

# REAÇÃO FISCAL AO AUMENTO DA DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS<sup>1</sup>

**Francico José Silva Tabosa (UFC Campus Sobral/MAER/UFC)**

**Roberto Tatiwa Ferreira (CAEN/UFC)**

**Ahmad Saeed Khan (MAER/UFC)**

**Andrei Gomes Simonassi (CAEN/UFC)**

**Daniel Tomaz (UFC Campus Sobral)**

## RESUMO

Apesar das reformas na área fiscal dos Estados brasileiros promovidas pelo Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei 9.496/97) e pela Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar 101 de 2000), o valor da soma da dívida dessas unidades federativas aumentou entre 2006 a 2011. Uma possível explicação é a de que o valor do pagamento dos juros da dívida é em média superior aos dos superávits primários gerados pelos Estados. O objetivo desse estudo é testar estatisticamente se esses superávits primários são suficientes para manter uma trajetória sustentável da dívida dos Estados no futuro. Para isso, será utilizada uma função de reação fiscal baseada em Bohn (2007) para dados em painel, na qual se inclui a possibilidade de não linearidades através de efeitos limiares, como em Hansen (1999), permitindo que as reações por parte das unidades federativas com maiores níveis de dívidas passadas sejam diferentes das demais.

**Palavras-Chave:** Reação Fiscal; Estados Brasileiros, Solvência.

## ABSTRACT

Despite reforms in the fiscal area of Brazilian states promoted by the Program of Fiscal and Financial Restructuring (Law 9.496/97) and the Fiscal Responsibility Law (Complementary Law 101 of 2000), the value of the sum of debt of these federal units increased between 2006 2011. One possible explanation is that the value of the interest payments on the debt is on average higher than those of primary surpluses generated by the states. The aim of this study is to test statistically whether these primary surpluses are sufficient to maintain a sustainable debt trajectory of states in the future. For this, a fiscal reaction function based on Bohn (2007) for panel data, which includes the possibility of nonlinearities through threshold effects, such as Hansen (1999) is used to allow the reaction by the federal units with higher levels of past debts are different from other

**Keywords:** Fiscal Reaction; Brazilian States, Solvency.

JEL Classification: H6, H62, H63

---

<sup>1</sup> Este estudo teve o apoio financeiro da FUNCAP (Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico).

## 1. INTRODUÇÃO

A insolvência da dívida pública, ou apenas a desconfiança de que este problema pode acontecer, gera efeitos negativos tanto ao nível macroeconômico como no microeconômico. Esse problema pode prejudicar a estabilidade de preços (Sargent e Wallace, 1981), afetar o desempenho da atividade econômica (Gong, Greiner e Semmler, 2001), gerar a necessidade de maiores taxas de juros no longo prazo (Afonso e Rault, 1997), influenciando de forma negativa o mercado financeiro e as decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos. Para Moss e Chiang (2003), basta que haja altos níveis de déficits para reduzir a quantidade ou eficiência do investimento, provocando uma redução no crescimento econômico.

Contudo, quando a dívida pública pode ser considerada sustentável? Sob uma ótica, a dívida pública é sustentável quando seu montante em relação ao PIB converge sempre para um nível inicial,  $b_0$  (Blanchard, 1990). Mais especificamente, o conceito de sustentabilidade da dívida refere-se “... à questão de saber se o governo está caminhando para acumulação de endividamento excessivo, que em última análise, pode ameaçar a estabilidade de preços. Uma dívida é considerada 'excessiva' e, por conseguinte, insustentável, quando o governo não satisfaz uma restrição de orçamento intertemporal e, conseqüentemente, sua dívida não pode ser compensados pelos excedentes primários futuros esperados de igual valor presente” (Luporini, 1999, p.9). Ou ainda, a dívida de um país ou região é considerada sustentável quando o superávit primário corrente é suficiente para estabilizar a relação dívida/PIB (GOLDFAJN, 2004).

Dada a importância desses efeitos sobre a economia, estudos teóricos e empíricos são realizados para verificar a sustentabilidade da política fiscal nas economias. Para Blanchard (1990), a dívida pública é sustentável quando seu montante em relação ao PIB converge para um nível inicial. Neste caso, a hipótese de sustentabilidade da dívida pública pode ser testada através de testes de raiz unitária sobre a razão da dívida da unidade econômica e seu respectivo PIB.

Outra condição necessária, estabelecida na literatura sobre essa questão, para que a dívida pública não seja considerada explosiva requer uma reação intertemporal ativa no combate ao aumento da dívida pré-existente. Mesmo para os governos que podem emitir moeda e títulos para saldar suas obrigações, não é sustentável uma trajetória indefinida de acúmulo de dívida. Este enfoque incentivou a análise quantitativa desse problema através de testes de cointegração entre as receitas e despesas públicas, acrescentando-se a taxa de juros nos casos necessários. Mais recentemente, Bohn (2007) propôs um teste de solvência da dívida pública, que segundo o autor apresenta vantagens sobre os testes de cointegração, baseado na estimação de uma função de reação do governo.

No Brasil, desde o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) em 1964, o governo tem se preocupado com a sustentabilidade de sua dívida. Durante as décadas de 70 e 80, observou-se uma elevação da dívida pública em decorrência de crises internacionais (crise do petróleo em 1973 e 1979), além da recessão norte-americana, da crise da dívida externa em 1982 e da falta de um acompanhamento e transparência das contas públicas. Conseqüentemente, o déficit primário passou de 4,2% em 1985/1986 para 5,8% do PIB em 1987/1989 (Giambiagi e Alem, 2000).

A partir da década de 90, com a redução da dívida externa, os esforços se voltaram para o controle da dívida interna do setor público. No entanto, o período entre 1995/1998 foi marcado por uma crise financeira dos estados. Os déficits primários estaduais representavam, em média, 0,4% do PIB, enquanto que, no mesmo período analisado, o governo federal teve

superávits de, em média, 0,3% do PIB. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do ICMS, que reduziu 0,5% do PIB entre 1994 e 1998 em decorrência da Lei Kandir.

Assim, reformas institucionais foram implementadas visando à manutenção de superávits fiscais primários e à sustentabilidade da dívida no Brasil. O Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei 9.496/97) promoveu uma reforma fiscal nos Estados brasileiros baseada na venda de ativos estaduais, principalmente das companhias estaduais de distribuição de energia elétrica, na privatização, ou liquidação, dos bancos estaduais e no refinanciamento das dívidas estaduais e municipais (Mora e Giambiagi, 2005).

O Programa de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávits primários para o setor público e a Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar 101 de 2000) fixou os limites para gastos com pessoal e endividamento público, bem como mecanismos claros para a correção de eventuais desvios, restringindo a atuação da política fiscal (ROCHA & GIUBERT, 2008)

Entretanto, a utilização do IGP-DI como índice de correção monetária das dívidas estaduais tem dificultado que os seus estoques sejam diminuídos (Mora e Giambiagi, 2005). De acordo com Pellegrini (2012), a dívida dos governos estaduais brasileiros aumentou entre 2006 a 2011 em R\$ 111,4 bilhões devido ao pagamento de juros da mesma serem maior, em média, do que os superávits primários destas unidades federativas.

Desta forma, surge naturalmente a pergunta se as dívidas dessas unidades da federação são sustentáveis no longo prazo. Em outras palavras, será que do ponto de vista estatístico os superávits primários gerados pelos Estados brasileiros são suficientes para manter as suas dívidas sustentáveis no futuro?

Isto posto, o presente estudo pretende responder essa pergunta através da comparação entre superávit primário e o montante da dívida pública. Para isso, será utilizada uma função de resposta fiscal do Governo baseada na metodologia proposta por Bohn (2007) e de dados em painel no período de 2000-2010. Entretanto, há a possibilidade de que as reações por parte das unidades federativas analisadas sejam diferentes. Estados brasileiros com maiores níveis de dívidas passadas deveriam gerar maiores superávits primários no presente. Desta forma, o presente estudo amplia o modelo em Bohn (2007) e inclui efeitos limiars (*threshold*) de acordo com a metodologia desenvolvida por Hansen (1999).

Essa metodologia complementa as técnicas de análise de estacionariedade e de cointegração, usualmente empregadas na investigação empírica sobre sustentabilidade da dívida, e propõem um método na qual a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária e sem pré-requisito de integração. Assim, uma ampla classe de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração continua satisfazendo a ROI<sup>2</sup>.

Seguindo esta introdução, a seção 2 realiza uma revisão de literatura sobre o tema. A seção 3 apresenta a base de dados e a metodologia utilizada neste estudo. Os resultados serão apresentados na seção 4 e, na seção 5, as considerações finais.

---

<sup>2</sup> Mais detalhes ver Bohn (2007).

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

A validação da restrição orçamentária intertemporal do governo é uma das formas de se testar a hipótese de sustentabilidade dos seus déficits fiscais. Desta forma, testes econométricos para séries temporais, e mais recentes, para dados em painel são utilizados para este propósito. Um dos trabalhos pioneiros nesse tema é o de Hamilton e Flavin (1986), o qual testa se há sustentabilidade fiscal nos Estados Unidos no período de 1960 a 1984, através de testes de estacionaridade das séries de resultados fiscais e dívida pública.

Entretanto a metodologia de Hamilton e Flavin (1986) não considera alguns aspectos, dentre os quais está o estoque inicial da dívida. Uma forma de evitar algumas falhas da abordagem anterior é apresentada por Trehan e Walsh (1988), para os quais a restrição orçamentária do governo é satisfeita se a séries de gastos (exclusive o pagamento de juros), receitas e dívida do governo forem cointegradas com vetor de cointegração dado por  $(1, 1 - r)$ , impondo, portanto, maiores restrições sobre a trajetória do resultado fiscal do que Hamilton e Flavin (1986).

Posteriormente, Bohn (1998) propôs um novo teste de sustentabilidade. Nele a restrição orçamentária intertemporal é atendida quando o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB. Recentemente, Bohn (2007) analisou a sustentabilidade da dívida utilizando uma função de reação do governo. De acordo com este autor, nas técnicas tradicionais de testes de estacionaridade e de cointegração a solvência do governo é obtida se a dívida é estacionária a partir de qualquer número finito de diferenciações. Isso implica dizer que a ROI continua satisfeita se receitas e gastos são estacionários em diferenças para qualquer ordem arbitrária e sem qualquer pré-requisito de cointegração.

Para os dados da economia brasileira também há vários estudos desenvolvidos sobre a temática da sustentabilidade da dívida pública. Rocha (1997) analisa a sustentabilidade da dívida pública brasileira através da metodologia de Trehan e Walsh (1988), no qual testa a estacionaridade da primeira diferença da dívida pública interna, onde o resultado mostrou que era possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária e, portanto, havia evidência de que a dívida pública interna brasileira mostrava comportamento consistente com o cumprimento de restrição intertemporal do governo no período compreendido entre janeiro de 1980 a julho de 1993.

Contudo, aplicando o mesmo procedimento para o período que se estende até fevereiro de 1990, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Esse resultado indica que a política fiscal mostrava-se insustentável e com a moratória ocorrida em fevereiro de 1990, a sustentabilidade parece ter se revertido.

Hakkio e Rush (1991) testam a cointegração entre gastos (exclusive juros pagos sobre a dívida) e receitas, no qual observaram que a senhoriagem desempenhou, no período analisado, um papel relevante no financiamento do *deficit* público brasileiro, mostrando assim a sustentabilidade da dívida pública.

Luporini (1999) analisa a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965. Segundo a autora, a política fiscal governamental pode ser considerada sustentável se o valor descontado de sua dívida mobiliária como fração do PIB for respaldada por superávits fiscais primários de mesmo valor-presente. Muito embora os resultados gerais indiquem sustentabilidade, os testes realizados em dois subconjuntos da amostra sugerem que a política fiscal assumiu um padrão insustentável após 1981.

Garcia e Rigobon (2004) estudam a dinâmica da dívida brasileira a partir da perspectiva de gerenciamento de risco. Através de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) constatam que apesar da dívida ser sustentável, existe diversas trajetórias nas quais a política fiscal não seria sustentável.

Lima e Simonassi (2005) utilizam dados de séries temporais para as finanças públicas nacionais no período de 1947-1999 e considerando a existência de “*efeitos threshold*” na série de déficit orçamentário brasileira, verificam que na ausência de senhoriagem o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB superar 1,74%, para tornar o déficit estacionário.

Simonassi e Arraes (2007) estimam uma função de reação para o Brasil no período de 1991 a 2008 através de múltiplas quebras estruturais endógenas seguindo a metodologia de Bai e Perron (1998). Os seus resultados mostram que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável. No entanto, Piancastelli e Boueri (2008) apresentam um estudo no qual o estoque da dívida refinanciada até junho de 1998 foi de cerca de R\$ 100,4 bilhões. Em dezembro de 2006 o saldo remanescente era de cerca de R\$ 336,8 bilhões. Os saldos da dívida remanescente são reajustados de acordo com o Índice Geral de Preços (IGP) mais 6% ao ano (a.a.), concluindo que a dívida é insustentável.

Pinton e Mendonça (2008) analisam a política fiscal brasileira no período de 1998 a 2007 através de dois indicadores, o impulso fiscal que permite observar a postura do governo federal ao longo desses anos e o segundo indicador, a sustentabilidade da dívida pública, que evidencia o impacto da postura do governo na sustentabilidade da dívida pública brasileira. De acordo com esses autores, os testes aplicados apontam para uma dívida pública não sustentável apesar da política fiscal austera. Portanto, a adoção de uma política fiscal contracionista não é condição suficiente para que seja obtido êxito na condução da política fiscal.

Os estudos que analisam a sustentabilidade da dívida para os estados brasileiros são menos numerosos do que para o nível federal. Mora e Giambiagi (2005), através de uma análise que compreende os anos de 1998 a 2004, reportam que a dívida é sustentável na maioria dos Estados, mas destacam a situação de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Pereira (2008), utilizando testes de raiz unitária, vetores auto-regressivos (VAR) e testes de co-integração em painel, aplicados nas séries de receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual dos estados entre 1986 e 2005, analisa o endividamento dos estados brasileiros e Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais e a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal.

O referido autor conclui que o esforço fiscal que se seguiu ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas. Entretanto, persiste a preocupação sobre as possíveis conseqüências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderiam trazer a insustentabilidade da dívida, justamente quando nesses casos torna-se ainda mais difícil o pagamento de juros.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Referencial Teórico

Estudos envolvendo a sustentabilidade da dívida estão diretamente relacionados à restrição orçamentária do governo, que é uma condição de equilíbrio no qual os gastos do governo com bens e serviços e pagamento de juros ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública.

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t - R_t) \quad (1)$$

Resolvendo a equação (1) *foward* e assumindo previsão perfeita, tem-se que:

$$B_0 = \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{s=1}^n \left( \frac{1}{1+r_s} \right) B_n + \sum_{n=1}^{\infty} (G_t - R_t) \quad (2)$$

Em (2) considera-se que  $\lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{s=1}^n \left( \frac{1}{1+r_s} \right) B_n = 0$ , ou seja, que o Governo não usará um tipo de "Jogo de Ponzi" para se financiar, portanto, o atendimento à restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo representa a sustentabilidade da política fiscal do país.

Do ponto de vista empírico, essa questão é usualmente investigada através de testes de raiz unitária no processo estatístico que governa as séries apropriadas de dívida ou déficit. Um outro procedimento testa a existência de cointegração entre gastos e receita. Contudo, esses métodos baseiam-se na premissa de que a Restrição Orçamentária Intertemporal seja estacionária de ordem 0 ou 1 (em primeira diferença).

Visando suprimir esse problema Bohn (2007) propõe um método no qual a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária e sem pré-requisito de integração. Bohn (op.cit.) parte da denominada identidade orçamentária do governo em qualquer instante no tempo "t", definida por:

$$B_t = G_t^0 - T_t + (1+r_t)B_{t-1} \quad (3)$$

Onde  $B_t$  é definido como a dívida pública,  $G_t^0$  o gasto primário,  $T_t$  a receita e  $r_t$  a taxa de juros. A primeira diferença em (3) resulta na seguinte equação:

$$\Delta B_t \equiv B_t - B_{t-1} = G_t^0 - T_t + r_t B_{t-1} \quad (4)$$

A qual define o déficit do governo incluindo juros e o termo  $(G_t^0 - T)$  representa o déficit primário. Essas variáveis podem ser utilizadas em termos nominais, reais ou ainda como proporção do PIB ou da população, desde que se adéque o fator de acumulação  $r_t$ , sobre o qual são feitas algumas hipóteses:

1.  $r_t = r > 0$  e  $\rho = 1/(1+r) > 1$ ;
2.  $E_t[r_{t+1}] = r > 0$  e  $\rho = E_t[1/(1+r)] < 1$ .

A equação (3) implica na expressão:

$$B_t = \rho E_t [T_{t+1} - G_{t+1}^0 + B_{t+1}] \quad (5)$$

Pode-se ainda considerar uma terceira hipótese, caso  $r_t$  seja qualquer processo estocástico estacionário com média  $r > 0$ , tal que  $G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_t$ . Assim, com propriedades idênticas ao do gasto primário (gastos do governo com bens e serviços excluindo pagamento de juros). Define-se  $G_t = G_t^0$  nos casos das duas primeiras hipóteses, para então reescrever a equação (5), após a substituição da igualdade acima, como:

$$B_t = \rho E_t [T_{t+1} - G_{t+1} + B_{t+1}] \quad (6)$$

Com  $\rho < 1$  em ambos os casos. Definindo  $S_{t+1} = T_{t+1} - G_{t+1}$  e resolvendo *forward*, obtemos:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t[B_{t \rightarrow n}] + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t[S_{t+i}] \quad (7)$$

Onde  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t[B_{t \rightarrow n}] = 0$  é a condição suficiente para sustentabilidade da dívida e o segundo termo do lado direito da equação (7) representa a ROI do governo, caso a condição de transversalidade supracitada seja válida.

De acordo com Bohn (2007) é suficiente que a série de dívida seja integrada de qualquer ordem finita para que a condição de transversalidade acima seja satisfeita. A ideia é que o fator de desconto  $\rho^n$  dominará  $E_t[B_{t+n}]$  assintoticamente e, deste modo, a hipótese de que  $\rho < 1$  é considerada robusta vis-à-vis a relativa irrelevância do nível da taxa de juros. Definindo  $G_t^r$  como o gasto do governo incluindo as despesas com juros, e  $B_t$  e  $T_t$  como determinados acima, a segunda proposição de Bohn incide em uma crítica formal às análises de sustentabilidade através de técnicas de cointegração:  $G_t^r \sim I(m)$  e  $T_t \sim I(n)$ , com a possibilidade de  $m \neq n$  e que tais variáveis não sejam cointegradas, portanto, além da condição de transversalidade, a ROI do governo continua válida desde que  $B_t \sim I(k)$  com  $k \leq \text{Max}[m, n] + 1$ .

No caso de cointegração entre déficit primário e dívida, o que está sendo investigado é se,

$$(G_t - T_t) + \alpha B_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0) \quad (8)$$

Com  $\alpha \neq 0$  representando a combinação linear estacionária entre tais variáveis.

Adicionando esta informação à identidade (com  $G_t = G_t^0$ ) orçamentária (3), pode-se reescrevê-la como:

$$B_t = (1 + r_t - \alpha)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Desta forma, de acordo com Trehan e Walsh (1988), o que está sob investigação é se  $(G_t - T_t) = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t$ , ou seja, se o mecanismo de correção de erro é interpretado como uma função de reação do governo.

### 3.2. A Função de Reação dos Estados

Uma extensão da proposta de Bohn (1998) para uma estrutura com dados em painel, a análise empírica da sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros neste estudo baseia-se na estimação e inferência<sup>3</sup> da seguinte função de reação fiscal:

$$SDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Div_{i,t-1} + \beta_2 TRJ_{i,t} + \beta_3 GDP_{i,t} + \beta_4 TI_{i,t} + \beta_5 R_{i,t} + v_{i,t} \quad (10)$$

<sup>3</sup> Através de métodos econométrico para dados em painel.

Onde as variáveis  $SDP_{i,t}$ ,  $Div_{i,t-1}$  e  $R_{i,t}$  estão expressas como proporção do PIB. A variável  $SDP_{i,t}$  representa o superávit (ou déficit) primário de cada estado  $i$  no período  $t$  e é calculado como receitas menos despesas correntes,  $Div_{i,t-1}$  é a dívida líquida do setor público de cada estado  $i$  no período  $t-1$ ,  $TRJ_{i,t}$  é a taxa real de juros,  $GDP_{i,t}$  é a taxa de crescimento do PIB de cada estado  $i$  no período  $t$ ,  $TI$  é a taxa de inflação, medida pelo IGP-DI com base em 2012 e  $R_{i,t}$  é o desvio da receita corrente em relação às suas respectivas médias estaduais.

No processo de estimação espera-se que  $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 > 0$ ,  $\beta_4 > 0$  e  $\beta_5 > 0$ . Na equação (10), a condição de sustentabilidade é dada por  $\hat{\beta}_1 > 0$ , indicando que existe uma resposta positiva do governo em termos de geração de superávit primário em resposta ao acúmulo da dívida pública.

Neste caso, Bohn (2007) apresenta três casos para análise:

1. Se  $\hat{\beta}_1 > r$ , onde  $r$  é a taxa real de juros, implica na estacionaridade da dívida e despesas;
2. Se  $0 < \hat{\beta}_1 < r$ , implica em um resultado explosivo para a dívida e despesas;
3. Se  $\hat{\beta}_1 = r$ , implica na estacionaridade em diferença na dívida e despesas.

Entretanto, as repostas em termos de esforço fiscal dos Estados brasileiros podem ser diferentes. Unidades federativas com maiores níveis de dívidas passadas deveriam gerar maiores superávits primários no presente. Por esse motivo, esse estudo inclui efeitos limiars (*threshold*) de acordo com a metodologia desenvolvida por Hansen (1999), permitindo que os parâmetros do modelo de regressão variem de acordo com diferentes regimes, capturados pela variável selecionados para fornecer os valores limiars determinados de forma endógena. A inclusão de um efeito limiar na equação (10) pode ser expressa como,

$$SDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{i,t-1} I(g_{i,t} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{i,t-1} I(g_{i,t} > \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{i,t} + \beta_3 GDP_{i,t} + \beta_4 TI_{i,t} + \beta_5 R_{i,t} + v_{i,t} \quad (11)$$

Onde,  $I(\cdot)$  é uma função indicadora;  $g_{i,t} = Div_{i,t-1}$  representa a variável *threshold*;  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  são parâmetros que serão estimados e representam os valores limiars dessa variável que determinam os diferentes regimes<sup>4</sup>.

O procedimento para estimação e para testar a hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de efeitos *threshold* não são usuais. Hansen (1999) apresenta o processo de estimação do modelo que consiste na aplicação de mínimos quadrados condicionados aplicados de forma sequencial para os dados transformados pela diferença da média entre grupos, a qual também se altera para cada valor dos parâmetros  $\gamma$ .

O teste da hipótese de linearidade consiste em testar  $H_0: \beta_1^1 = \beta_1^2$ . Entretanto sobre essa hipótese os parâmetros  $\gamma$  não são identificados e as estatísticas de teste usualmente aplicadas para testar essa hipótese não possuem distribuições padrões. Para contornar esse problema, o referido autor derivou a distribuição assintótica do teste de razão de verossimilhança para este caso e propôs um procedimento baseado no método de *bootstrap* para gerar valores críticos para a estatística em questão. Desta forma, caso a hipótese nula  $H_0$ :

<sup>4</sup> De acordo com os resultados dos testes de hipóteses de linearidade apresentados na próxima seção, há apenas três desses valores, isto é, quatro regimes estatisticamente significantes.



$\beta_1^1 = \beta_1^2$  seja rejeitada, é comprovada a existência de efeito limiar e, portanto, o uso de um modelo que inclui esses efeitos é preferível ao modelo linear.

### 3.3. Base de Dados

O presente estudo utilizou dados anuais referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público, superávit (ou déficit) primário, receita corrente e despesa corrente, taxa real de juros, taxa de crescimento dos PIB's estaduais e taxa de inflação de 26 estados brasileiros e Distrito Federal, coletados no período de 2000 a 2007, totalizando 297 observações, disponíveis na Secretaria do Tesouro Nacional. O PIB estadual a preços correntes, a taxa de juros (SELIC) e a taxa de inflação (IGP-DI) foram obtidos junto ao IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável receita corrente foi transformada na forma de desvios em relação às suas respectivas médias estaduais.

Com o objetivo de apresentar algumas características dessas séries a Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dessas variáveis. Observe que a variável SDP apresenta em média superávits primários de 3,70% dos PIB estaduais, variando entre um déficit de 1,15% do PIB (Paraná, em 2000) e um superávit de 15,85% do PIB (Tocantins, em 2000).

No que se refere à dívida líquida do setor público em proporção ao PIB de cada estado (Div), em média, eles correspondem a 20,83% do PIB dos estados brasileiros, oscilando entre 4,38% do PIB (Distrito Federal, em 2009) e 81,39% do PIB, no Estado do Piauí, em 2009.

A Taxa Real de Juros (TRJ) da economia brasileira teve como média 7,10%, variando entre 1,94% em 2008 e 13,38% em 2006. Já a Taxa de Crescimento da Economia (GDP) dos estados brasileiros teve como média 2,38%, oscilando entre um decréscimo da economia de 8,84% no Distrito Federal em 2000<sup>5</sup> e 11,72% (Mato Grosso, em 2008). A média da Taxa de Inflação (TI) foi de 8,66%.

**Tabela 01** - Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2010.

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	297	0,037	0,031	-0,012	0,159
Div	297	0,208	0,138	0,044	0,814
TRJ	297	7,106	3,574	1,945	13,380
GDP	297	2,380	4,940	-8,840	11,720
TI	297	8,660	5,300	1,710	20,540

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

## 4. RESULTADOS

Inicialmente, buscou-se testar a hipótese nula de um modelo linear contra a hipótese alternativa de um modelo com efeito *threshold*. Esse teste foi realizado de forma sequencial para nenhum, um ou dois efeitos *threshold* de acordo com o procedimento desenvolvido por Hansen (1999). O superávit ou déficit primário (SDP) defasado em um período representa a variável *threshold* sobre a variável dívida líquida do setor público (Div) defasada em um período. Apenas o teste para um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0.07<sup>6</sup>. Desta forma, este estudo conclui em favor de utilizar um modelo com um efeito *threshold*, como o apresentado na eq. (11).

<sup>5</sup> No ano de 2000, todos os estados brasileiros e o Distrito Federal tiveram decréscimos na sua economia, comparado ao ano de 1999.

<sup>6</sup> Teste de Razão de Verossimilhança no valor de 16,9518; com 500 replicações do Método *Bootstrap*.

O efeito limiar significativo ao nível de 10% é  $\gamma_1 = 0.0118$ . Seguindo essa especificação, o modelo foi estimado através do processo descrito na secção anterior e seus principais resultados estão apresentados na Tabela 2, a seguir.

**Tabela 2** - Resultados da Estimação com um Efeito *Threshold* para  $SDP_{i,t}$ .

<b>Modelo:</b>		
$SDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{i,t-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{i,t-1} I(g_{it} > \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{i,t} + \beta_3 GDP_{i,t} + \beta_4 TI_{i,t} + \beta_5 R_{i,t} + v_{i,t}$		
<b>Regressores</b>	<b>Coefficientes Estimados</b>	<b>Desvios Padrões</b>
$\beta_1^1$	-0.0601	0.0109
$\beta_1^2$	-0.0273	0.0099
$\beta_2$	0.0004	0.0002
$\beta_3$	0.0630	0.0181
$\beta_4$	0.0301	0.0217
$\beta_5$	0.2938	0.0769

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados da Tabela 2 mostram que com exceção do coeficiente  $\beta_4$  referente à Taxa de Inflação – TI todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes. O coeficiente referente à variável taxa de crescimento econômico da economia – GDP ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo como esperado, implicando em uma correlação positiva entre crescimento econômico e superávits primários.

O parâmetro da variável referente aos desvios das receitas correntes em relação à sua média estadual ( $\beta_5$ ) também tem sinal positivo refletindo a relação entre maiores receitas com aumentos nos superávits. Por outro lado, esperava-se que o coeficiente da variável da taxa de juros real apresentasse sinal negativo.

Uma possível explicação para o sinal positivo desse parâmetro é a de que na maior parte do período amostral utilizado, o Brasil apresenta taxa de juros real crescente para combater a inflação e, como os superávits dos Estados também apresentaram trajetória crescente nesse período o sinal positivo do coeficiente em análise pode refletir esses movimentos na mesma direção.

Em relação ao coeficiente que expressa à reação fiscal, verifica-se que em todos os regimes analisados esse parâmetro, que relaciona a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta_1$ ), apresentou sinais negativos.

De acordo com Pellegrini (2012), as dívidas dos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul representam 77% do total das dívidas líquidas dos Estados brasileiros. Assim, buscou-se estimar o modelo anterior sem esses Estados na amostra. Os resultados dessa nova estimativa encontram-se na Tabela 3.

O superávit ou déficit primário (SDP) defasado em um período representou novamente a variável *threshold* sobre a variável dívida líquida do setor público (Div) defasada em um período. Apenas o teste para um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0.05<sup>7</sup>. Assim, utilizou-se um modelo com um efeito *threshold*, como o apresentado na eq. (11) para quantificar as respostas fiscais dos Estados em relação as suas dívidas, agora excluindo os estados de São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Rio de Janeiro (RJ) e Rio Grande do Sul (RS).

<sup>7</sup> Teste de Razão de Verossimilhança no valor de 19,63; com 500 replicações via *Bootstrap*.

O efeito limiar significativo ao nível de 10% é  $\gamma_1 = 0.0118$ . Os principais resultados estão apresentados na Tabela 3, a seguir.

**Tabela 3** - Resultados da Estimação com um Efeito *Threshold* para  $SDP_{i,t}$ , excluindo os estados de SP, MG, RJ e RS.

<b>Modelo:</b>		
$SDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{i,t-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{i,t-1} I(g_{it} > \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{i,t} + \beta_3 GDP_{i,t} + \beta_4 TI_{i,t} + \beta_5 R_{i,t} + v_{i,t}$		
<b>Regressores</b>	<b>Coefficientes Estimados</b>	<b>Desvios Padrões</b>
$\beta_1^1$	-0.0727	0.0149
$\beta_1^2$	-0.0322	0.0120
$\beta_2$	0.0004	0.0002
$\beta_3$	0.0670	0.0224
$\beta_4$	0.0340	0.0249
$\beta_5$	0.2794	0.0800

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração Própria

Os resultados da Tabela 3 apresentaram resultados semelhantes ao modelo anteriormente estimado, utilizando todos os Estados da Federação e o Distrito Federal. Com exceção do coeficiente  $\beta_4$  referente à Taxa de Inflação – TI todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes. O coeficiente referente à variável taxa de crescimento econômico da economia – GDP ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo como esperado, implicando em uma correlação positiva entre crescimento econômico e superávits primários.

O parâmetro da variável referente aos desvios das receitas correntes em relação à sua média estadual ( $\beta_5$ ) também tem sinal positivo refletindo a relação entre maiores receitas com aumentos nos superávits. Por outro lado, esperava-se que o coeficiente da variável da taxa de juros real apresentasse sinal negativo.

Em relação ao coeficiente que expressa à reação fiscal, verifica-se que em todos os regimes analisados esse parâmetro, que relaciona a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta_1$ ), também apresentaram sinais negativos, mesmo excluindo as estados com as maiores dívidas líquidas do setor público.

Ou seja, as evidências empíricas encontradas tanto no cenário no qual incluir todos os estados da federação quanto excluindo as estados com as maiores dívidas públicas (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul) apontaram que os superávits primários gerados pelos Estados brasileiros não tem sido suficientes para evitar o acúmulo das suas dívidas. Contudo, vale ressaltar que essas evidências empíricas dizem respeito a uma reação fiscal média dos Estados. Em outras palavras, os resultados apresentados podem não representar a realidade de cada Estado e refletir apenas um comportamento médio dos mesmos.

## 5. CONCLUSÕES

O presente artigo buscou analisar a sustentabilidade da política fiscal nos estados brasileiros através de uma função de resposta fiscal do Governo, seguindo a proposta de Bohn (2007), mas em uma aplicação com dados em painel para os estados brasileiros. Investiga-se então a existência de uma resposta dos governos estaduais em termos de geração de superávit primário ao acúmulo da dívida pública. A escolha desse método de investigação se deve ao fato de ser uma forma complementar e promissora de conduzir a análise da sustentabilidade da política fiscal de um país, ainda não realizada em nível estadual no Brasil.

Os resultados mostraram que no modelo com o efeito *threshold* nos superávits primários defasados em um período, todos os estados brasileiros não possuem uma política fiscal ativa em termos de geração de superávit ao aumento da dívida pública.

Vale ressaltar que os resultados encontrados neste estudo para o conjunto de estados brasileiros diferem dos encontrados em nível nacional por Lima e Simonassi (2005), Simonassi e Arraes (2007) ou Pereira (2008), dentre outros. Entretanto, evidências empíricas dizem respeito a uma reação fiscal média dos Estados que compõem o estado brasileiro, logo, não significam que são necessariamente válidos para todos os Estados, mas apenas podem refletir um comportamento médio dos mesmos.

Portanto, a persistência desta política fiscal inócua implicará na trajetória ascendente da relação dívida/PIB e, por conseguinte, à insolvência dos governos estaduais. Deste modo, mesmo não sendo preocupantes os níveis atuais da variável dívida/PIB nos estados, a continuidade deste comportamento por parte dos governos estaduais pode levar à necessidade de uma renegociação da dívida dos estados semelhante à ocorrida em 1998. Logo, outra questão relevante a ser analisada refere-se à tolerância dos governos estaduais a esse comportamento.

Outra evidência empírica encontrada nesse estudo refere-se à importância do crescimento econômico e dos desvios das receitas correntes na geração de superávits primários dos estados brasileiros, fato que corrobora que o crescimento econômico associado às receitas extraordinárias constituem estratégias majoritárias para consecução do equilíbrio financeiro estadual no Brasil.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AFONSO, A.; RAULT, C.. *What do we really know about fiscal sustainability in the eu? A panel data diagnostic. Working Paper Series 820. European Central Bank. October, 2007. 56p.*
- BAI, J.; PERRON, P.. *Estimating and testing linear models with multiple structural changes. Econometrica*, v.66, n. 1, p.47-78. 1998
- BLANCHARD, O. Sugestions for a New Set of Fiscal Indicators. **OECD Working Paper n. 79**, 1990.
- BOHN, H.. *The behavior of U.S. public debt and deficits. Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n.3, p. 949-63, August, 1998
- \_\_\_\_\_. *Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint? Journal of Monetary Economics*. v.54, p.1837-1847. 2007

- BRASIL. Ministério da Fazenda. **Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios**, 2010. Disponível em: <www.tesouro.fazenda.gov.br>. Acesso em: março de 2010.
- GARCIA, M.; RIGOBON, F.. *A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data*. NBER **Working Paper 10336**. Cambridge, MA, 2004
- GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A.C.D.do. **Finanças Públicas**. Teoria e prática no Brasil. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000. 362p.
- GOLDFAJN, I. Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável?. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. n.25, p. 251-26. Jul, 2002
- GONG, G.; GREINER, A.; SEMMLER, W.. *Growth Effects of Fiscal Policy and Debt Sustainability in the EU*. **Empirica** 28: 3–19, 2001.
- HAMILTON, J.; FLAVIN, M.. *On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing*. **American Economic Review**. v.76, n. 4, p.808-819. 1986
- HANSEN, B.E.. *Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference*. **Journal of Econometrics**. 93, 345-368, 1999.
- HAKK IO, C. S.; RUSH, M.. *Is the Budget Deficit “Too Large”?* **Economic Inquiry**, v. 29,p. 429-445, 1991.
- LIMA, L. R. SIMONASSI, A.G. Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.35, n.2, agosto, 2005.
- LUPORINI, V.. **Sustainability of the Brazilian fiscal policy and central bank independence**.. Belo Horizonte: CEDEPLAR/FACE/UFMG. 1999. 26p.
- MORA, M.; GIAMBIAGI, F., **Federalismo e endividamento subnacional**: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, 1142).
- MOSS, T.J.; CHIANG, H.S.. *The Other Costs of High Debt in Poor Countries: Growth, Policy Dynamics, and Institutions*. **Issue Paper on Debt Sustainability No.3 Center for Global Development**. Washington DC. August 2003. 16p.
- PELLEGRINI, J. A.. Dívida Estadual. **Textos para Discussão 110**. Núcleo de Estudos e Pesquisa do Senado. Março/ 2012. 30p. Disponível em: <http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>
- PEREIRA, J.G.M.A... **Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros**. Belo Horizonte, MG - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR). Dissertação de Mestrado. Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG. 2008, 89p.

- PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R.. Dívida dos Estados 10 anos depois. **Texto para Discussão N° 1366**. IPEA. Rio de Janeiro, dezembro de 2008, 45p.
- PINTON, O. V. F.; MENDONÇA, H. F.. Impulso Fiscal e Sustentabilidade da Dívida Pública: uma análise da política fiscal brasileira. **Finanças Públicas – XIII Prêmio Tesouro Nacional – 2008**. 37p.
- ROCHA, F. F.. Long-run limits on the Brazilian government debt. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 4, p. 447-470, 1997.
- ROCHA, F. F.; GIUBERTI, A. C. . Assimetria cíclica na política fiscal dos Estados brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro)**, v. 38, p. 253-275, 2008.
- SARGENT, T. & WALLACE, N.. *Some unpleasant monetarist arithmetic*. In: PRESTON, M.. *The rational expectations revolution: readings from the front line*, 1994. Cambridge, MIT Press, 1981.
- SIMONASSI, A.G. e ARRAES, R. A.. Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais e a Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil. **Anais do Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, Recife-PE, dezembro de 2007.
- TREHAN, B.; WALSH, C. E.. *Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing*. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v.17, p.423-41. 1988