

A sustentabilidade da Política Fiscal na presença de quebras estruturais: uma evidência para o Rio Grande do Sul

Daniela Pias

Acadêmica de Ciências Econômicas da FURG

Cristiano Aguiar de Oliveira

Professor do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada da FURG

Resumo

Este artigo avalia a sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul no longo prazo. Para este fim, utiliza informações do período compreendido entre 1970 e 2015 para testar a existência de raízes unitárias no resultado primário e na dívida pública e testar a existência de cointegração entre a dívida pública e o resultado primário e entre a receita tributária e a despesa primária a partir de testes que permitem a presença de quebras estruturais. Diferentemente da literatura existente, os resultados deste estudo indicam que a política fiscal do estado não é sustentável no longo prazo. O artigo conclui que são necessárias mudanças na política fiscal, com o aumento de receitas e/ou redução de despesas, para que não somente o estado tenha recursos para honrar seus compromissos no curto prazo, mas também para que o mesmo garanta a sua solvência no longo prazo.

Palavras-chave: Política Fiscal, Raiz Unitária, Cointegração, Rio Grande do Sul

Classificação JEL: C2, E62, H72, H74

Abstract

This paper evaluates the sustainability of the fiscal policy of the state of Rio Grande do Sul in the long term. To this goal, it uses information from the period 1970 to 2015 to test the existence of unitary roots in budget balance and public debt and to test the existence of cointegration between public debt and budget balance and between tax revenue and primary expenditure with tests that allow the presence of structural breaks. Differently from the existing literature, the results of this study indicate that the state's fiscal policy is not sustainable in the long term. The paper concludes that changes in fiscal policy are necessary, with the increase of revenues and or reduction of expenses, not only to the state to have the resources to honor its commitments in the short term, but also to guarantee its solvency in the long term.

Keywords: Fiscal Policy, Unit Roots, Cointegration, Rio Grande do Sul

JEL classification: C2, E62, H72, H74

Área 8: Econometria

1. Introdução

A sustentabilidade das dívidas públicas e das políticas fiscais das unidades da federação brasileira é um tema que ganhou importância com a estabilização dos preços ocorrida com o Plano Real. O fim do financiamento público através de senhoriação expôs os problemas fiscais dos entes da federação, elevados déficits primários, assim como alta dívida pública.

Todavia, a partir de 1999, começa a se ter uma mudança de postura fiscal, com a promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) em 2000, trazendo consigo um conjunto de normas e limites para controlar as finanças públicas. Neste período, por exemplo, a Resolução do Senado Federal nº 40/2001 estabeleceu o limite de endividamento de 200% da receita corrente líquida, que é a receita da unidade, como tributos, menos as transferências feitas para os municípios.

O Rio Grande do Sul é a única unidade da federação que ainda ultrapassa o limite de endividamento de 200% da receita corrente líquida. O estado enfrenta dificuldades não só para honrar o serviço (pagamento de juros mais amortizações) de sua dívida, mas também para honrar as suas despesas correntes, tais como o pagamento de funcionários e fornecedores. Entretanto, se deve deixar claro que estes problemas, embora agravados recentemente, não são novos. Por exemplo, no período compreendido entre 1996 e 1999, o estado não se tornou inadimplente devido às diversas privatizações ocorridas no período.

Desde então, apesar de alguns pequenos períodos de melhora nas contas públicas em grande parte devido ao aumento de receitas associado ao crescimento da economia e ao aumento da carga tributária, uso de depósitos judiciais como fonte de financiamento, mas nunca de redução de despesas, se chegou a situação atual que pode ser classificada como falimentar. Para Marques Junior (2016), a atual situação do estado do Rio Grande do Sul é de crise financeira acompanhada de um forte endividamento, com déficit público e dívida crescente, e com parcelamento de salários dos servidores e atrasos nos pagamentos de fornecedores.

Neste contexto adverso de curto prazo, de crise econômica e fiscal que persiste pelo menos desde 2014 no Brasil e no estado do Rio Grande do Sul, a sustentabilidade da política fiscal passa a ser novamente questionada uma vez que a escassa literatura existente conclui que apesar dos problemas de curto prazo a política fiscal do Rio Grande do Sul é sustentável no longo prazo. Estes são os casos dos estudos de Marques Junior (2005), Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2009). Estes trabalhos utilizam as metodologias propostas pela literatura internacional, que definem o que vem a ser uma política fiscal sustentável.

Para Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989) Trehan e Walsh (1991), a política fiscal é sustentável se o resultado primário e a dívida pública são séries estacionárias. No entanto, segundo Oliveira e Marques Júnior (2009) tal condição é demasiadamente rígida, pois as variáveis econômicas, em geral, não apresentam tal comportamento. Assim, Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994) argumentam que a política fiscal pode ser sustentável mesmo quando as referidas variáveis não são estacionárias. Neste caso, seria suficiente a existência de uma combinação linear, entre as variáveis, que seja estacionária no longo prazo, ou seja, bastaria existir a cointegração entre as séries para se satisfazer a condição de sustentabilidade. Isto ocorreria, por exemplo, quando a receita e a despesa total são cointegradas.

Seguindo estas metodologias, Marques Junior (2005) estudou a sustentabilidade da política fiscal para o estado do Rio Grande do Sul no período de 1970 a 1997. O autor testou a estacionariedade para a dívida mobiliária, que é a dívida contratada através da emissão de títulos públicos, déficit primário, e déficit público em relação ao PIB e concluindo que a política fiscal é sustentável neste período. Em continuidade ao seu trabalho, Marques Junior e Jacinto (2006) estudaram a sustentabilidade da política fiscal para o estado do RS através da cointegração entre receita tributária e despesa total, a análise foi feita em dois períodos, de 1970 a 1997 e 1970 a 2003. Oliveira e Marques Junior (2009) completam o estudo para o estado ao avaliar a sustentabilidade da política fiscal utilizando um modelo de correção de equilíbrio com mudança Markovianas de regime no período entre 1970 a 2007. Todos os estudos referidos sugerem que a política fiscal apesar dos problemas apresentados no curto prazo, é sustentável no longo prazo.

Todavia, o último estudo mencionado sobre o tema tem sua base de dados se encerrando no ano de 2007 e desde então, houve uma aparente piora nas contas públicas que justifica uma revisita ao tema com informações mais atualizadas. Por exemplo, as despesas com pessoal (ativos e inativos) do estado do Rio Grande do Sul cresceram cerca de 40% em termos reais entre 2009 e 2015. Neste sentido, o presente estudo visa avaliar a sustentabilidade da política fiscal do Rio Grande do Sul a partir da metodologia proposta por Marques Junior (2005) e Marques Junior e Jacinto (2006) no período compreendido entre 1970 e 2015, ou seja, são adicionados oito períodos aos modelos econométricos propostos. Isto além de permitir uma avaliação mais atualizada da situação fiscal do estado, certamente permite realizar testes estatísticos mais poderosos.

Desta maneira, para analisar a sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul o presente trabalho utiliza, além dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller (1979) e Phillips-Perron (1988), o teste de raiz unitária que permite quebras estruturais proposto por Clemente-Montañés-Reyes (1998) a fim de avaliar a estacionariedade da dívida pública, da receita tributária e da despesa primária, tal como sugerem Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989) Trehan e Walsh (1991). E utiliza o teste de Johansen (1998) e o teste de cointegração com quebras estruturais de Gregory e Hansen (1996) para avaliar a existência de cointegração entre a dívida pública e o resultado primário e também entre a receita tributária e a despesa primária, tal como sugerem Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994).

O artigo está organizado da seguinte maneira: além desta introdução, são apresentadas mais quatro seções. A próxima seção apresenta a dinâmica das finanças públicas e a sua relação com sustentabilidade da política fiscal no longo prazo, ou seja, apresenta a fundamentação teórica que servirá de base para os testes realizados sobre o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal do governo. Na terceira seção é apresentada a metodologia econométrica e a base de dados utilizada, enquanto a quarta seção apresenta os resultados obtidos através dos testes, bem como a análise dos mesmos. E por fim, a última seção resume as principais conclusões do estudo.

2. A restrição orçamentária intertemporal

Assim como as famílias, o governo possui uma restrição orçamentária a ser respeitada. É através da combinação entre despesas públicas e receita tributária que se avalia a

sustentabilidade de uma determinada política fiscal. No entanto, cabe salientar que a opção do endividamento está condicionada à credibilidade do governo, ou seja, as expectativas dos agentes quanto à sustentabilidade da política fiscal do estado.

Segundo Blanchard (2011), a equação da restrição orçamentária do governo é dada por:

$$B_t - B_{t-1} = rB_{t-1} + G_t - T_t \quad (1)$$

Esta equação relaciona a variação da dívida pública com os gastos e a receita tributária. O pagamento de juros sobre a dívida é dado por rB_{t-1} ; $G_t - T_t$ é o resultado primário e B_t é o estoque da dívida pública.

Como pode ser visto na equação (1), a restrição orçamentária do governo não admite a coleta de senhoriagem, uma vez que os estados brasileiros não podem emitir moeda e nem títulos públicos.

Rearranjando os termos da equação (1) e dividindo pelo produto real Y_t , tem-se que:

$$B_t = (1 + r)B_{t-1} + G_t - T_t$$

$$\frac{B_t}{Y_t} = (1 + r) \frac{B_{t-1}}{Y_t} + \frac{G_t - T_t}{Y_t} \quad (2)$$

A exemplo de Oliveira e Marques Junior (2009), se considera que $\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{1}{(1+\gamma_t)}$, onde “ γ_t ” mantida constante, é a taxa de crescimento do produto real, e substituindo $g_t - \tau_t$ por d_t , obtém-se:

$$b_t = \frac{(1 + r)}{(1 + \gamma_t)} b_{t-1} + d_t \quad (3)$$

Assim como Oliveira e Marques Junior (2009), denota-se $\frac{(1+r)}{(1+\gamma_t)} = (1 + \rho)$, onde “ ρ ” representa a taxa de juros real descontada da taxa de crescimento do produto. Para simplificar, se assume que “ ρ ” é constante e positiva.

Solucionando a equação (3) e supondo que “t” tende ao infinito, tem-se:

$$b_0 = (1 + \rho)b_{t-1} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{d_{t-1}}{(1 + \rho)^i} + \lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)^i} \quad (4)$$

Para que uma restrição orçamentária intertemporal seja sustentável, é preciso que o último termo da equação (4) seja igual à zero, ou seja:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)^i} = 0 \quad (5)$$

Esta condição, conhecida como “*No Ponzi Game*”, considera a existência de um nível de dívida pública que é insustentável, não podendo ser rolada devido à impossibilidade do governo de vender os títulos no mercado. Assim, para que a política fiscal seja considerada sustentável no longo prazo, é preciso que:

$$b_0 = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{d_{t-1}}{(1 + \rho)^i} \quad (6)$$

Esta equação mostra que a razão dívida pública/PIB deverá ser igual ao valor presente dos superávits primários corrente e futuros em determinado ponto do tempo. Isto ocorre quando a dívida pública e os superávits primários forem estacionários ou quando a dívida pública e os resultados primários não são estacionários, mas são cointegrados, e quando a receita e a despesa primária são cointegradas, de forma que a taxa de crescimento do produto é igual à taxa real de juros.

3. Metodologia e Dados

3.1 Metodologia

Segundo Bueno (2011) a série estacionária é aquela que flutua em torno de uma mesma média e permite análises de equilíbrio. Um processo estocástico estacionário possibilita estimação e previsão. Em econometria, as inferências estatísticas só terão validade se os resíduos da série temporal estimada forem estacionários. Assim, existem duas formas de estacionariedade, a estacionariedade forte, é quando um processo estocástico ou uma série temporal apresentam uma função de densidade de probabilidade conjunta invariante no tempo. Contudo, essa é uma condição muito restritiva, e quase não se encontra na prática. Por isso, ao invés de supor que toda a distribuição é invariante no tempo, se estabelece restrições para a média, a variância e a covariância a fim de ter um conceito menos restritivo que é chamado de estacionariedade fraca. Esta ocorre quando, simultaneamente, se tem: 1) o segundo momento não centrado for finito, ainda que desigual em diferentes períodos ($E|y_t|^2 < \infty$); 2) a média for igual para todos os períodos ($E(y_t) = \mu, para todo t \in \mathbb{Z}$); 3) a variância for igual para todo período; e 4) a autocovariância não depender do tempo, embora possa depender da distância temporal entre as observações ($E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$).

Assim, para testar a estacionariedade das variáveis, desconsiderando possíveis quebras estruturais, são realizados dois testes, o teste de Dickey-Fuller Aumentado e o teste de Phillips-Perron. Estes testes mostram se existe raiz unitária ou não, segundo Bueno (2011) o processo ocorre da seguinte forma, supondo que se tem um modelo AR(1) $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde que pode ser reescrito com o operador de defasagens, assim, tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= \phi_1 L y_t + \varepsilon_t \\ y_t - \phi_1 L y_t &= \varepsilon_t \\ (y_t - \phi_1 L) y_t &= \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Ao igualar a equação em parênteses a zero, teremos um polinômio característico $y_t - \phi_1 L = 0$, onde resolvendo para L, temos, $L = \frac{1}{\phi_1}$. Assim:

- I. Se $\phi_1 = 1$, a solução é $L = 1$, temos então a raiz igual a um, chamada raiz unitária. O modelo torna-se um passeio aleatório puro $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, ou seja, é não estacionário.
- II. Se $|\phi_1| < 1$, a solução é $|L| > 1$, assim, a série não é um passeio aleatório e sim um processo estacionário.
- III. $|\phi_1| > 1$, a solução é $|L| < 1$, assim, a série é conhecida como explosiva, não estacionária.

O primeiro teste de raiz unitária a ser utilizado neste estudo é, o teste desenvolvido por Dickey e Fuller (1979, 1981). Cabe ressaltar que quando a série é representada por um AR de ordem maior que 1 ou se os resíduos forem correlacionados, o teste em sua forma original não pode ser utilizado. Por esta razão será utilizado o teste Dickey-Fuller Aumentado, este é semelhante ao teste DF, contudo inclui termos de diferenças defasadas suficientes para retirar a autocorrelação dos erros.

Conforme pode ser visto em Hill, Griffiths e Judge (2009, pág. 399), a seguinte equação é estimada:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Em que α_0 é o intercepto, t é a tendência, Δ é o operador diferença ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) e e_t é o erro. O teste de raiz unitária, testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ($H_0: \rho = 1 \leftrightarrow H_0: \gamma = 0$) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ($H_1: \rho < 1 \leftrightarrow H_1: \gamma < 0$). A estimação do teste DF se dá, através da equação de teste por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e testando a significância estatística de γ . Entretanto, $\hat{\gamma}$ não segue a distribuição t de Student convencional devido à distribuição do passeio aleatório, e sim, a distribuição τ , tabulada por Dickey e Fuller (1979) com base em simulações de Monte Carlo.

Os testes DF e ADF são conhecidos por terem um baixo poder estatístico, pois tem uma alta probabilidade de cometer o erro tipo II, aceitar H_0 quando ela é falsa, ou seja, assumir que as séries não são estacionárias quando na verdade ~~estas~~ são (BUENO,2011). Conforme Bueno (2011), o teste de Phillips-Perron faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, permitindo que este seja consistente mesmo quando há variáveis defasadas dependentes e os erros são correlacionados.

Phillips e Perron (1988) também definem testes diretamente sobre os coeficientes do modelo, ao invés de utilizar a estatística t , os autores sugerem o uso de testes de z_α , para enfatizar que se tratam de testes sobre a distribuição do coeficiente, e assim comparam os resultados com os testes baseados na distribuição da estatística t , ambos com a hipótese nula de raiz unitária.

Por sua vez, o teste de Clemente, Montañés e Reyes (1998) permite testar a existência de raiz unitária em séries com quebras estruturais. Este teste apresenta diferentes alternativas

para modelar quebras estruturais: i) Outlier Aditivo (OA), que captura mudanças abruptas; e ii) Outlier Inovacional (OI) que captura mudanças graduais na série.

Para o caso de quebras estruturais do tipo OA os modelos a serem considerados são os seguintes:

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \hat{y}_t \quad (9)$$

Onde $DU_{mt} = 1$ para $t > T_{bm}$ e 0 para caso contrário, para $m = 1,2$. E os resíduos da equação (17), \hat{y}_t , são utilizados no seguinte modelo:

$$\hat{y}_t = \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DT_{b1,t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DT_{b2,t-1} + \alpha \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \alpha \hat{y}_{t-1} + e_t \quad (100)$$

Onde $DT_{bm,t} = 1$ para $t = T_{bm} + 1$ e 0 para caso contrário, para $m = 1,2$. Esta regressão é então estimada sobre os possíveis pares de T_1 e T_2 , em busca do valor mínimo da razão t para a hipótese nula de que $\alpha = 1$. Ou seja, a hipótese nula é que a série tem uma raiz unitária com uma ou duas quebras estruturais contra a hipótese alternativa de que ela é estacionária com quebras.

O modelo OI com duas quebras é expresso da seguinte forma:

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \delta_3 DT_{b1,t} + \delta_4 DT_{b2,t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \hat{y}_{t-1} + e_t \quad (11)$$

A hipótese nula deste modelo é a mesma que do modelo anterior. Os dois modelos consideram que as quebras estruturais e a ordem de defasagem κ são desconhecidas. Os pontos de quebra são localizados por uma busca bidimensional para o valor Máximo (mais negativo) da estatística t para a hipótese de raiz unitária ($\alpha = 1$), enquanto que κ é determinada por uma série de testes F sequenciais.

Apesar dos testes de raiz unitária serem úteis para determinar se as séries são estacionárias ou não, quando o modelo trabalha com mais de uma série, é importante uma análise de cointegração. Com isso, caso x_t e y_t sejam não estacionárias, pressupõe-se que sua diferença ou qualquer combinação linear entre elas também sejam, contudo, existem casos em que sua combinação é um processo estacionário, quando isso ocorre, se diz que as variáveis são cointegradas. Assim, a cointegração implica que duas variáveis compartilhem tendências estocásticas semelhantes e, de fato, como seu erro é estacionário, elas não divergem muito uma da outra.

Assim, a presença de cointegração tem como objetivo verificar se as variáveis não estacionárias têm relação no longo prazo. Este estudo utilizará o teste de cointegração de Johansen (1998) e o teste de Gregory e Hansen (1996) para análise de cointegração com quebras estruturais.

Segundo Bueno (2011), o teste de Johansen propõe definir o posto da matriz Φ , e assim, estimar o vetor de cointegração contido na matriz β ($X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + e_t$). A metodologia de Johansen permite a estimação do VECM (Vetor de Correção de Erros) simultaneamente aos vetores de cointegração.

Para identificar o posto, Johansen propõe dois testes baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrições. Intuitivamente, ϕ é uma matriz $n \times n$ cujo posto é $r < n$, se houver cointegração. Se o posto dessa matriz for n , as variáveis endógenas são todas estacionárias. Se o posto da matriz for nulo, não existe cointegração e as variáveis são não estacionárias.

O primeiro teste é o do traço, que assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores, ou seja: $H_0: r = r^* \times H_1: r > r^*$. A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

O teste mostra que, o posto da matriz Φ é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. Se os autovalores obtidos forem próximos de zero, não existirá cointegração, denotando não estacionariedade e $\ln(1 - \lambda_i) \rightarrow 0$. Se isso acontece, a estatística do traço resulta em valores pequenos, de tal modo que não se pode rejeitar a nula. Se, por outro lado, λ_i é significativamente diferente de zero, então $\ln(1 - \lambda_i)$ será negativo. A estatística terá um valor alto, e a nula será rejeitada em favor da alternativa.

O segundo teste é o de máximo autovalor, aparentemente com resultados mais robustos que o anterior, mas também com distribuição não convencional. A hipótese nula desse teste é que existem r^* vetores de cointegração; a hipótese alternativa é que existem $r^* + 1$ vetores de cointegração: $H_0: r = r^* \times H_1: r = r^* + 1$.

A estatística do teste é dada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (12)$$

Este teste verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Esse autovalor máximo correspondente ao vetor de cointegração r^* mostra que há r^* vetores de cointegração. Como o teste anterior é um teste crescente. Rejeitar H_0 significa que há mais um vetor de cointegração. Não rejeitar H_0 significa que há r^* vetores de cointegração.

Ndoricimpa (2014) mostra que apesar dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e da análise de cointegração de Johansen serem eficazes e muito utilizados, eles podem não ser apropriados quando a série apresenta quebra estrutural. Engle e Granger (1987) propõem o uso do teste ADF para testar se os resíduos de uma regressão entre séries não estacionárias são estacionários como forma de testar a existência de cointegração entre duas ou mais séries. Gregory e Hansen (1996) utilizam este mesmo princípio, todavia, atenuam a hipótese de invariância no tempo da relação de cointegração entre duas variáveis. Este teste

permite verificar se a relação de cointegração entre duas variáveis é válida por determinado período de tempo e também se a relação de longo prazo se altera ao longo do tempo. Desta forma, o modelo permite testar a existência de cointegração entre séries na presença de quebras estruturais com quatro formas funcionais distintas: modelo com mudança de intercepto, modelo com mudança de nível, modelo com alteração no intercepto e na inclinação e modelo com mudança no intercepto, coeficiente e tendência.

3.2 Base de Dados

Para a análise da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul são utilizadas as seguintes séries: Dívida Pública (DPPIB); Receita Tributária (RTPIB); Resultado Primário (RPPIB) e Despesa Primária (DTSDPIB), estes foram extraídos da Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul (SEFAZ RS), e o Produto Interno Bruto (PIB) do Estado, o qual os dados foram extraídos da Fundação de Economia e Estatística (FEE).

As informações a respeito destas séries com periodicidade anual têm seu início em 1970 e seu término em 2015. A Receita tributária foi extraída do balanço financeiro de cada exercício; a Dívida Pública do balanço patrimonial onde é chamada de Passivo Permanente e consiste na soma da dívida fundada interna com a dívida fundada externa; o Resultado Primário foi obtido através da subtração da Receita tributária na Despesa Primária;¹ e a Despesa Primária é a Despesa Total menos o Saldo da Dívida. A Despesa total foi extraída da Demonstração das Variações Patrimoniais onde é chamada de Despesa Orçamentária, esta consiste na soma das despesas correntes e das despesas de capital. Já o Saldo da Dívida é obtido através dos juros da dívida mais a amortização e foram retiradas da Demonstração das Variações Patrimoniais.

É importante ressaltar que no ano de 2008, houve alteração na forma de contabilização das receitas e despesas do estado. Os dados passaram a ser fornecidos através de um relatório resumido, fornecido bimestralmente, a partir desse ano, os valores foram extraídos do 6º bimestre de cada ano que apresenta os dados acumulados.

4. Resultados

Conforme comentado inicialmente para a análise da estacionariedade das séries fiscais (sustentabilidade da política fiscal) são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Clemente-Montañés-Reyes. A Tabela 1 apresenta os resultados para o teste ADF e PP para a dívida pública, os resultados mostram que tanto nos dois testes, a dívida não é estacionária em nível, ou seja, se aceita a hipótese nula de não estacionariedade. No entanto, a série é estacionária na primeira diferença, logo, se trata de uma série integrada de ordem 1.

¹ Cabe destacar que este conceito é diferente da definição proposta pela Lei de Responsabilidade Fiscal. Se utiliza esta definição por dois motivos: 1) é mais próxima da ideia de resultado primário que aparece na restrição orçamentária do governo; e 2) não se tem uma série longa do resultado primário na definição da LRF.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária para a Dívida Pública

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (em nível)				
		Critérios de Informação		
	p-valor assintótico	AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,7158	217,883	226,451	221,003
Teste com constante	0,3889	215,361	225,643	219,105
Com constante e tendência	0,9162	217,287	229,282	221,655
Teste Phillips-Perron (em nível)				
$Z_t = -1,7227$ (p-valor: 0,4132)				
Coefficiente	p-valor			
Constante	0,0425 **			
DPPIB(-1)	4,85e-038 ***			
Teste Aumentado de Dickey-Fuller (primeira diferença)				
		Critérios de Informação		
	p-valor assintótico	AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,002246	215,896	222,75	218,392
Teste com constante	0,02117	216,93	225,497	220,05
Com constante e tendência	2,36E-08	221,76	230,448	224,944
Teste Phillips-Perron (primeira diferença)				
$Z_t = -8,63509$ (p-valor: 0,0000)				
Coefficiente	p-valor			
Δ DPPIB(-1)	0,2569			

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Gretl.

A Tabela 2 mostra os testes para as demais séries em nível. Os resultados indicam que o resultado primário (RPPIB), a receita tributária (RTPIB) e a despesa primária (DTSDPIB) são todas estacionárias em nível.

Os resultados obtidos para os testes de raiz unitária mais tradicionais apontam para uma possível sustentabilidade da política fiscal, uma vez que as variáveis receita tributária e despesa primária são estacionárias, logo atendem os critérios de sustentabilidade da política fiscal propostos por Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994).

No entanto, a Dívida Pública e o resultado primário apresentam resultados contraditórios, pois enquanto a primeira é não estacionária, a segunda se mostra estacionária nos testes até aqui realizados. Estes resultados diferem dos encontrados por Marques Junior (2005), que encontrou estacionariedade em ambas as séries. Ademais, os resultados aqui obtidos também diferem de Marques Junior e Jacinto (2006), que mostram que as séries de despesa primária e receita tributária são integradas de ordem um. Essa diferença de resultados certamente decorre da diferença entre os períodos analisados uma vez que Marques Junior (2005) utiliza os dados de 1970 a 1997, enquanto Marques Junior e Jacinto (2006) utilizam os dados de 1970 a 2003. Vale lembrar que há um acréscimo de 18 anos nas séries desde o primeiro estudo até o presente estudo.

Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária para o Resultado Primário, Receita Tributária e Despesa Primária

Resultado Primário				
Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
Série	Critérios de Informação			
	p-valor assintótico	AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,2266	139,133	142,702	140,456
Teste com constante	0,03684	138,749	142,362	140,096
Com constante e tendência	0,1055	139,989	145,409	142,01
Teste Phillips-Perron				
$Z_t = -3,0716$ (p-valor: 0,0360)				
Coefficiente	p-valor			
const	0,0120**			
RPPIB(-1)	6,94e-08 ***			
Receita Tributária				
Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
Série	Critérios de Informação			
	p-valor assintótico	AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,7751	77,0678	84,0185	79,6155
Teste com constante	0,888	78,7233	87,4117	81,908
Com constante e tendência	0,00191	58,7586	69,1846	62,5802
Teste Phillips-Perron				
$Z_t = -3,46356$ (p-valor: 0,0558)				
Coefficiente	p-valor			
const	0,0020***			
time	0,0038***			
RTPIB(-1)	3,24e-011 ***			
Despesa Primária				
Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
Série	Critérios de Informação			
	p-valor assintótico	AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,5654	147,683	152,967	149,632
Teste com constante	0,008282	145,845	149,458	147,192
Com constante e tendência	0,02073	146,127	151,547	148,148
Teste Phillips-Perron				
$Z_t = -3,65755$ (p-valor: 0,0082)				
Coefficiente	p-valor			
const	0,0003***			
RTPIB(-1)	2,94e-05 ***			

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software *Gretl*.

Por sua vez, em Oliveira e Marques Junior (2011) não se tem os resultados dos testes ADF por serem considerados viesados. Segundo os autores, são necessários testes que levem em conta as mudanças institucionais ocorridas no período analisado. Isto porque acredita-se

que a presença de quebras estruturais nas séries estudadas são motivos suficientes para alterar os resultados dos testes de raiz unitária ADF e PP. Neste sentido, se utiliza o teste proposto por Clemente-Montañés-Reyes (1998) que também foram utilizados em Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2011). O teste permite que sejam testadas até duas quebras estruturais com duas especificações distintas.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária com quebras estruturais

Variáveis	Quebra(s)		Estatística t	Valor crítico 5%	Estatística t (du1)
	Tipo	Ano(s)			
DPPIB	AO	1984***	-4,952	-3,56	11,855
	IO	1985***	-3,717	-4,27	3,109
	AO	1984***/2008	-5,267	-5,49	11,841
	IO	1980***/1985***	-4,367	-5,49	2,251
RPPIB	AO	1996	-1,806	-3,56	1,069
	IO	1997***	-7,178	-4,27	3,833
	AO	1996***/2000***	-3,131	-5,49	-5,16
	IO	1994***/1997***	-7,82	-5,49	-4,286
DTSDPIB	AO	1996**	-5,048	-3,56	2,646
	IO	1997	-5,803	-4,27	0,723
	AO	1995***/2000***	-2,063	-5,49	5,783
	IO	1994***/1997***	-7,576	-5,49	3,688
RTPIB	AO	1997***	-3,892	-3,56	6,624
	IO	1998***	-3,013	-4,27	2,806
	AO	1991***/2002***	-4,424	-5,49	2,189
	IO	1987***/1998***	-5,351	-5,49	4,611

Notas: *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%. Testes com melhor especificação destacados em negrito. Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Stata 12.

Conforme se observa na Tabela 3 foram encontradas quebras estatisticamente significativas em todas as séries, o que justifica a necessidade de considerá-las nos testes de raiz unitária. Considerando os modelos que apresentaram o melhor ajustamento (coeficientes para quebras mais significativos estatisticamente e destacados em negrito) é possível observar que alguns testes apresentam resultados distintos dos apresentados nos testes ADF e PP. Por exemplo, a Dívida Pública, na especificação que apresenta uma quebra abrupta (AO) e significativa no ano de 1984 mostra que a Dívida Pública é estacionária, pois a estatística do teste (-4,95) é inferior ao valor crítico para esta especificação (-3,56), logo, se rejeita a hipótese nula de não estacionariedade. Esta quebra estrutural pode ser explicada pelo aumento ocorrido na dívida em decorrência do aumento das taxas de juros internacionais ocasionadas pela crise do petróleo, algo que levou vários países e estados endividados a terem dificuldades em administrar as suas dívidas.

Para o resultado primário, na presença de uma quebra abrupta (AO) em dois períodos (1996 e 2000) se conclui que a série é não estacionária. O mesmo ocorre com a Despesa Primária, que possui duas quebras abruptas (1995 e 2000), em que não se pode rejeitar a hipótese de não estacionariedade desta série. Estas quebras provavelmente refletem os efeitos

de duas mudanças institucionais relevantes, ocorridas no período, a renegociação da dívida mobiliária dos estados juntos a União e a promulgação Lei de Responsabilidade Fiscal em 2000.

Por sua vez, o teste para a Receita Tributária com uma mudança abrupta no ano de 1997, mostra que se deve rejeitar a hipótese de não estacionariedade a um nível de significância de 5%, entretanto, tal teste muda a sua interpretação se for considerado um nível de significância de 1%. Portanto, este resultado deve ser interpretado com cautela.

Mas, vale lembrar que estes testes não são definitivos, pois mesmo que estas séries não sejam individualmente não estacionárias, tal como mostram os testes que permitem a presença de quebras estruturais, estas podem apresentar uma combinação linear que seja estacionária. Considerando estes fatores, serão feitos testes de cointegração, pois ainda que as variáveis sejam não estacionárias, a política fiscal será sustentável caso haja cointegração entre a dívida pública e o resultado primário e entre a receita tributária e a despesa primária.

Tabela 4 - Teste de cointegração de Johansen para as séries Dívida Pública e Resultado primário e Receita Tributária e Despesa Primária

DPPIB e RPPIB					
Número de defasagens	Ordem (posto)	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
6	0	9,4491	0,3315	6,5801	0,5478
	1	2,8690	0,0903	2,8690	0,0903
5	0	6,8817	0,5973	4,1292	0,8397
	1	2,7525	0,0971	2,7525	0,0971
4	0	11,6260	0,1780	8,5051	0,3373
	1	3,1207	0,7730	3,1207	0,0773
3	0	10,1350	0,2754	6,6558	0,5386
	1	3,4791	0,0621	3,4791	0,0621
2	0	11,1410	0,2061	6,9612	0,5022
	1	4,1797	0,0409	4,1797	0,0409
1	0	14,2080	0,0764	10,0830	0,2105
	1	4,1243	0,0423	4,1243	0,0423
RTPIB e DTSDPIB					
Número de defasagens	Ordem (posto)	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
6	0	9,1768	0,3558	6,9203	0,5070
	1	2,2566	0,1330	2,2566	0,1330
5	0	11,7720	0,1702	10,7630	0,1690
	1	1,0098	0,3150	1,0098	0,3150
4	0	8,1189	0,4601	7,5968	0,4300
	1	0,5220	0,4700	0,5220	0,4700
3	0	7,8282	0,4911	5,8903	0,6328
	1	1,9379	0,1639	1,9379	0,1639
2	0	10,8450	0,2250	7,7024	0,4185
	1	3,1423	0,0763	3,1423	0,0763
1	0	15,9600	0,0409	12,3470	0,0980
	1	3,6127	0,0573	3,6127	0,0573

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Gretl.

Para se testar a hipótese de haver cointegração entre as séries foram realizados testes de Johansen com até seis defasagens para ambos os modelos. Os resultados encontrados mostram que não existe cointegração entre Dívida Pública e Resultado Primário em nenhuma das especificações estimadas. O mesmo ocorre para a Receita Tributária e a Despesa Primária, contudo, há um indício de cointegração no teste realizado com uma defasagem. O teste do Traço a partir desta especificação indica que se pode rejeitar a hipótese nula de posto igual a zero ao nível de significância de 5%. Todavia, o mesmo resultado não é confirmado pelo teste do máximo autovalor. Portanto, tal resultado deve ser visto com ressalvas uma vez que se trata de apenas uma especificação e apenas um teste (não robusto a presença de quebras estruturais) que indicam a existência de cointegração.

Tabela 5- Teste de cointegração de Gregory e Hansen para a Receita Tributária e Despesa Primária

Modelo 1 - Mudança de Intercepto					
			Valores Críticos Assintóticos		
	Estatística	Data	1%	5%	10%
ADF	-4,87	2001	-5,13	-4,61	-4,34
Zt	-4,48	2001	-5,13	-4,61	-4,34
Za	-28,32	2001	-50,07	-40,48	-36,19
AIC	150,45	BIC	155,93	HQC	152,50

Modelo 2 - Mudança de Nível					
			Valores Críticos Assintóticos		
	Estatística	Data	1%	5%	10%
ADF	-5,01	2001	-5,45	-4,99	-4,72
Zt	-4,98	2001	-5,45	-4,99	-4,72
Za	-31,49	2001	-57,28	-47,96	43,22
AIC	142,30	BIC	149,61	HQC	145,04

Modelo 3 - Mudança de regime c/mudança intercepto e inclinação do coeficiente					
			Valores Críticos Assintóticos		
	Estatística	Data	1%	5%	10%
ADF	-4,89	2000	-5,47	-4,95	-4,68
Zt	-5,14	1994	-5,47	-4,95	-4,68
Za	-33,76	1994	-57,17	-47,04	-41,85
AIC	150,82	BIC	158,14	HQC	153,57

Modelo 4 - Mudança de regime c/mudança intercepto, coeficiente e tendência					
			Valores Críticos Assintóticos		
	Estatística	Data	1%	5%	10%
ADF	-5,74	1987	-6,02	-5,5	-5,24
Zt	-5,77	1993	-6,02	-5,5	-5,24
Za	-40,21	1993	-69,37	-58,58	-53,31
AIC	159,74	BIC	170,71	HQC	163,85

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Stata 12.

Nota: Testes com menor valor de estatística destacados em negrito.

Neste contexto, é possível afirmar que os resultados até aqui apresentados não são conclusivos a respeito da sustentabilidade da Política Fiscal do Rio Grande do Sul. Os testes mais robustos (que permitem a existência de quebras estruturais) indicam que a Dívida Pública e o Resultado Primário possuem ordem de integração diferentes, pois enquanto a Dívida pública é estacionária, o resultado primário é não estacionário. Estes mesmos testes indicam que a despesa primária e a receita tributária não são estacionárias. Esta condição permite se testar a cointegração entre estas duas últimas séries com o teste de cointegração proposto por Gregory e Hansen (1996). O mesmo não pode ser feito para as séries Dívida Pública e Resultado Primário porque estas apresentam ordens de integração diferentes.

O teste de cointegração de Gregory e Hansen permite a presença de quebras que podem ter mudança de intercepto (modelo 1), mudança de nível (modelo 2), mudança de regime c/mudança intercepto e inclinação do coeficiente (modelo 3) e mudança de regime c/mudança intercepto, coeficiente e tendência (modelo 4). Em cada especificação se deve escolher a estatística (ADF, Z_t e Z_a) com o menor valor para comparar com os valores críticos assintóticos (GREGORY E HANSEN, 1996).

Os resultados da Tabela 5 indicam que não se pode aceitar a hipótese nula de não cointegração ao nível de 5% entre a despesa primária e a receita tributária nos modelos 1 e 4. No entanto, os resultados mostram que não se pode rejeitar a hipótese de não cointegração ao nível de significância de 5% nos modelos 2 e 3 e em nenhum modelo ao nível de significância de 1%. O modelo que apresenta o melhor ajustamento (menores critérios de informação) é o modelo 2 e, por esta razão, este é o modelo considerado. Este modelo apresenta todos os coeficientes significativos ao nível de 1% e os seus testes Z_t e Z_a aceitam a hipótese nula de inexistência de cointegração, enquanto o teste ADF, rejeita esta hipótese, porém no limite do valor crítico de 5%.

Desta maneira, apesar de apresentar alguma ambiguidade, é possível concluir que, a partir do teste de Gregory e Hansen, não há uma relação de cointegração robusta entre a receita tributária e a despesa primária. Logo, não se pode afirmar que a política fiscal de estado do Rio Grande do Sul é sustentável no conceito proposto por Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994). Além disso, é possível afirmar também que a política fiscal não é sustentável no conceito de Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989) Trehan e Walsh (1991), isto porque a política fiscal é sustentável somente se o resultado primário e a dívida pública são séries estacionárias, o que não é o caso quando são considerados os testes de raiz unitária com quebras estruturais.

5. Conclusão

Este trabalho teve por objetivo avaliar a sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul, ou seja, se a restrição orçamentária intertemporal é satisfeita no longo prazo. Ao realizar os mais variados testes de raiz unitária e cointegração com a presença ou não de quebras estruturais, o artigo conclui que a política fiscal do estado não é sustentável. Este resultado difere dos encontrados pelos estudos de Marques Junior (2005), Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2009).

As razões para esta diferença são as seguintes. Em primeiro lugar, o tamanho de amostra, pois foram acrescentados dezoito anos em relação ao primeiro estudo. Em segundo lugar, a diferença de metodologia, pois em nenhum dos estudos anteriores realizaram-se testes de cointegração que permitissem a presença de quebras estruturais. Em terceiro lugar, o período acrescentado neste estudo em relação ao último estudo (de 2007 a 2015) é marcado por sérios problemas financeiros com aumento das despesas e queda de receita, em particular no período recessivo que teve início em 2014.

Os resultados obtidos mostram que os problemas das as finanças públicas não são apenas de curto prazo, mas também de longo prazo, uma vez que a dívida pública apresenta uma trajetória insustentável.

Cabe salientar, que assim como afirmam Oliveira e Marques Júnior (2009) esta “insustentabilidade” pode ser temporária e está condicionada a possíveis mudanças do regime fiscal. Em outras palavras, a política fiscal é insustentável se nada for mudado, mas nada impede que reformas sejam feitas com o intuito de aumentar receitas e reduzir despesas de forma que o governo do estado seja capaz de honrar os seus compromissos. Todavia, se sabe que não se trata de uma tarefa fácil dada a resistência de grupos de interesse em ambos os lados da contabilidade governamental. De qualquer forma, o regime fiscal deve ser mudado para que o estado se torne solvente.

Por fim, apesar do presente estudo ampliar o período em análise, a amostra dos dados ainda é muito pequena para garantir testes com alto poder (capacidade de rejeitar a hipótese nula quando esta é falsa), ou seja, ainda se tem uma chance relativamente alta de cometer os erros de tipo II, ou seja, aceitar que as séries são não estacionárias e que não há cointegração quando na verdade o contrário ocorre. Infelizmente esta é uma limitação difícil de ser superada, dado que as informações a respeito as finanças estaduais tem periodicidade anual e só começaram a ser divulgadas em 1970. Neste caso, a superação destas limitações passa pela busca de novas metodologias que sejam mais robustas a amostras pequenas.

Referências Bibliográficas

- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". **Journal of the American Statistical Association**, 74(366), 427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". **Econometrica**, 49(4), 1057-1073, 1981.
- BLANCHARD, Olivier. "Macroeconomia" 5º ed. São Paulo: **Pearson**, 2011.
- BUENO, R. L. S. "Econometria de Séries Temporais". São Paulo: **Cengage Learning**, 2011.
- CAPORALE, G.M. "Bubble Finance and Debt Sustainability: a Test of the Government's Intertemporal Budget Constraint". **Applied Economics**, 27(12), 1135-1143, 1995.
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean". **Economic Letters**, 59, 175-182, 1998.
- CONTE, N. C. "Desempenho fiscal do estado do Rio Grande do Sul: uma análise do período pós Lei de Responsabilidade Fiscal, 2004 a 2012". **Teoria e Evidência Econômica** – 20(43), 262-282, 2014.

- CORSETTI, G.; ROUBINI, N. "Fiscal Deficits, Public Debt, and Government Solvency: Evidence from OECD Countries". Cambridge: **NBER Working Paper** 3658, 1-39, 1991.
- CURTASU, A. R. "How to Assess Public Debt Sustainability: Empirical Evidence for the Advanced European Countries". **Romanian Journal of Fiscal Policy**, 2(2), 20-43, 2011.
- ELLIOT, G.; KEARNEY, C. "The Intertemporal Government Budget Constraint and Tests for Bubbles". **Research Discussion Paper**, 8809, mimeo, 1988.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*", 55(2), 251-76, 1987.
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". **Journal of Econometrics**, 70(1), 99-126, 1996.
- GREINER, A.; SEMMLER, W. "An Inquiry into the Sustainability of German Fiscal Policy: Some Time-Series Tests". **Public Finance Review**, 27(2), 221-236 1999
- HAKKIO, C. S.; RUSH, M. "Is the Budget Deficit "Too Large"?". **Economic Inquiry**, 29(3), 429-445, 1991.
- HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. "On the Limitations of Government Borrowing: a Framework for Empirical Testing". **The American Economic Review**, 76(4), 808-819, 1986.
- HATEMI, J. A. "Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration". **Empirical Economics**, 35(3), 497-505, 2008.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. "Econometria". 2º ed. São Paulo: **Saraiva**, 2009.
- ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. "Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: Time series evidence from 1947-1992". **Journal of Development Economics**, 62, 131-147, 2000.
- KEYNES, J. M. "A Tract on Monetary Reform". 6.ed. The Collected Writings of John Maynard Keynes: **Macmillan**, 1-209, 1923.
- LUPORINI, V. "Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence". **Revista Brasileira de Economia**, 54(2), 201-226, 2000.
- MAKRYDAKIS, J.S. "Policy Regime Changes and Long Run Sustainability of Fiscal Policy: An Application to Greece". **Economic Modelling**, 16(1), 71-86, 1999.
- MARQUES JUNIOR, L. S. "A dívida pública do RS e a proposta de se recriar dívida estadual junto aos bancos privados". **Ensaio FEE**, Porto Alegre, 34(Número Especial), 955-982, 2013.
- MARQUES JUNIOR, L. S. "Existe espaço fiscal para o RS?". **Carta de Conjuntura FEE**, 25 mimeo, 2015.
- MARQUES JUNIOR, L. S. "A sustentabilidade da política fiscal do RS (1970-1997)." **Ensaio FEE**, 26(Número Especial), 249-270, 2005.
- MARQUES JUNIOR, L. S.; JACINTO, P. A. "Uma retomada da discussão sobre a sustentabilidade da política fiscal do Rio Grande do Sul." **IX Encontro de Economia da Região Sul**, 21(2), 263-280, 2006.
- NDORICIMPA, A. "Structural breaks and fiscal deficit sustainability in EAC countries: Empirical Evidence". **Finance and Management Sciences**.1(6), 391-399, 2013.

- OLIVEIRA, C. A.; MARQUES JUNIOR, L. S. "Dinâmica de Transição e Sustentabilidade da Política Fiscal no Rio Grande do Sul." **Economia** 12(3), 581-607, 2009.
- PASTORE, A. C. "Déficit Público, a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime 60 Monetário Brasileiro". **Revista de Econometria**, 14(2), 177-234, 1995.
- PHILLIPS, P.; PERRON, P. "Testing for a unit root in time series regression". **Biometrika**, 75(2), 335-346, 1988
- RIO GRANDE DO SUL. **Balço geral do Estado do Rio Grande do Sul**. s.d. <http://www.sefaz.rs.gov.br> (acesso em 15 de Agosto de 2016).
- SANTOS, D. F. C.; CALAZANS, R. B. "A crise da dívida pública do RS – Fundamentos, evolução e perspectivas/1970- 1998." **Assembleia Legislativa do Estado do Rio Grande do Sul** (Comissão de Finanças e Planejamento), mimeo, 1999.
- TANNER, E.; LIU, P. "Is the Budget Deficit Too Large? Some Further Evidence". **Economic Inquiry**, 32(3), 511-518, 1994.
- TREHAN, B.; WALSH, C. "Common Trends, the Government Budget Constraint, and Revenue Smoothing". **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 425-444, 1988.
- TREHAN, B.; WALSH, C. E. "Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits". **Journal of Money, Credit, and Banking**, 23(2), 206–223, 1991.
- WILCOX, D. "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint". **Journal of Money, Credit and Banking**, 21, 291-306, 1989.