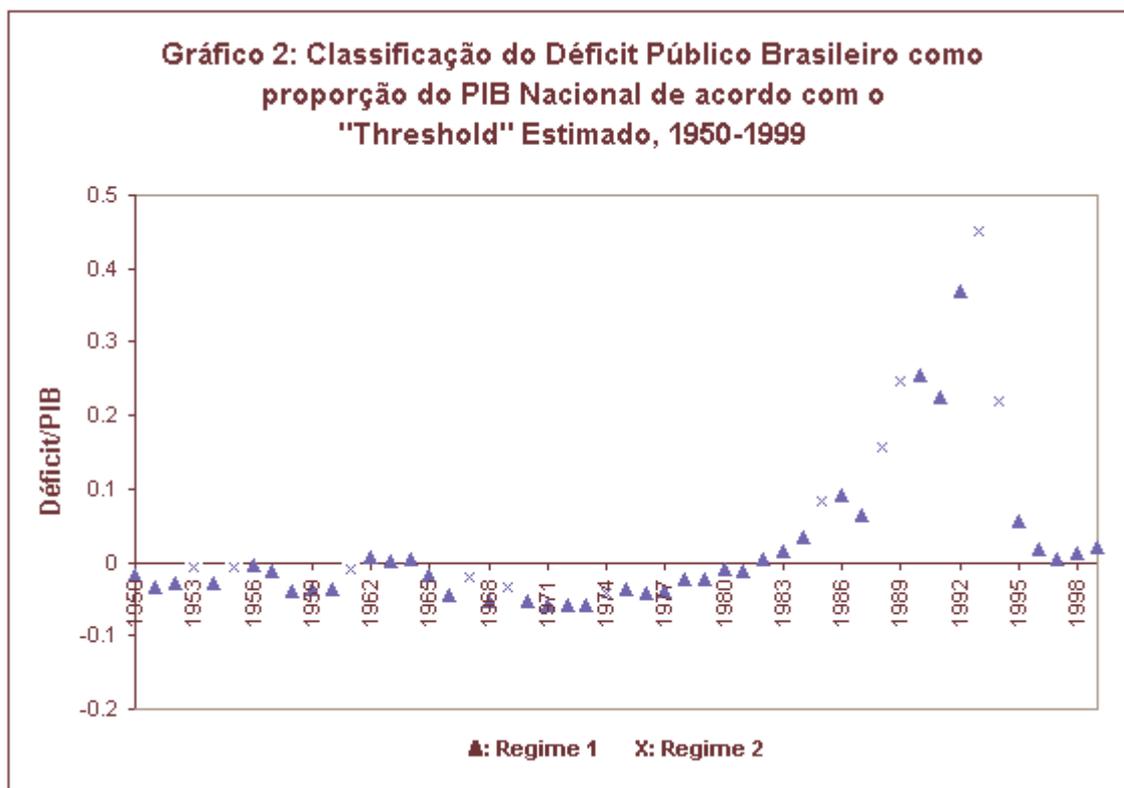
Os resultados acima condizem com os obtidos por Bertola e Drazen (1993) e Alesina e Drazen (1991). Estes autores desenvolvem um modelo no qual reduções significativas no déficit público ocorrem apenas após a razão déficit/PIB atingir um valor suficientemente alto (um valor limiar). Este fenômeno é conhecido na literatura como “*delayed adjustments of fiscal imbalances*”. De acordo com Alesina e Drazen (1991), exemplos de ajuste fiscal tardio podem ser encontrados em países da OCDE como Bélgica, Irlanda e Itália. Cossio (2000) mostra que alguns períodos de ajuste fiscal são precedidos por períodos de grande aumento na razão déficit/PIB. Portanto,

usando um modelo econométrico recente, nós confirmamos a presença de dinâmica não linear na série de déficit público do Brasil e a existência de ajustes fiscais tardios.

O gráfico 2 a seguir explicita a série de déficit público utilizada no modelo, classificando as observações nos regimes 1 e 2 de acordo com o “*threshold*” estimado¹¹.

Note que a análise do gráfico 2 nos fornece um resultado interessante: as observações que compreendem o regime 2 (ajuste fiscal) são períodos de início de governo, fato que evidencia que ao longo da história brasileira medidas governamentais que propunham maior austeridade fiscal foram adotadas apenas em períodos em que o poder político do governante era bastante forte. Alesina e Drazen (1991) mostram que um ajuste fiscal ocorre apenas quando o governo consegue agrupar força política suficiente para implementar as medidas fiscais necessárias (redução de despesas ou aumento de impostos). Portanto, nossos resultados parecem confirmar fatos já documentados na literatura de economia política da dívida pública.

¹¹ Note que para este gráfico a série inicia em 1950 devido às duas defasagens utilizadas no modelo.



Uma análise mais detalhada do gráfico 2 nos permite constatar que a maioria das observações pertence ao regime 1, período no qual a dívida pública não representava um objeto de preocupação para o governo. Já para o regime 2, destacam-se inicialmente as observações de 1953 no governo de Getúlio Vargas e no governo do conservador Café Filho em 1955. Em 1961, Jânio Quadros elege-se presidente da república em uma disputa em que derrotara o candidato do PSD, partido governante e responsável pelo crescimento do déficit público e a consequente espiral inflacionária causada pela construção de Brasília.

No início da ditadura militar, os períodos de intervenção governamental¹² são observados nos governos Costa e Silva (1967), quando se observa o efeito do ajuste

¹² Considerando novamente que o regime 2 compreende os períodos em que o governo teve que agir para que a dívida viesse a ser sustentável.

iniciado por Roberto Campos e Bulhões em 1964-65, e Médici (1969), onde os altos gastos vieram a comprometer o orçamento público.

Para as décadas de 80, destacamos o início da nova república em 1985. Observa-se no gráfico 2 que o último ano do regime militar foi altamente expansionista do ponto de vista fiscal, o que levou o ano de 1985 a ser classificado como pertencendo ao regime 2. Coincidentemente, o novo governo nomeia em 1985 o ortodoxo Francisco Dornelles para ministro da Fazenda, sinalizando uma disposição de frear o crescimento do déficit público. De fato, os nossos dados mostram que a razão déficit/PIB estabiliza-se em 1986. Conclusão semelhante pode ser encontrada em Skidmore (1988).

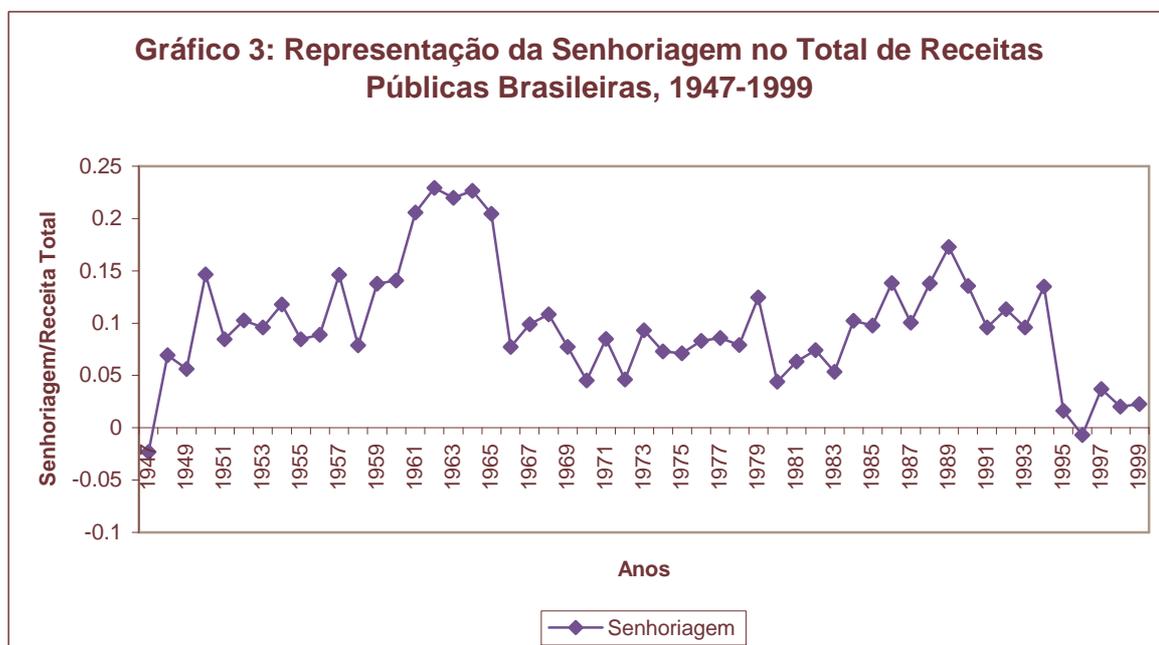
Também observamos tentativas de frear o crescimento do déficit nos anos de 1988-89 através da Política do Feijão com Arroz e do Plano Verão de janeiro de 1989. O mesmo acontece nos dois últimos anos do governo Itamar (1993 e 1994) com a implementação do Plano Real. Em particular, em março de 1993 o então ministro da fazenda, Fernando Henrique Cardoso, inicia um novo esforço de ajuste fiscal que culminou com a criação do Fundo de Estabilização Social em fevereiro de 1994, que por sua vez consistiu na âncora fiscal do Plano Real.

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

5.1 Resultados dos Modelos na Presença de Senhoriagem

Uma característica ímpar da Economia Brasileira diz respeito à utilização da receita de senhoriagem como mecanismo de financiamento do déficit público. Neste contexto, e como evidencia o gráfico 3 a seguir, uma análise do histórico da dívida

pública no Brasil permite-nos constatar períodos de elevada inflação, com respectivos elevados valores de senhoriagem que eram usados para o financiamento do déficit público.



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

A exemplo das tabelas 1 a 3, as tabelas 4 a 6 descrevem os resultados e testes para os modelos irrestrito e restrito quando incorporamos a receita de senhoriagem no cálculo do déficit público. Novamente, o teste de Wald será usado para se testar a hipótese de linearidade, enquanto a partir das estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 conduzir-se-á a inferência acerca da estacionaridade do processo descrito pelo déficit público.

Tabela 4: Resultados do Modelo com Valor Limite Irrestrito e Teste de Linearidade

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda}' = 0,0219$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}'$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}'$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,015	0,006	-0,212	0,039	32,6	0,010
y_{t-1}	0,135*	0,078	-1,460	0,330	22,1	0,010
Δy_{t-1}	0,508	0,124	5,700	1,100	22,1	0,010
Δy_{t-2}	-0,053	0,100	0,832	0,541	2,59	0,320
Observações	39		11			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					70,2**	0,010
Nº. de Observações:						50

Nota: (**) Não significativa a 5%.
Valor Crítico a 5% = 26,2.

Tabela 5: Resultados do Modelo com Valor Limite Restrito e Teste de Linearidade

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda}' = 0,0219$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}'$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}'$		Estatística de Wald	Bootstrap P-value
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,015	0,006	-0,161	0,024	50,1	0,000
y_{t-1}	0,131*	0,087	-0,971	0,134	50,2	0,000
Δy_{t-1}	0,501	0,141	4,190	0,576	39,0	0,000
Δy_{t-2}	-0,023	0,100	-0,023	0,100		
Observações	39		11			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					65,2**	0,000
Nº. de Observações:						50

Nota: (**) Não significativa a 5%.
Valor Crítico a 5% = 16,1.

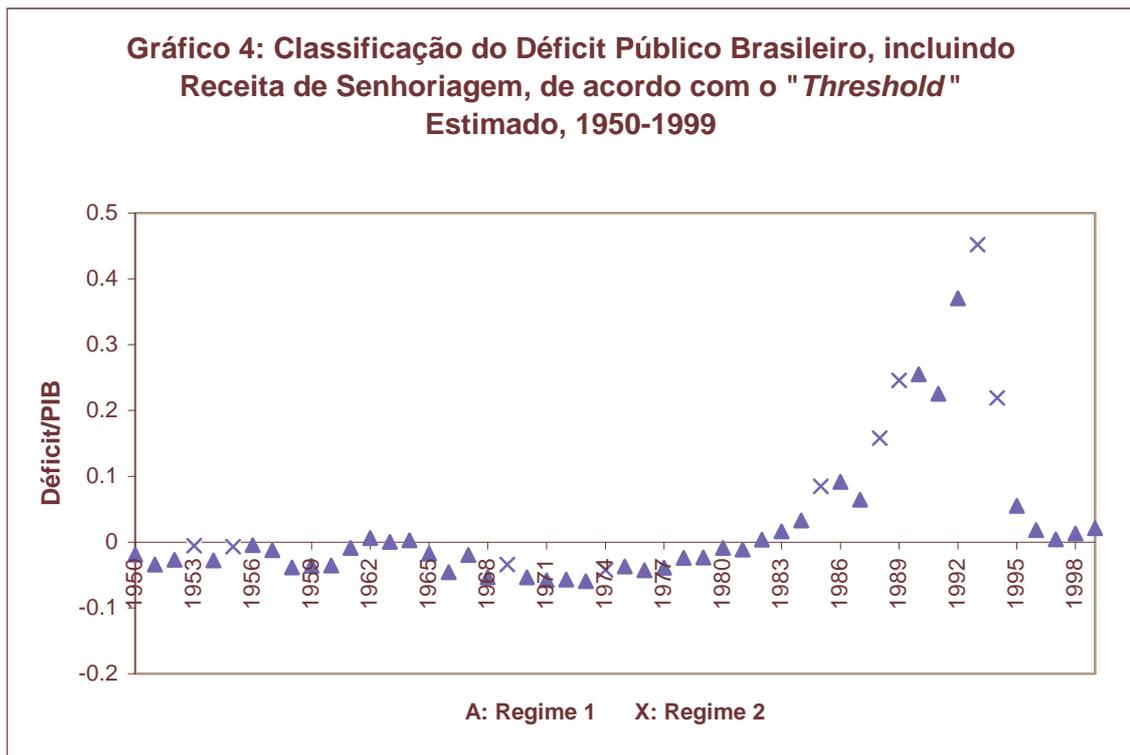
Tabela 6: Testes de Raiz Unitária para os dois Regimes

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

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

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

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



Note que, em relação ao gráfico 2, destacamos no gráfico 4 os resultados obtidos para 1961 e 1967: a maior benevolência do governo diante do mecanismo alternativo para financiar o déficit público faria com que estes períodos, que antes seriam caracterizados como períodos de intervenção por parte do governo, agora estariam classificados no regime 1, onde inferimos que a magnitude do déficit público não consiste em um elemento de preocupação para o governo.

6 Conclusões e considerações finais.

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

valor limite sobe para 2,2% quando se permite a possibilidade do governo usar a senhoriagem para financiar o déficit.

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

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

7 Referências Bibliográficas

- Alesina, A. and Drazen, A.. "Why are Stabilizations Delayed?". *American Economic Review*, v.81, n.5, 1170-1188, 1991.
- Alesina A. e Perotti, R. "Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD countries". *Economic Policy*, XXI, 205-248, 1995.
- Andrews , D., W. K., e Ploberger, W. "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative". *Econometrica*, v.62, 1383-414, 1994.
- Arestis, P., Cipollini, A., Fattouh, B. "Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit". *Economic Inquiry*, v.42, 214-222, 2004.
- Bertola, G. e Drazen, A.. "Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity." *American Economic Review* v.83, 11-26, 1993.
- Bohn, H. "The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation". *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 23, n.3, 581-604, 1991.
- Bohn, H. "The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits," *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, 949-963, August, 1998.
- Caner, M., Hansen, B. E. "Threshold Autoregression with a Unit Root." *Econometrica*, v.69, 1555-1596, 2001.
- Cossio, F. B. "Comportamento Fiscal dos Governos Estaduais Brasileiros: Determinantes Políticos e Efeitos sobre o Bem-Estar dos seus Estados". In *Finanças Públicas - V Prêmio Tesouro Nacional*, Brasília, Ministério da Fazenda – Tesouro Nacional, 2001.
- Davies, R.B. "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative." *Biometrika*, v.74, 33-43, 1987.

- Chan, K.S. "Percentage Points of Likelihood Ratio Tests for Threshold Autoregression." *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, v.53, 691-696, 1991.
- Hakkio, C. and Rush, M. "Is the Budget Deficit too large?". *Economic Inquiry*. XXIX, 429-445, 1991.
- Hamilton, J. D. and Flavin, M. A. "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing," *American Economic Review*, v. 76, September, 809-819, 1986.
- Hansen, B.E.."Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis." *Econometrica*, v.64, 413-430, 1996.
- Issler, J. V.e Lima, L. R.. "Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-1992". *Journal of Development Economics*, v.62, 131-147, 2000.
- Luporini V. "Sustainability of the Brazillian Fiscal Policy and Central Bank independence". *Revista Brasileira de Economia*, n.54, v.2, 201-226; 2000.
- Luporini V. "The Behavior of the Brazilian federal domestic debt". *Economia Política* v.6, n.4, 713-733, 2002.
- Mc Dermott, J. e Wescott R. "An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments", *IMF Staff papers*, XLIII, 725-753, 1996.
- Quintos, C.E.."Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts." *Journal of Business and Economic Statistics*, v.13, 409-417, 1995.
- Pastore, A. C.. "Déficit Público, a Sustentabilidade das Dívidas Interna e Externa, Seignoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro". *Revista de Econometria*, v.14, n.2, 1995.

- Rocha, F. "Long-run Limits on the Brazilian Government Debt". *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, v.51, n.4, 447-470, 1997.
- Rocha, F. "Is There any Rationale to The Brazilian Fiscal Policy?". *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, v.55, n.3, 315-331, 2001.
- Skidmore, T. E. "The politics of military rule in Brazil: 1964-85". *Oxford University Press*, 1988.
- Trehan, B. and Walsh, C. "Common Trends, Intertemporal Balance and Revenue Smoothing". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12; 425-444, 1988.
- Tong, H.. "On a Threshold Model." In C.H. Chen, ed., *Pattern Recognition and Signal Processing*. Amsterdam: Sijoff and Noordhoff, 1978.
- Uctum, M. and Wickens, M.."Debt And Deficit Ceilings, And Sustainability of Fiscal Policies: An Intertemporal Analysis." *CEPR Discussion Paper n. 1612*, 1997.
- Wilcox, D.W.. "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit and Banking*, v.21, 291-306, 1989.

Últimos Ensaio Econômicos da EPGE

- [565] Marcelo Casal de Xerez e Marcelo Côrtes Neri. *Desenho de um sistema de metas sociais*. Ensaio Econômicos da EPGE 565, EPGE-FGV, Set 2004.
- [566] Paulo Klinger Monteiro, Rubens Penha Cysne, e Wilfredo Maldonado. *Inflation and Income Inequality: A Shopping-Time Approach (Forthcoming, Journal of Development Economics)*. Ensaio Econômicos da EPGE 566, EPGE-FGV, Set 2004.
- [567] Rubens Penha Cysne. *Solving the Non-Convexity Problem in Some Shopping-Time and Human-Capital Models*. Ensaio Econômicos da EPGE 567, EPGE-FGV, Set 2004.
- [568] Paulo Klinger Monteiro. *First-Price auction symmetric equilibria with a general distribution*. Ensaio Econômicos da EPGE 568, EPGE-FGV, Set 2004.
- [569] Samuel de Abreu Pessôa, Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira, e Fernando A. Veloso. *On The Tyranny of Numbers: East Asian Miracles in World Perspective*. Ensaio Econômicos da EPGE 569, EPGE-FGV, Out 2004.
- [570] Rubens Penha Cysne. *On the Statistical Estimation of Diffusion Processes – A Partial Survey (Revised Version, Forthcoming Brazilian Review of Econometrics)*. Ensaio Econômicos da EPGE 570, EPGE-FGV, Out 2004.
- [571] Aloisio Pessoa de Araújo, Humberto Luiz Ataide Moreira, e Luciano I. de Castro Filho. *Pure strategy equilibria of multidimensional and Non-monotonic auctions*. Ensaio Econômicos da EPGE 571, EPGE-FGV, Nov 2004.
- [572] Paulo César Coimbra Lisbôa e Rubens Penha Cysne. *Imposto Inflacionário e Transferências Inflacionárias no Mercosul e nos Estados Unidos*. Ensaio Econômicos da EPGE 572, EPGE-FGV, Nov 2004.
- [573] Renato Galvão Flôres Junior. *Os desafios da integração legal*. Ensaio Econômicos da EPGE 573, EPGE-FGV, Dez 2004.
- [574] Renato Galvão Flôres Junior e Gustavo M. de Athayde. *Do Higher Moments Really Matter in Portfolio Choice?*. Ensaio Econômicos da EPGE 574, EPGE-FGV, Dez 2004.
- [575] Renato Galvão Flôres Junior e Germán Calfat. *The EU-Mercosul free trade agreement: Quantifying mutual gains*. Ensaio Econômicos da EPGE 575, EPGE-FGV, Dez 2004.
- [576] Renato Galvão Flôres Junior e Andrew W. Horowitz. *Beyond indifferent players: On the existence of Prisoners Dilemmas in games with amicable and adversarial preferences*. Ensaio Econômicos da EPGE 576, EPGE-FGV, Dez 2004.

- [577] Rubens Penha Cysne. *Is There a Price Puzzle in Brazil? An Application of Bias-Corrected Bootstrap*. Ensaios Econômicos da EPGE 577, EPGE-FGV, Dez 2004.
- [578] Fernando de Holanda Barbosa, Elvia Mureb Sallum, e Alexandre Barros da Cunha. *Competitive Equilibrium Hyperinflation under Rational Expectations*. Ensaios Econômicos da EPGE 578, EPGE-FGV, Jan 2005.
- [579] Rubens Penha Cysne. *Public Debt Indexation and Denomination, The Case of Brazil: A Comment*. Ensaios Econômicos da EPGE 579, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [580] Renato Galvão Flôres Junior, Germán Calfat, e Gina E. Acosta Rojas. *Trade and Infrastructure: evidences from the Andean Community*. Ensaios Econômicos da EPGE 580, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [581] Edmundo Maia de Oliveira Ribeiro e Fernando de Holanda Barbosa. *A Demanda de Reservas Bancárias no Brasil*. Ensaios Econômicos da EPGE 581, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [582] Fernando de Holanda Barbosa. *A Paridade do Poder de Compra: Existe um Quebra-Cabeça?*. Ensaios Econômicos da EPGE 582, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [583] Fabio Araujo, João Victor Issler, e Marcelo Fernandes. *Estimating the Stochastic Discount Factor without a Utility Function*. Ensaios Econômicos da EPGE 583, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [584] Rubens Penha Cysne. *What Happens After the Central Bank of Brazil Increases the Target Interbank Rate by 1%?*. Ensaios Econômicos da EPGE 584, EPGE-FGV, Mar 2005.
- [585] Gustavo Gonzaga, Naércio Menezes Filho, e Maria Cristina Trindade Terra. *Trade Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil*. Ensaios Econômicos da EPGE 585, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [586] Rubens Penha Cysne. *Equity-Premium Puzzle: Evidence From Brazilian Data*. Ensaios Econômicos da EPGE 586, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [587] Luiz Renato Regis de Oliveira Lima e Andrei Simonassi. *Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira*. Ensaios Econômicos da EPGE 587, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [588] Maria Cristina Trindade Terra e Ana Lucia Vahia de Abreu. *Purchasing Power Parity: The Choice of Price Index*. Ensaios Econômicos da EPGE 588, EPGE-FGV, Abr 2005.
- [589] Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, João Victor Issler, e George Athanasopoulos. *Forecasting Accuracy and Estimation Uncertainty using VAR Models with Short- and Long-Term Economic Restrictions: A Monte-Carlo Study*. Ensaios Econômicos da EPGE 589, EPGE-FGV, Abr 2005.