

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE – FURG
INSTITUTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, ADMINISTRATIVAS E
CONTÁBEIS – ICEAC
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

DANIELA PIAS

**A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL DO RIO GRANDE DO SUL:
UMA ANÁLISE DE 1970 A 2015.**

Rio Grande
2017

Daniela Pias

**A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL DO RIO GRANDE DO SUL:
UMA ANÁLISE DE 1970 A 2015.**

Monografia apresentada como requisito parcial
para obtenção de título de Bacharel pelo curso
de Ciências Econômicas da Universidade
Federal do Rio Grande.

Orientador: Prof. Dr. Cristiano Aguiar de
Oliveira

Rio Grande
2017

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por me dar força e não me deixar desistir.

Agradeço aos meus pais Paulo e Marisa pelo apoio, compreensão, amor e incentivo que sempre me deram, sem vocês nada disso seria possível, vocês são o meu bem mais precioso.

A minha irmã por ser um exemplo, por me incentivar de sempre e me fazer desejar essa conquista.

Ao meu irmão e minha cunhada pelo amor e preocupação que sempre tiveram por mim.

Aos meus avós, por cada oração e intercessão, com certeza fizeram toda a diferença nessa trajetória.

Aos amigos que estiveram comigo nesse momento, as minhas colegas de trabalho Elis Regina, Daniela e Sheron por todas as dicas e brincadeiras que me ajudaram nos momentos tensos.

Aos colegas que já se formaram, e aqueles que permanecem na caminhada, jamais me esquecerei de vocês. E principalmente a turma que se forma comigo, em especial a Gabriela e Cristielen que foram além de colegas, se tornando verdadeiras amigas.

Aos meus sogros e amigos Ana e Luiz que me aturaram estudando nos fins de semana e pelas conversas e conhecimento compartilhado. Também ao meu ex marido Thiago pela amizade e apoio que sempre me deu.

Aos mestres, Rodrigo Ávila, Audrei Cadaval, Gibran Teixeira e Patrícia Abdallah, professores como vocês nos inspiram, obrigada por cada aula e pelo conhecimento transmitido nesse período.

E principalmente ao meu orientador Cristiano Oliveira, pela paciência, compreensão e amizade, sem isto não teria conseguido, obrigada pelos ensinamentos e incentivo que me transmitiu e por ser um exemplo de pesquisador, incansável e presente.

Por fim agradeço a todos que direta ou indiretamente contribuíram com a minha formação.

RESUMO

O presente estudo 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

SUMÁRIO

1. Introdução	9
2. Referencial Teórico	13
3.1. A Restrição Orçamentária do Governo	13
3. Metodologia e Dados	16
4.1. Análise de Estacionariedade	16
4.1.1. Teste Dickey-Fuller Aumentado.....	18
4.1.2 Teste de Phillips-Perron	18
4.1.3 Clemente-Montañés-Reys	20
4.2. Análise de Cointegração.....	21
4.2.1 Teste de Johansen	22
4.2.2 Teste de Gregory e Hansen.....	23
4.3 Base de Dados	26
4. Resultados	30
4.1 Testando a estacionariedade das variáveis	30
4.1.1 Teste ADF e PP	30
4.1.2 Teste Clemente e Montañés-Reyes	33
4.2 Testando a cointegração das variáveis.....	36
4.2.1. Teste de Cointegração– de Johansen.....	36
4.2.2. Teste de Cointegração com Quebra Estrutural - Gregory e Hansen	38
5. Conclusão	41
Referencias Bibliográficas	43

LISTA DE GRAFICOS

Gráfico 1 - Resultado primário, receita tributária e despesa primária em relação ao PIB (1970 a 2015)	27
Gráfico 2 - Dívida Pública em relação ao PIB (1970 a 2015)	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária para DPPIB.....	30
Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária para Δ DPPIB	31
Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária para RPPIB.....	31
Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária para RTPIB.....	32
Tabela 5 - Testes de Raiz Unitária para DTSDPIB	32
Tabela 6 - Teste Clemente-Montañés-Reyes.....	33
Tabela 7 - Teste Johansen DPPIB e RPPIB – RTPIB e DTSDPIB	37
Tabela 8 - Resultados dos modelos propostos pelo teste de Gregory e Hansen	38

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Teste Clemente Montañés DPAO 1984	34
Figura 2 - Teste Clemente Montañés RP AO 1997	35
Figura 3 - Teste Clemente Montañés DTSD AO 1984.....	35
Figura 4 - Teste Clemente Montañés RT AO 1984	36

1. Introdução

A sustentabilidade da dívida pública tem sido um assunto de extrema importância com o passar dos anos, segundo Curtasu (2011), a maior preocupação dos pesquisadores que estudam este assunto, é que a dívida não cresça de forma que ultrapasse a receita do governo, ou seja, não afete a solvência fiscal do estado. No Brasil, não é diferente, o número de estudos sobre o assunto vem crescendo com o intuito de evitar que um crescimento desordenado da dívida venha a prejudicar as condições macroeconômicas e assim o bem estar da população.

Segundo Marques Junior (2013), entre os anos de 1980 e 1990 o governo federal se financiava através de senhoriagem, que nada mais é do que a emissão de moeda, dessa forma o endividamento não era percebido pela população. Depois de diversas tentativas de acabar com essa prática geradora de inflação, através do congelamento de preços e salários, o governo obteve sucesso com a chegada do plano Real em 1994 que buscava controlar a inflação através da unidade real de valor conhecida como URV paralela a nova moeda chamada de Real e uma política monetária rígida devido a fixação do câmbio. Essa nova postura, adotada pelo governo, gerou aumento do serviço da dívida e diminuição da receita de senhoriagem, levando assim o país a se financiar através da emissão de títulos e levando os estados a refinanciarem suas dívidas através da união.

A partir de 1999, pôde-se ver uma forte mudança de postura fiscal, o governo passou a adotar metas de inflação, consolidando em 2000 a Lei de responsabilidade fiscal, que trata-se de um conjunto de normas e limites para controlar as finanças pública. Com a lei em vigor, os estados passaram a ter um limite de endividamento de 200% da receita corrente líquida, que é a receita do governo estadual, como tributos, menos as transferências feitas para os municípios. Segundo Conte (2014), esse limite não tem sido obedecido pelo estado desde que foi implementado.

Nos anos entre 1996 e 1998, o estado do Rio Grande do Sul (RS) não se tornou inadimplente devido às diversas privatizações ocorridas no período.

O refinanciamento ocorrido em 1998, ao invés de diminuir o principal da dívida com os pagamentos realizados, aumentou ainda mais. Essa passou de 7,7 bilhões em 1998 para 16,9 bilhões em 2010, nesse ano o serviço da dívida renegociada comprometeu 10,8% da receita líquida real (RLR) que é a receita obtida nos 12 meses anteriores ao mês da apuração. O serviço total da dívida, que são os encargos da dívida e juros pagos, correspondeu a 20,1% da RLR. Entre 2012 e 2015, os encargos da dívida e a taxa de juros de 6% ao ano levaram ao excessivo crescimento do estoque da dívida.

A partir do ano de 2008 a 2010, as metas do estado eram crescentes e os resultados foram superavitários, contudo, a partir de 2010 as metas foram decrescendo, nesse ano, houve eleições para governador e o resultado foi deficitário, esse quadro foi agravando com o passar dos anos e essa mudança de postura fiscal levou o estado a deterioração fiscal atual.

Devido a este cenário, Segundo 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, foi este cenário que levou o governo do estado a parcelar os salários dos servidores, atrasar suas obrigações e ainda utilizar os depósitos judiciais como financiamento.

Devido a essa crise econômica e fiscal vivida a partir de 2010 no Brasil e no estado do Rio Grande do Sul, a sustentabilidade da política fiscal passa a ser questionada, se tornando um assunto ainda mais importante, e para analisar se essa trajetória de emissão de dívida é sustentável, diversos autores analisaram diferentes economias, e através de variadas metodologias alcançaram diferentes conclusões. Hamilton e Flavin (1986) estudaram os déficits no governo dos Estados Unidos no pós-guerra no período de 1962 a 1984, dando continuidade ao seu trabalho, Trehan e Walsh (1988) utilizando o déficit total ao invés do saldo orçamentário primário, analisaram o período de 1890 a 1983 e Wilcox(1989) que também baseou-se no trabalho de Hamilton e Flavin (1985), contudo, alertaram para uma possível mudança estrutural que impediria o estudo da série como um todo. Trehan e Walsh (1991) também analisaram a dívida pública e os déficits orçamentários entre 1960 e 1984. Os autores trouxeram a idéia de que para que a restrição orçamentária do governo

fosse satisfeita, ou seja, os gastos não excedesse as arrecadações de forma desordenada, deveria haver cointegração entre déficit primário e a dívida, ou seja, que essas duas variáveis tenham tendências semelhantes, e haja estacionariedade na quase diferença do déficit primário. Outros autores utilizaram metodologia semelhante para avaliar a sustentabilidade da política fiscal de outros países. Por exemplo, Corsetti e Roubini(1991) estudaram a sustentabilidade para os países da OCDE; Caporale (1995) estudou o déficit e a estacionariedade para os países da EU; Makrydakis, Tzavalise e Balfoussias(1999) estudaram a política fiscal da Grécia no período de 1958 a 1995; Greinere e Semmler (1999) estudaram a política fiscal no período entre 1955 a 1994 na Alemanha; Elliot e Kearney(1988) utilizaram a cointegração para testar o financiamento do déficit fiscal para a Alemanha; Hakkio e Rush (1991) utilizaram testes de cointegração entre receita e a despesa dos Estados Unidos entre 1950 e 1988; Tanner e Liu (1994) estudaram a sustentabilidade do governo dos Estados Unidos como Hakkio e Rush, contudo seus resultados divergiram do estudo anterior; Quintos (1995) utilizou resultados trimestrais de receita e despesa pública entre 1947 e 1992 utilizando além do teste de cointegração, teste de cointegração com quebras estruturais, para entender possíveis mudanças nas séries.

Assim como os autores citados acima, alguns trabalhos sobre a sustentabilidade da política fiscal foram realizados para o Brasil. Pastore (1995) estudou a sustentabilidade da dívida pública brasileira; Luporini (2000) estudou a sustentabilidade da política fiscal brasileira a partir de 1965; Isler e Lima (2000) estudaram o equilíbrio das finanças públicas brasileiras no período entre 1947 a 1992 utilizando testes de raiz unitária e cointegração.

Neste mesmo intuito, 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, como resultado, assim como os estudos anteriores, a política fiscal se mostrou sustentável.

O presente estudo além de atualizar a base de dados utilizada por Marques Junior (2005), Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2009), estendendo o período até o ano de 2015, abordou todos os métodos utilizados até então, com o objetivo de avaliar se os gastos públicos do RS permanecem sendo estacionários como nos outros períodos analisados, levando em conta as mudanças geradas nesse período, a crise vivida a partir de 2010, a dificuldade do estado em honrar seus compromissos, o parcelamento dos salários e a utilização dos depósitos judiciais como financiamento.

Para análise da sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul, foi utilizada as séries Dívida Pública (DPPIB); Receita Tributária (RTPIB); Resultado Primário (RPPIB) e Despesa Primária (DTSDPIB), e o Produto Interno Bruto (PIB) do RS no período de 1970 a 2015 a análise será feita através dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller e Philips-Perron, testes de raiz unitária com quebras estruturais Clemente-Montañés-Reys, teste de cointegração Johansen e teste de cointegração com quebra Gregory Hansen, na busca de resultados com maior robustez.

O trabalho está organizado da seguinte maneira, após essa introdução, é apresentada a fundamentação teórica que servirá de base para os testes realizados sobre o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal do governo. No capítulo três é apresentada a metodologia econométrica e a base de dados utilizada, o quarto capítulo apresenta os resultados obtidos através dos testes e faz uma breve discussão a respeito destes. E por fim, o último capítulo trata das considerações finais.

2. Referencial Teórico

Ao estudar a sustentabilidade da dívida pública, Curtasu (2011) explica que um governo recorre a emissão de dívida ou de moeda com o objetivo de manter um dado nível de investimento, seja em criação de emprego, infraestrutura entre outros. Como a emissão de moeda é fonte geradora de inflação, a opção mais utilizada é a emissão de dívida. Essa emissão de dívida é aceita desde que de forma controlada. Keynes (1923) foi o primeiro economista a trazer a ideia de que déficits estruturais deveriam ser evitados, segundo ele, os déficits gerados em momentos de recessão, deveriam ser compensados por superávits em momentos de expansão.

3.1. A Restrição Orçamentária do Governo

Assim como as famílias, o governo possui uma restrição orçamentária a ser respeitada. Segundo Oliveira e Marques Junior (2009), é possível a adoção de diferentes regimes de política fiscal ao longo do tempo, podendo ter como objetivo a estabilização da política fiscal ou a redução da amplitude dos ciclos econômicos.

Existem ainda, formas do governo se financiar, sem desrespeitar a restrição orçamentária, no Brasil a emissão de títulos hoje é um privilégio do governo federal, com a chegada do Plano Real em 1994, o governo federal não pode mais emitir moeda, passando a se financiar através da emissão de títulos e os governos estaduais se viram obrigados a refinaranciar suas dividas através do programa de reestruturação fiscal do governo federal.

É através da combinação entre a restrição orçamentária, gastos públicos e receita tributária que levará o governo a uma escolha entre uma política fiscal expansionista ou restritiva. Além disso, o governo tem a opção do endividamento que só é possível dada a 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:

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

A equação relaciona a variação da dívida pública com o nível inicial da mesma.

- rB_{t-1} é o pagamento de juros sobre a dívida.
- $G_t - T_t$ é o resultado primário, também chamado de déficit ou superávit primário $T_t - G_t$.
- B_t é o estoque da dívida pública.

A restrição orçamentária do governo, não admite a coleta de senhoriagem, uma vez que os estados não podem emitir moeda e nem títulos públicos.

Rearranjando os termos da equação (1) e dividindo pelo produto real Y_t , temos:

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

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

A exemplo de Marques Junior (2016), 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:

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

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 colocados 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 correntes e futuro em determinado ponto do tempo. Lembrando que quando a dívida pública e os superávits primários forem estacionários, também há sustentabilidade.

É possível concluir através da equação (5), que a restrição será respeitada quando a dívida pública e os resultados primários não são estacionários, mas são cointegrados, e quando a receita e a despesa primária são cointegradas, tendo a taxa de crescimento do produto igual à taxa de juros paga.

Para a análise da estacionariedade, serão utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron e Clemente-Montañés-Reyes, que permite a presença de quebras estruturais na série; para análise da cointegração, o teste de Johansen, e o teste de Gregory e Hansen (1996) para análise de cointegração com quebras estruturais.

3. Metodologia e Dados

A análise da sustentabilidade da política fiscal no Estado do Rio Grande do Sul será realizada através dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado e o teste de Phillips-Perron, para avaliar se as séries são estacionárias. Feito isto, no caso em que estas não sejam estacionárias, o próximo passo é testar a cointegração através do teste de Johansen, e o testes de cointegração com quebras estruturais Gregory e Hansen, as séries utilizadas serão, Dívida Pública/PIB (DPPIB) e Receita Tributária/PIB (RTPIB), Resultado Primário/PIB (RPPIB) e Despesa Primária/PIB (DTSDPIB), além disso, a exemplo de Oliveira e Marques Junior (2009) e Nduricimpa (2013), serão consideradas as mudanças de regime ocorridas no período. A escolha das variáveis deu-se devido à restrição orçamentária do governo e a sua capacidade de endividamento. Os dados foram retirados do sítio da Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul (SEFAZ RS), e os dados do Produto Interno Bruto (PIB) do Estado, foram retirados do sítio da Fundação de Economia e Estatística (FEE).

4.1. Análise de Estacionariedade

Segundo Bueno (2011), a série estacionária é aquela que flutua em torno de uma mesma média e permitem análises de equilíbrio. Um processo estocástico estacionário possibilita estimação e previsão. Para a 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 limitante, 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 fim de ter um conceito menos restritivo que é chamado de estacionariedade fraca. Esta ocorre quando simultaneamente o segundo momento não centrado for finito, ainda que desigual em diferentes períodos ($E|y_t|^2 < \infty$), a média for igual para todos os períodos ($E(y_t) = \mu, \text{ para todo } t \in \mathbb{Z}$), e a variância for sempre igual para todo período e a

autocovariância não depender do tempo, embora possa depender da distância temporal entre as observações ($E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$).

Segundo Curtasu (2011), uma série estacionária é uma série plana, sem tendência e sua variação é constante ao longo do tempo, possui uma estrutura de autocorrelação constante, e sem sazonalidade. Caso a série não tenha essas características, ou seja, não seja estacionária, significa que a série não tem tendência definida de retornar a um valor constante, ou uma tendência linear.

Assim, para testar a estacionariedade das variáveis, desconsiderando possíveis quebras estruturais, neste estudo serão realizados inicialmente 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:

$$y_t = \phi_1 L y_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$y_t - \phi_1 L y_t = \varepsilon_t$$

$$(y_t - \phi_1 L) y_t = \varepsilon_t$$

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.

Ou seja, quando uma série apresenta raiz unitária, ela não é estacionária. No entanto, possivelmente esta série seja estacionária ao tirar a primeira diferença. Neste caso, se diz que a mesma é integrada de ordem 1.

4.1.1. Teste Dickey-Fuller Aumentado

O primeiro teste de raiz unitária a ser utilizado neste estudo é, o teste desenvolvido por Dickey e Fuller (1979 e 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 a distribuição do passeio aleatório, e sim, a distribuição τ , tabulada por Dickey Fuller (1979) com base na simulação de Monte Carlo.

4.1.2 Teste de Phillips-Perron

Apesar dos testes DF e ADF serem os mais antigos e utilizados, estes 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, que permite que este seja consistente mesmo quando há variáveis defasadas dependentes e os erros são correlacionados.

As equações estimadas e os testes designados por Phillip-Perron, são idênticos aos de Dickey e Fuller.

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 sobre a hipótese nula de raiz unitária.

Esquemáticamente, a correção, $z_{t,\mu}$, empregada por Phillips e Perron para τ_μ é sequencialmente estimada da seguinte forma: dado y_0 (o procedimento para z_t e $z_{t,\tau}$ é análogo, por isso omitido):

- i. Estima-se as seguintes médias:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}, \bar{y}_{-1} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}}{T} \quad (9)$$

- ii. Estima-se o parâmetro de maior interesse:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})(y_t - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2} - 1 \quad (10)$$

- iii. Estima-se a constante ou drift:

$$\hat{\mu} = \bar{y} - (\hat{\alpha} + 1)\bar{y}_{-1} \quad (11)$$

- iv. Estima-se a variância populacional da regressão:

$$\hat{\sigma} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}{T} = \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\mu} - \hat{\alpha} y_{t-1})^2}{T} \quad (12)$$

- v. Calcula-se o desvio-padrão do parâmetro de interesse:

$$s(\hat{\alpha}) = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \quad (13)$$

- vi. Calcula-se a estatística de Dickey e Fuller:

$$\hat{t}_\mu = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})} \quad (14)$$

- vii. Estima-se a variância de longo prazo, HAC:

$$\hat{v}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega\left(\frac{j}{M+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} \quad (15)$$

- viii. Calcula-se a estatística de Phillips e Perron:

$$\hat{z}_{t,\mu} = \hat{t}_\mu \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{v}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{v} \sqrt{T^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}}\right) \quad (16)$$

O termo \hat{v}^2 representa a variância de longo prazo, em que estão incluídas todas as autocovariâncias do processo u_t .

4.1.3 Clemente-Montañés-Reys

O teste de Clemente-Montañés (1998), permite testar a existência de raiz unitária em séries com quebras estruturais. Este teste apresenta diferentes alternativas frente a diferentes formas de quebras estruturais, são eles: i) Outlier Aditivo (OA), que captura mudanças abruptas e ii) Outlier Inovacional (OI) que captura mudanças graduais na série. Desta forma, o modelo a ser estimado será:

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \hat{y}_t \quad (17)$$

Onde $DU_{mt} = 1$ para $t > T_{bm}$ e 0 para caso contrário, para $m = 1,2$. Os resíduos da equação (17), \hat{y}_t , são utilizados com variáveis dependente do modelo OA, ou seja, é estimado o seguinte modelo:

$$\hat{y}_t = \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DT_{b1,t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DT_{b2,t-1} + \alpha \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \alpha \hat{y}_{t-1} + e_t \quad (18)$$

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 expressa os choques na série (os efeitos de δ_1 e δ_2 , da equação) (6) da seguinte forma:

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + DT_{b1,t} + DT_{b2,t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \hat{y}_{t-1} + e_t \quad (19)$$

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. As quebras estruturais sugeridas pelo teste de raiz unitária de Clemente-Montañés-Reys são significativas ao nível de 5%.

4.2. Análise de Cointegração

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, dizemos 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.

Supondo que as variáveis cointegradas x_t e y_t representam no presente estudo, respectivamente, dívida pública e receita tributária, elas exibem uma relação de equilíbrio de longo prazo definida por $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + e_t$, onde e_t é o erro de equilíbrio.

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

4.2.1 Teste de Johansen

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:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (20)$$

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 hipótese 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 hipótese 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:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (21)$$

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.

4.2.2 Teste de Gregory e Hansen

Ndoricimpa (2014) mostra que apesar dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Johansen serem eficazes e muito utilizados, Gregory e Hansen (1996) mostram que estes podem não ser apropriados quando a série apresenta quebra estrutural. A utilização do teste ADF para os resíduos de uma regressão de cointegração foi proposto por Engle e Granger (1987) com o intuito de examinar a relação entre duas variáveis não estacionárias. Gregory e Hansen (1996) deram continuidade ao teste, contudo, atenuando a hipótese de invariância no tempo na relação de cointegração entre duas variáveis. Com isso, este teste permite verificar se a relação de cointegração entre duas variáveis é válida por determinado período de tempo, mudando para uma nova relação de longo prazo.

Assim, para uma análise com quebras estruturais, eles propõem quatro modelos, são eles:

Modelo 1: Mudança de Intercepto

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_{t\tau} + \beta_1 x_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (22)$$

Onde $\varphi_{t\tau}$ é uma variável dummy, tal que $\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 1: t > n\tau \\ 0: t \leq n\tau \end{cases}$ e $\tau \in (0,1)$ denota o tempo relativo do ponto de ruptura. Neste modelo, a quebra afeta apenas o intercepto, onde α_0 é o intercepto antes da quebra e α_1 é a mudança de intercepto no momento da quebra.

Modelo 2: Mudança de Nível

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_{t\tau} + \phi_1 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (23)$$

Da mesma forma que no modelo 1, o modelo 2 também afeta apenas o intercepto, o que os diferencia é que o modelo 2 apresenta uma tendência.

Modelo 3: Mudança de regime onde há mudança no intercepto e inclinação do coeficiente

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_{t\tau} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (24)$$

Neste modelo, a quebra estrutural irá afetar tanto o intercepto quanto a inclinação do coeficiente. β_1 é o coeficiente antes da mudança e β_2 é a alteração no momento da interrupção.

Modelo 4: Mudança de regime onde há mudança no intercepto, coeficiente e tendência

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varphi_{t\tau} + \phi_1 t + \phi_2 t \varphi_{t\tau} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Este é um modelo em que a mudança irá afetar o intercepto, o coeficiente de inclinação e a tendência.

Para cada modelo acima, são realizados testes de raiz unitária nos resíduos ε_t , usando ADF, Z_α e Z_t testes.

Gregory e Hansen (1996) propõem os seguintes testes:

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau)$$

Ainda como em Ndoricimpa (2014), este estudo também realiza o teste de cointegração de Hatemi-J (2008), pois existe a possibilidade de haver mais de uma quebra estrutural. Este teste considera um modelo com mudança de regime onde duas quebras estruturais endógenas afetam tanto o intercepto quanto os coeficientes.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0 x_t + \beta_1 D_{1t} x_t + \beta_2 D_{2t} x_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Onde D_{1t} e D_{2t} são dummies definidas como:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0: t \leq [n\tau_1] \\ 1: t > [n\tau_1] \end{cases} \quad \text{e} \quad D_{2t} = \begin{cases} 0: t \leq [n\tau_2] \\ 1: t > [n\tau_2] \end{cases} \quad \text{onde } \tau_1, \tau_2 \in (0,1)$$

Hatemi-J (2008) sugere os seguintes testes

$$ADF^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2)$$

$$Z_t^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_t(\tau_1, \tau_2)$$

$$\text{Onde } T = (0.15n, 0.85n)$$

Por fim, os testes serão executados da seguinte maneira, primeiro, serão realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) e Phillips-Perron (PP) para avaliar se as variáveis são estacionárias em nível ou na primeira diferença, como esses testes não são sensíveis a quebra estrutural, o teste Clemente-Montañés-

Reys será realizado para captar possíveis mudanças na estrutura das séries. Na sequência para obter maior robustez nos resultados, será feito o teste de cointegração de Johansen, e ainda na crença de que a série possui mudanças em sua estrutura e afim de obter resultados robustos, será realizado por fim o teste de cointegração com quebras estruturais Gregory e Hansen. Os testes DF, PP e Johansen serão executados no software Gretl e os testes Clemente-Montañés-Reys e Gregory e Hansen serão realizados no software Stata.

4.3 Base de Dados

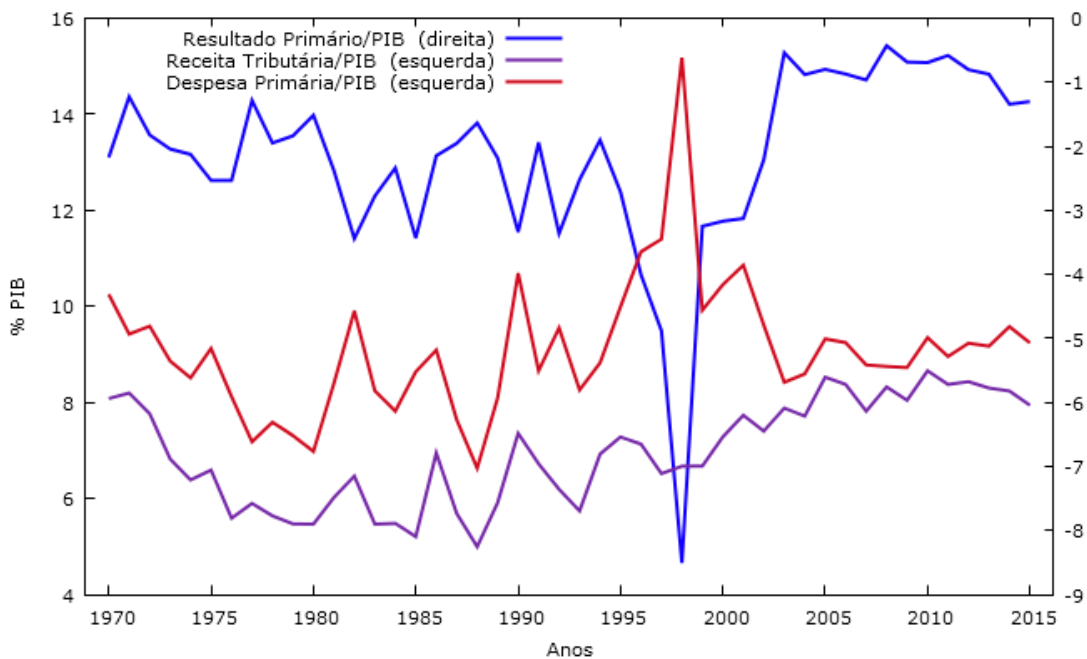
Para a análise da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul, foram utilizadas as seguintes séries: Dívida Pública (DPPIB); Receita Tributária (RTPIB); Resultado Primário (RPPIB) e Despesa Primária (DTSDPIB), estes foram extraídos da Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul (SEFAZ RS), e o Produto Interno Bruto (PIB) do Estado, o qual os dados foram extraídos da Fundação de Economia e Estatística (FEE). Os *softwares* utilizados foram Gretl (versão 2016a) e Stata (versão 12.0).

As informações a respeito destas séries anuais 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; 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.

A situação fiscal do estado tem se agravado com o passar do tempo, o Gráfico (1), mostra a trajetória das variáveis receita tributária e despesa primária e resultado primário em relação ao PIB. Nota-se que nos primeiros períodos, entre 1970 a 1980, as variáveis RTPIB e DTSDPIB apresentam comportamento similar demonstrando uma tendência de queda, no período de 1981 a 1994 os gastos já apresentavam uma tendência de crescimento maior do que a receita, tendo um distanciamento significativa no período de 1995 a 1997, onde a despesa apresentou um crescimento ainda mais significativo, agravada pela política fiscal expansionista aplicada no governo Brito.

Gráfico 1-Resultado primário, receita tributária e despesa primária em relação ao PIB (1970 a 2015)



Fonte: Sefaz RS e FEE

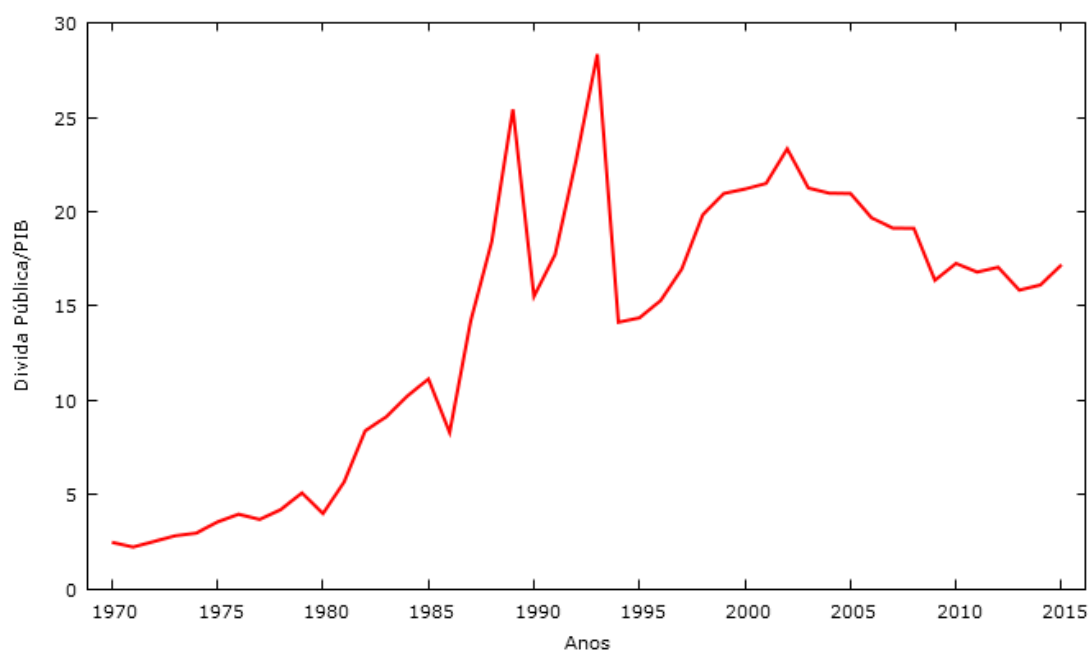
A partir de 1998, essa diferença diminuiu, uma vez que foi neste ano, que houve a renegociação da dívida mobiliária do estado com o governo federal gerando mudança no perfil da política fiscal, onde se percebeu queda nas despesas e aumento na arrecadação, se mantendo até 2010 com certo equilíbrio, a partir de 2010 iniciou-se uma nova fase de déficits e de redução de receita, segundo Marques Jr (2015) esta mudança deve-se às eleições para governador ocorridas nesse ano. Segundo o autor, o déficit que em 2010 estava em R\$212 milhões, passou para 1,3 bilhões em 2014 o que levou o estado a um cenário de deterioração fiscal. No

período entre 2011 a 2014, os superávits foram decrescendo até o ponto de se tornarem déficits nos anos mais recentes. Estes resultados só não foram piores em termos fiscais porque no mesmo período, o governo praticou o “realismo tarifário”, mudando o perfil político em relação aos preços administrados como combustível, energia e comunicação, devido a demanda destes bens ser inelástica, gerou uma maior arrecadação tributária para o estado.

É possível perceber que o estado buscou manter a RTPIB e a DTSDPIB constante até 2010, contudo, ao analisarmos o RPPIB no gráfico podemos perceber a real situação da economia, ao subtrair a DTSDPIB da RTPIB, podemos ver os pontos mais críticos da economia do estado, como é o caso do ano de 1998 onde o grande aumento da despesa gerou um elevado déficit primário. Podemos ver também através do RPPIB, que a partir do ano de 2001, este teve um grande crescimento e a partir de 2003 se manteve relativamente estável.

Através do gráfico 2 e de uma breve análise dos últimos fatos ocorridos na economia do estado, é possível analisar a trajetória da DPPIB. Podemos perceber que a partir de 1970, o endividamento do estado tem sido crescente, tendo início no ano 1972 com a emissão de títulos mobiliários (Santos e Calazans,1999), a partir de 1984, ouve um forte crescimento da dívida gerado principalmente pelo aumento dos seus encargos.

Gráfico 2– Dívida Pública em relação ao PIB (1970 a 2015)



Fonte: Sefaz RS e FEE

Atualmente, o estado vive um cenário de crise econômica, com elevado nível de endividamento. Os elevados déficits analisados no gráfico 1, levam o estado a um crescimento da dívida ainda maior percebido no gráfico 2 a partir de 2013. Esse aumento de dívida levou o estado a recorrer ao financiamento através dos depósitos judiciais para gerar liquidez, e na postergação da despesa com fornecedores, servidores e credores. Em 2015 o governo teve ainda que ampliar o limite de saque dos depósitos judiciais de 85% para 95%, possibilitando assim, o saque de cerca de 1 bilhão para cobrir as despesas com salários dos servidores, e ainda assim precisou parcelar os salários dos mesmos. Com isso, confirmou a insuficiência financeira vivida pelo estado nos últimos tempos.

4. Resultados

Devido ao baixo poder estatístico dos testes de raiz unitária ADF e PP, foi utilizado além deles, o teste de raiz unitária Clemente-Montañés, que permite verificar a existência de raiz unitária em séries com quebras estruturais. Além disso, foi utilizado o teste Johansen para análise de cointegração entre as variáveis e Gregory e Hansen para análise de cointegração com quebras estruturais. Esse teste se fez necessário, devido a presença de quebras nas séries, podendo assim gerar resultados viesados.

4.1 Testando a estacionariedade das variáveis

4.1.1¹ Teste ADF e PP

Na Tabela 1, apresenta os resultados para o teste ADF e PP para a dívida pública.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária para DPPIB

Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
		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				
$Z_t = -1,7227$ (p-valor: 0,4132)				
Coeficiente	p-valor			
Constante	0,0425 **			
DPPIB(-1)	4,85e-038 ***			

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Gretl.

Os resultados mostram que tanto no teste ADF, quanto no PP, a dívida não é estacionária em nível, ou seja, aceita a hipótese nula de presença de raiz unitária.

¹Para escolha do teste ADF, serão levados em conta os valores dos critérios AIC, BIC e HQC, sendo mais significativo, o teste com menor critério de informação.

Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária para Δ DPPIB

Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
	p-valor assintótico	Critérios de Informação		
		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	
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.

Já a tabela 2, mostra que a série é estacionária na primeira diferença em ambos os testes. Para o teste ADF, foi escolhido o teste sem constante devido ao menor critério de informação, tanto AIC quanto BIC e HQC. O teste Phillips-Perron também apresentou resultado sem constante e tendência, confirmando o teste ADF.

Tabela 3 - Testes de Raiz Unitária para RPPIB

Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
	p-valor assintótico	Critérios de Informação		
		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
Constante	0,0120**
RPPIB(-1)	6,94e-08 ***

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Gretl.

As tabelas 3, 4 e 5, fazem a mesma análise para o resultado primário (RPPIB), receita tributária (RTPIB) e despesa primária (DTSDPIB), respectivamente, e conclui que ambas variáveis são estacionárias em nível.

A tabela 3 mostra que o RPPIB apresentou a presença de uma constante, nos dois testes feitos, trazendo maior confiança a estes.

Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária para RTPIB

Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
	p-valor assintótico	Critérios de Informação		
		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
Constante	0,0020***
Tendência	0,0038***
RTPIB(-1)	3,24e-011 ***

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Gretl.

A tabela 4 apresenta o resultado para a variável receita tributária, esta apresenta tanto a presença de constante como de tendência nos dois testes.

A tabela 5 mostra como resultado para a variável DTSDPIB a presença de constante também nos dois testes realizados.

Tabela 5 - Testes de Raiz Unitária para DTSDPIB

Teste Aumentado de Dickey-Fuller				
	p-valor assintótico	Critérios de Informação		
		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
Constante	0,0003***
RTPIB(-1)	2,94e-05 ***

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software Gretl.

Os resultados obtidos para os testes de raiz unitária, onde todas as variáveis são estacionárias, apontam para uma possível sustentabilidade da política fiscal, apesar da dívida pública ter se mostrado estacionária apenas na diferença o que aponta para uma fraca sustentabilidade assim como os resultados encontrados por Marques Junior (2005) que encontrou estacionariedade na dívida mobiliária e no déficit primário. Já os resultados obtidos por Marques Junior e Jacinto (2006) mostram que as séries de gastos do governo e arrecadação tributária só são estacionárias na primeira diferença. Quanto ao trabalho de Oliveira e Marques Junior

(2011), os resultados dos testes ADF foram desconsiderados por serem viesados. Essa diferença entre os trabalhos ocorre devido ao período analisado e diferença em algumas variáveis, Marques Junior (2005) analisa os dados de 1970 a 1997, enquanto Marques Junior e Jacinto (2006) analisam os dados de 1970 a 2003 e Oliveira e Marques Junior (2011) de 1970 a 2007. O acréscimo de 18 anos na série desde o primeiro estudo explica em parte estas diferenças.

O próximo passo é, realizar o teste de raiz unitária com quebras estruturais, pois como as séries passaram por diversas mudanças institucionais, se acredita que estas sejam suficientes para alterar os resultados dos testes de raiz unitária ADF e PP vistos até aqui. Neste sentido, se utiliza, o teste proposto por Clemente-Montañés-Reyes que também foram utilizados em Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2009). O teste permite que sejam testadas até duas quebras estruturais com duas especificações distintas.

4.1.2 Teste Clemente e Montañés-Reyes

Devido as diversas mudanças ocorridos nas séries, foram feitos testes com quebras estruturais para verificar a estacionariedade das séries considerando essas alterações.

Tabela 6 - Teste Clemente-Montañés-Reyes

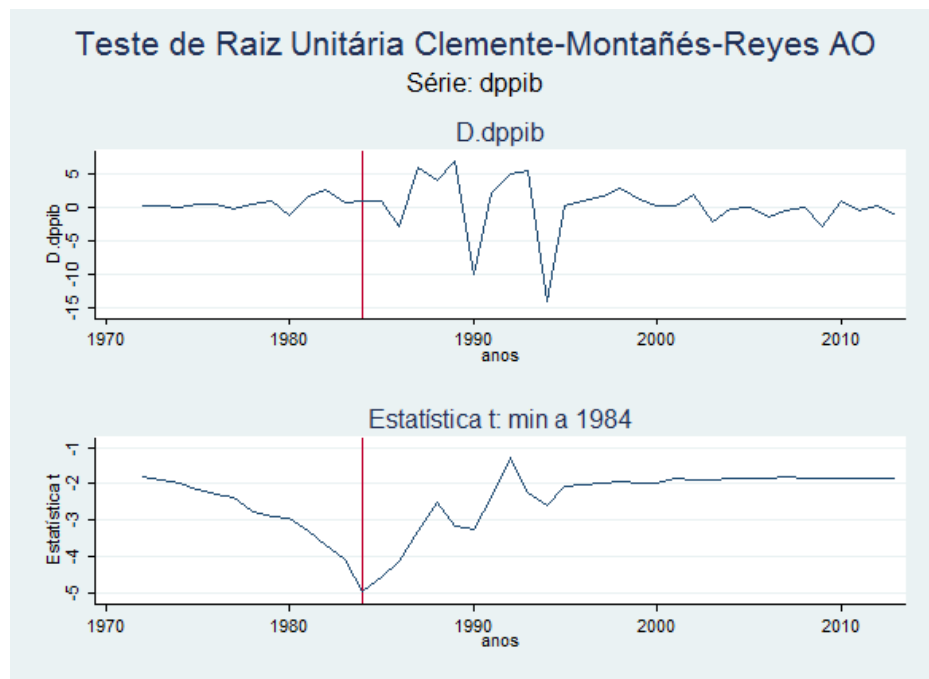
Variáveis	Quebra(s)		Estatística t	Valor crítico 5%	Estatística t (du1)
	Tipo	Ano(s)			
DPIB	AO	1984***	-4,952	-3,56	11,855
	IO	1985***	-3,717	-4,27	3,109
	AO	1984***/2008	-5,267	-5,49	11,841
	IO	1980**/1985***	-4,367	-5,49	2,251
RPIB	AO	1996	-1,806	-3,56	1,069
	IO	1997***	-7,178	-4,27	3,833
	AO	1996***/2000***	-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%.

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

Conforme pode ser observado na Tabela 6 foram encontradas quebras em todas as variáveis. Na DPPIB, foi encontrada uma quebra abrupta (AO), significativa no ano de 1984, foi escolhida esta forma de quebra devido ao maior valor da estatística t (du1) encontrada. Nos testes anteriores, a DPPIB era estacionária apenas na primeira diferença, já no teste com quebras, ela é estacionária em nível com uma única quebra, ou seja, foi necessário identificar apenas uma quebra para alterar o resultado do teste. Essa quebra estrutural pode ser explicada pelo aumento ocorrido na dívida em decorrência do aumento das taxas de juros causadas pela crise do petróleo.

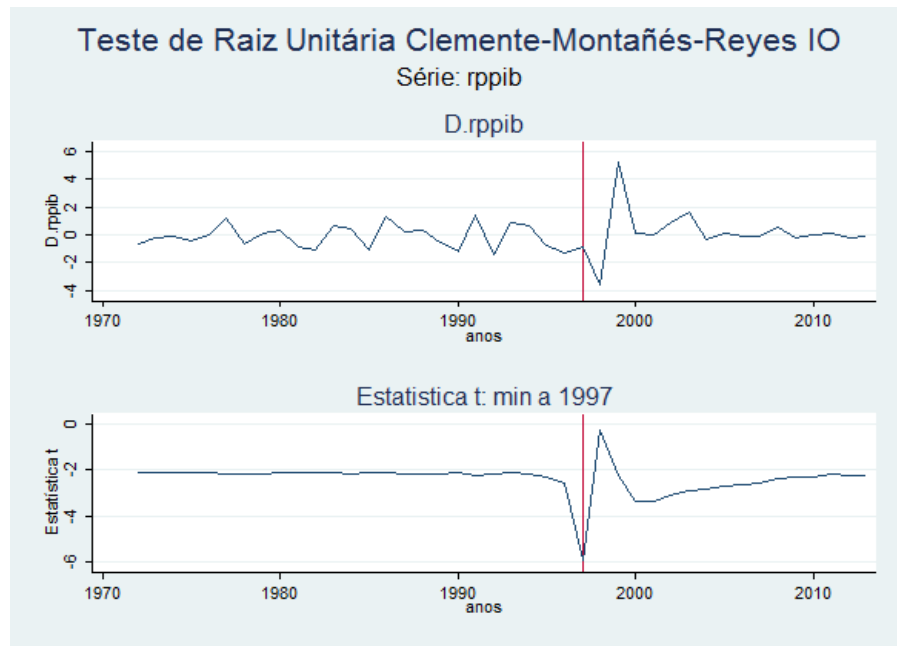
Figura 1 – Teste Clemente Montañés DPAO 1984



Na figura 1, o teste mostra a quebra após tirar a primeira diferença da variável dívida pública.

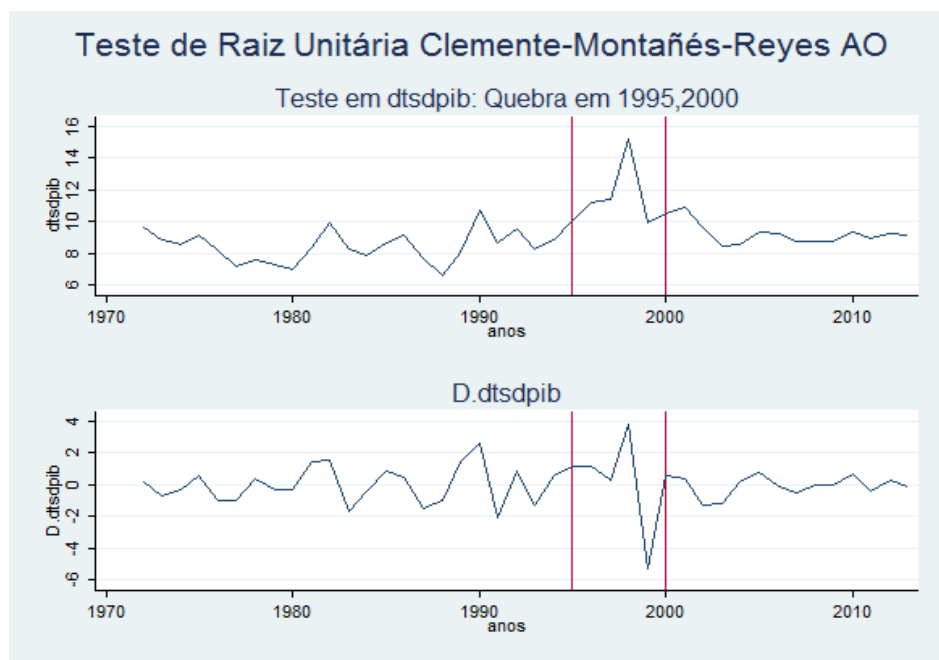
Para a RPPIB, ouve uma quebra gradual (IO) no ano de 1997, a um grau de significância menor que 1%, apesar de haver outras quebras significativas, nesse caso a escolha também se deve pela maior estatística t .

Figura 2 - Teste Clemente Montañés RP AO 1997



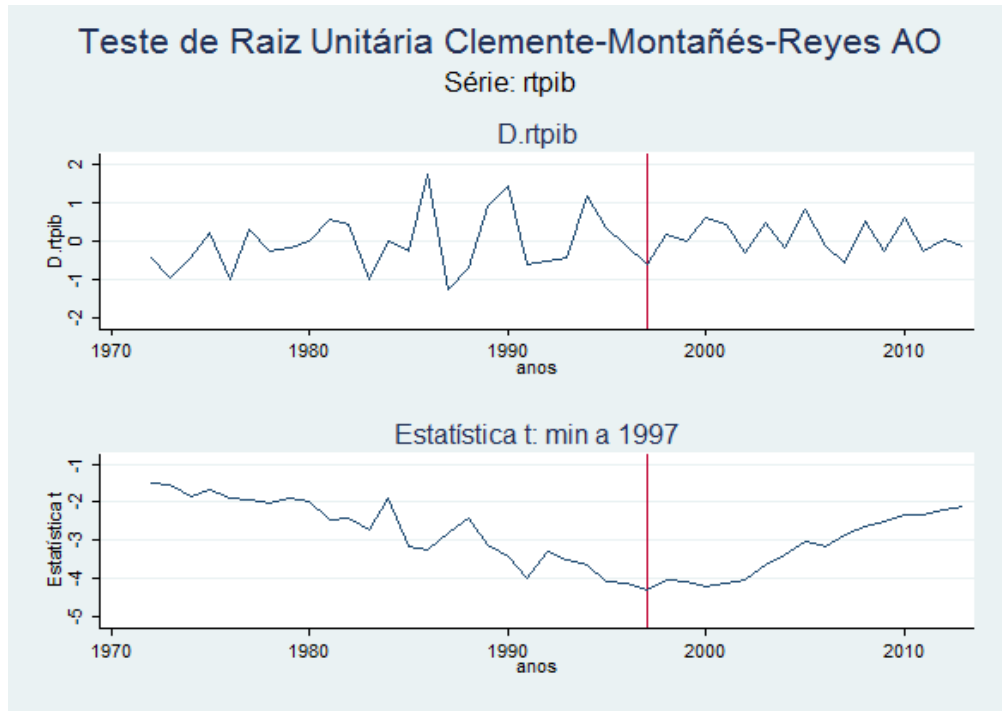
Para a DTSD, foram encontradas duas quebras abruptas nos anos 1995 e 2000, nesse período, houveram diversas mudanças institucionais que podem ter afetado a trajetória das variáveis, é o exemplo da Lei de Responsabilidade Fiscal assinada em 2000. O critério de escolha do modelo foi como os demais, devido ao maior valor da estatística t, segundo o modelo, a variável não é estacionária, contudo, considerando os testes anteriores ADF e PP, onde em ambos o resultado foi estacionária em nível, serão feitos mais testes para chegar a alguma conclusão.

Figura 3 - Teste Clemente MontañésDTSD -AO 1984



Para a RTPIB, foi encontrada uma quebra abrupta no ano de 1997, a um grau de significância menor que 1%, a escolha também se deve pela maior estatística t.

Figura 4 - Teste Clemente Montañés RT AO 1984



Os testes realizados até aqui, não garantem a sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul, apesar dos fortes indícios de que as variáveis são estacionárias, indicando assim que a política fiscal é sustentável, alguns testes se contradizem e os gráficos vistos até o momento demonstram quebras que não estão sendo captadas pelos testes, podendo gerar resultados viesados. Considerando estes fatores, serão feitos testes de cointegração, pois ainda que as variáveis sejam não estacionárias, a política será sustentável caso elas cointegrem.

4.1 Testando a cointegração das variáveis

4.2.1. Teste de Cointegração– de Johansen

Conforme a tabela 7, para o teste de Johansen foram feitos testes usando até 6 defasagens para análise de cointegração entre as variáveis dívida pública e resultado primário, bem como para receita tributária e despesa primária.

Tabela 7 - Teste Johansen DPPIB e RPPIB – RTPIB e DTSDPIB

DPPIB e RPPIB						
Ordem de defasagens	Ordem	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						
Ordem de defasagens	Ordem	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.

Os resultados encontrados, mostram que não existe cointegração entre Dívida Pública e Resultado Primário, já para a Receita Tributária e a Despesa Primária, foi encontrada cointegração no teste realizado com uma defasagem.

Os resultados da tabela 7, ainda não são satisfatórios devido aos resultados dos testes anteriores. Apesar da receita tributária e da despesa primária cointegrarem, a não cointegração entre a dívida pública e o resultado primário coloca a sustentabilidade da política fiscal em dúvida já que a dívida também não se mostrou estacionária em nível nos testes de estacionariedade.

4.2.2. Teste de Cointegração com Quebra Estrutural - Gregory e Hansen

Como já foi visto anteriormente, o teste Gregory e Hansen testa a cointegração entre as variáveis considerando possíveis quebras nas séries, essas quebras podem ter mudança de intercepto (modelo1), 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).

Para a escolha do melhor modelo, se fez necessário rodar cada modelo com suas especificações no software gretl para uma análise dos coeficientes e dos menores critérios de avaliação, conforme a tabela 8.

Tabela 8 – Resultados dos modelos propostos pelo teste de Gregory e Hansen

	Modelo 1 2000	Modelo 2 2000	Modelo 3 2000	Modelo 3 94	Modelo 4 87	Modelo 4 93
Constante						
Coeficiente	2,39115	-130,192	1,83786	2,71542	-126,035	-83,6119
Erro Padrão	1,60556	41,1985	1,68316	1,40115	173,697	76,0412
p-valor	0,1437	0,0029***	0,2811	0,0594*	0,4723	0,2781
RTPIB						
Coeficiente	1,04408	1,03155	1,12845	0,928663	1,02107	1,06901
Erro Padrão	0,248324	0,22505	0,261692	0,221817	0,455289	0,282051
p-valor	0,0001***	<0,0001***	<0,0001***	0,0001***	0,0305**	0,0005***
Intercepto						
Coeficiente	-1,67705	-3,19277	11,7295	17,2024	216,88	148,253
Erro Padrão	0,569071	0,69818	6,41141	2,83091	207,332	144,016
p-valor	0,0052***	<0,0001***	0,0744*	<0,0001***	0,3018	0,3095
Inclinação						
Coeficiente			-1,6613	-2,24086	-0,53375	-1,58571
Erro Padrão			0,809533	0,386685	0,678323	0,622356
p-valor			0,0464**	<0,0001***	0,436	0,0148**
Tendência						
Coeficiente		0,0668331			0,064767	0,043128
Erro Padrão		0,0207545			0,086824	0,038002
p-valor		0,0025***			0,4601	0,2632
Tendência c/ quebra						
Coeficiente					-0,10723	-0,068573
Erro Padrão					0,104511	0,073393
p-valor					0,3111	0,3557
AIC	150,4521	142,302	150,8294	130,3946	159,7449	144,6916
HQC	152,5072	145,0421	153,5695	133,1346	163,855	148,8017
BIC	155,9381	149,6166	158,144	137,7091	170,7167	155,6634
R² ajustado	0,259411	0,391911	0,26806	0,530596	0,14479	0,383473

Os resultados da tabela 9 indicam que ao nível de significância de 1%, todos os testes aceitam a hipótese nula de não cointegração, a um nível de 5%, os modelos 1, 2 e 3 aceitam a hipótese nula de não cointegração e o modelo 4 rejeita a hipótese nula de não cointegração e por fim a um nível de 10% de significância, todos os modelos rejeitam a hipótese nula de não cointegração.

Tabela 9 - Teste de cointegração com quebra estrutural - Gregory e Hansen para RTPIB e DTSDPIB

RTPIB e DTSDPIB					
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
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
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
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

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

Como o modelo 3 com a quebra no ano de 1994 ter os menores critérios de informação e todos os coeficientes significativos, o escolhemos como o melhor modelo e concluímos que não há cointegração entre as variáveis. O mesmo teste não pode ser feito para as séries DPPIB e RPPIB porque estas não apresentam a mesma ordem de integração.

Por fim, apesar de o teste ter apresentado algumas ambiguidades, podemos concluir através do teste de Gregory e Hansen, que não é uma relação de

cointegração robusta entre a receita tributária e a despesa primária. Com isso, não se pode afirmar que a política fiscal do 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 DF e PP no caso da dívida pública e no teste de raiz unitária com quebras estruturais Clemente-Montañés para o resultado primário.

5. Conclusão

Este trabalho teve por objetivo avaliar se a política fiscal tem sido sustentável no estado do Rio Grande do Sul, ou seja, se a restrição orçamentária tem sido satisfeita ao longo do tempo. Ao realizar os mais variados testes de raiz unitária e cointegração com ou sem quebra estrutural, o trabalho conclui que a política fiscal do estado não é sustentável. Através do teste de raiz unitária, pode-se constatar que todas as variáveis são estacionárias em nível com exceção da dívida pública, que é estacionária apenas na diferença, esse foi o primeiro indício da não sustentabilidade da dívida e um dos motivos que levou a execução dos demais testes. Através dos resultados do teste de Gregory e Hansen (1996), pode-se ter maior confiança nos resultados obtidos nos demais testes, este avaliou a cointegração das variáveis Receita Tributária e Despesa Primária e constatou que não existe cointegração entre as séries. Este resultado difere dos encontrados pelos estudos de Marques Junior (2005), Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2009), essa diferença se dá devido ao aumento no tamanho da série em dezoito anos em relação ao primeiro estudo, devido a mudança na metodologia utilizada, acrescentando os testes com quebras estruturais, e por fim, devido aos problemas financeiros ocorridos nos últimos anos.

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.

Como houve diversas mudanças na política fiscal do estado, no período analisado e principalmente nos últimos anos, estas geraram quebras na estrutura das séries, principalmente na série da Dívida Pública, o que dificultou a análise da

sustentabilidade. Pode se perceber que os testes com quebras, não foram sensíveis a todas as mudanças da série, o que pode ter enfraquecido o seu resultado. Outro fator que dificultou o estudo foi o tamanho da amostra, uma amostra maior possibilitaria testes mais robustos, contudo, dados mais antigos não são fornecidos pelo governo do estado.

Devido as mudanças da postura fiscal exercidas no estado do Rio Grande do Sul ao longo das séries, e ao resultado da não sustentabilidade, este trabalho possibilita novas análises, incluindo novas informações e métodos mais robustos, que possibilitem um número maior de quebras, como modelos estruturais de séries de tempo.

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". **Economics 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". **Ensaios 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)." **Ensaios 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.