



Universidade de Brasília - UNB
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão Pública - FACE
Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGECO
Mestrado Profissional em Gestão Econômica das Finanças Públicas

Kleydson Jurandir Gonçalves Feio

**A DINÂMICA DA DÍVIDA PÚBLICA ANALISADA POR MEIO DE TESTES DE QUEBRAS
ESTRUTURAIS**

Brasília/DF

2021

**A DINÂMICA DA DÍVIDA PÚBLICA ANALISADA POR MEIO DE TESTES DE QUEBRAS
ESTRUTURAIS**

Dissertação de Mestrado Profissional do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGECO) da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (Face) da Universidade de Brasília (UnB).
Orientadora: Prof.^a Dra. Marina Delmondes de Carvalho Rossi

Brasília-DF

2021

A dinâmica da Dívida Pública analisada por meio de testes de quebras estruturais

Dissertação apresentada como requisito parcial de aprovação no Mestrado Profissional em Gestão Econômica das Finanças Públicas do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECO) da Universidade de Brasília (UnB) como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia. Defendida por Kleydson Jurandir Gonçalves Feio e aprovada em 04 de maio de 2021 pela banca examinadora constituída pelos doutores:

Prof^a. Dra. Marina Delmondes de Carvalho Rossi – Orientadora
Programa de Pós-Graduação em Economia - Universidade de Brasília – UnB

Prof^a. Dra. Deborah Oliveira Martins dos Reis – Membro interno
Programa de Pós-Graduação em Economia - Universidade de Brasília – UnB

Prof. Dr. Philippe Tshimanga Kabutakapua – Membro externo
Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Brasília – IFB

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus que me deu forças para realizar este trabalho dissertativo em um período tão conturbado da história humana (a pandemia provocada pelo COVID-19), sempre me dando ânimo para ajudar outros a continuarem firmes e motivados também. Agradeço à minha amada esposa Denise por me apoiar nos momentos mais inusitados, ela é uma pessoa formidável pela qual sou abençoado por Deus. Agradeço a professora Dra. Marina Delmondes de C. Rossi por me apresentar a este tema desafiador (quebras estruturais) que realmente me proporcionou muitíssimo aprendizado econométrico. Agradeço ao meu querido amigo Daniel Klug por me iluminar com seus conhecimentos matemáticos durante a minha trajetória no mestrado. E, por fim, sou imensamente grato ao meu amigo Fábio Springer por seus *insights* com o programa R.

RESUMO

Este trabalho teve o objetivo de analisar a dinâmica da dívida pública por meio de testes de quebras estruturais desde 1.º novembro de 2002 até 30 de setembro de 2020. A dívida pública tem aumentado durante o referido recorte temporal, e são vários os motivos que podem influenciar neste aumento. Por isso, inicialmente, foram usadas as seguintes variáveis para analisar o referido crescimento: a dívida líquida do setor público (DLSP) e a necessidade de financiamento do setor público (NFSP). Os métodos das quebras estruturais são úteis para identificar mudanças que estão relacionadas a decisões macroeconômicas dos gestores da política econômica, e estas alterações se tornam visíveis nas séries temporais. Por isso este trabalho apresenta a evolução da dívida pública brasileira, bem como o conceito e a importância dos testes de quebra estrutural na análise macroeconômica, focando nos testes de Chow, Bai-Perron e CUSUM. Por meio destes testes foi possível encontrar cinco pontos de quebras estruturais que foram analisados neste trabalho.

PALAVRAS-CHAVE: dívida líquida do setor público; necessidade de financiamento do setor público; dinâmica da dívida pública; quebras estruturais.

ABSTRACT

This paper aimed to analyze the dynamics of the public debt through structural break tests from november 1, 2002 to September 30, 2020. Public debt has increased during the referred time frame, and there are several reasons that can influence in this increase, the following variables were initially used to analyze the referred growth: the public sector net debt (PSND) and the public sector financing needs (PSFN). Structural break methods are useful for identifying changes that are related to macroeconomic decisions by economic policy managers, and these changes become visible in time series. For this reason, this paper presents the evolution of the Brazilian public debt, as well as the concept and the importance of structural break tests in macroeconomic analysis, focusing on the Chow, Bai-Perron and CUSUM tests. Through these tests it was possible to find five points of structural breaks that were analyzed in this work.

KEYWORDS: public sector liquid debt; need for public sector financing; public debt dynamics; structural breaks.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Acumulação dos valores em relação ao valor médio.....	31
Tabela 2 - Exemplo de uma tabela usada para construir o gráfico de controle de CUSUM.....	36
Tabela 3 - Resultado dos Métodos de Chow, CUSUM, e Bai Perron.....	42

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Dívida pública hipotética do Distrito Federal em bilhões de reais nos anos de 2009 a 2018.	22
Gráfico 2 - Função logarítmica do PIB do Estado Unidos da América nos anos de 1973 a 2014.	26
Gráfico 3 - Quebra estrutural para as exportações, importações e PIB na Etiópia (1974 – 2009).	28
Gráfico 4 - Curva de desvio cumulativo em relação às amostras.	32
Gráfico 5 - Exemplos numéricos representados no Gráfico de CUSUM	34
Gráfico 6 - Gráfico da soma cumulativa com limites de controle	37
Gráfico 7 - Gráfico da soma cumulativa sem limites de controle	37
Gráfico 8 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2002 a setembro de 2020 com os anos das quebras indicadas nas linhas azuis.	43
Gráfico 9 - NFSP em percentual ao PIB mensal de novembro de 2002 a setembro de 2020 com os anos das quebras indicadas nas linhas azuis.	44
Gráfico 10 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2002 até novembro de 2005.	45
Gráfico 11 - NFSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2002 até novembro de 2005.	46
Gráfico 12 - Produto Interno Bruto Real em períodos trimestrais desde o primeiro trimestre de 1997 até o segundo trimestre de 2020.	47
Gráfico 13 - DLSP mensal em percentual do PIB de janeiro de 2006 até setembro de 2008.	48
Gráfico 14 - NFSP mensal em percentual do PIB de janeiro de 2006 até setembro de 2008.	49
Gráfico 15 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2008 até julho de 2011.	50
Gráfico 16 - NFSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2008 até julho de 2011.	50
Gráfico 17 - DLSP mensal em percentual do PIB de setembro de 2011 até setembro de 2014.	51
Gráfico 18 - NFSP mensal em percentual do PIB de setembro de 2011 até setembro de 2014.	52
Gráfico 19 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2014 até maio de 2017.	53
Gráfico 20 - NFSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2014 até maio de 2017.	54
Gráfico 21 - DLSP mensal em percentual do PIB de julho de 2017 até setembro de 2020.	56
Gráfico 22 - NFSP mensal em percentual do PIB de julho de 2017 até setembro de 2020.	57

LISTA DE ABREVIATURAS

PIB – Produto Interno Bruto

NME – Nova Matriz Econômica

STN – Secretaria do Tesouro Nacional

LRF – Lei de Responsabilidade Fiscal

DLSP – Dívida Líquida do Setor Público

NFSP – Necessidade de Financiamento Público

CUSUM – *Cumulative Sum*

UNB – Universidade de Brasília

CEMEC - Centro de Estudos de Mercados de Capitais

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO	14
2.1 O Contexto da Dívida Pública	14
2.2 Análise do teste de Chow	20
2.2.1 Aplicação do teste de Chow considerando as mudanças que separam o ponto de quebra ...	25
2.3 Análise do teste de Bai-Perron	28
2.4 Análise do teste de CUSUM	30
2.4.1 Método de CUSUM não paramétrico	30
2.4.2 Método de CUSUM paramétrico	37
2.4.3 Considerações sobre a regressão no teste de Cusum	39
2.4.4 Aplicação do teste de CUSSUM a um caso específico	40
3 MÉTODOS	41
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	42
4.1 O Primeiro período antes da primeira quebra estrutural	44
4.2 O Segundo período após a primeira quebra estrutural e antes da segunda quebra	47
4.3 O terceiro período após a segunda quebra estrutural e antes da terceira quebra	49
4.4 O quarto período após a terceira quebra estrutural e antes da quarta quebra	51
4.5 O quinto período após a quarta quebra estrutural e antes da quinta quebra	52
4.6 O sexto período após a quinta e última quebra estrutural identificada	55
5 CONCLUSÃO	57
7 REFERÊNCIAS	60
ANEXO 1 – Valores hipotéticos para simular um gráfico de CUSSUM	65
ANEXO 2 – Valores hipotéticos aplicados à formula da soma cumulativa	67
ANEXO 3 – Tabela dos dados da DLSP e NFSP em anos	69
ANEXO 4 – Roteiro ou script usado no console do R para realizar as quebras estruturais	75
ANEXO 5 – Resultados da estatística descritiva e regressão	77

INTRODUÇÃO

Este trabalho tem por escopo a análise da dinâmica da dívida pública brasileira por meio de testes de quebras estruturais, representada pela DLSP/PIB, em relação ao superávit primário, representado pela NFSP/PIB, considerando o comportamento dos gastos públicos no período de 1.º novembro de 2002 até 30 de setembro de 2020. Portanto serão apresentadas as principais leis que são usadas na gestão da dívida, bem como será analisada a composição da dívida pública e o seu contexto em vários governos. Como os motivos que podem influenciar neste aumento são bem diversificados, serão usadas as seguintes variáveis para analisar o referido crescimento: a dívida líquida do setor público (DLSP) e a necessidade de financiamento do setor público (NFSP) em um recorte temporal de 16 (dezesseis) anos e 11 (onze) meses. A referida análise será baseada nos testes de quebras estruturais, pois são métodos úteis para identificar mudanças que estão relacionadas às decisões macroeconômicas dos gestores de política econômica na medida que estas alterações podem ser identificadas nas análises das séries temporais. Haja vista que tais modificações são observadas assertivamente nos resultados da aplicação dos supracitados métodos. À vista disso, este trabalho tem por objetivos específicos: a) analisar a dívida pública brasileira considerando aspectos históricos e legais; b) apresentar a importância da realização das quebras estruturais para a análise macroeconômica usando os métodos de Chow, Bai-Perron e CUSUM; c) verificar a existência e a quantidade de quebras estruturais no período de 1.º novembro de 2002 até 30 de setembro de 2020; e d) analisar os resultados econométricos dos períodos relativos às quebras estruturais citando os eventos macroeconômicos mais relevantes que podem ter motivado as referidas quebras.

O acompanhamento da sustentabilidade da dívida pública brasileira faz-se relevante em um ambiente de incertezas no sistema financeiro internacional. Numa simplificação da realidade e levando em consideração um mundo determinístico, uma dívida é sustentável quando: “o valor presente dos fluxos futuros de receitas menos despesas do devedor é suficiente para pagar tudo o que está contratualmente definido” (SILVA; CARVALHO; MEDEIROS, 2009). Mas devido à incerteza quanto à trajetória de receitas e despesas futuras, considera-se que há desequilíbrios das contas públicas de muitas economias fazendo-se importante considerar outros mecanismos de análise de sustentabilidade da dívida pública, objetos que serão discutidos durante a realização do trabalho aqui projetado. Diante da possibilidade de não se pagar a dívida pública, a insegurança em relação ao não pagamento diminuía a intermediação financeira e aumentava a inclinação para ativos reais (ativos tangíveis, por exemplo), o que

resultou em um desequilíbrio nos preços relativos (que é a relação que se estabelece entre os preços mais importantes de uma economia, objetivando analisar a sua variação no tempo). A dívida pública não é apenas um fenômeno que ocorre dentro do modelo de política econômica praticada pelo Brasil mas um fenômeno global (REZENDE, 2006). E, por isso, o acompanhamento da sustentabilidade merece um tratamento específico, dada a dependência do Brasil do financiamento baseado no sistema externo ou interno (GIACOMONI, 2012).

Os aumentos ou diminuições no patrimônio público não ocorrem sem mudanças na Lei Orçamentária (LOA). Por isso, a LOA é o segundo ato administrativo mais relevante depois da Constituição Federal de 1988. Neste sentido a necessidade de fiscalizar e controlar a gestão do recurso público e responsabilizar o gestor se fez tão importante por meio da criação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) no ano de 2000 (Matias-Pereira, 2017). Os passivos públicos são expressos pela DLSP/PIB, que é o indicador de endividamento mais empregado no ato de escolher uma política econômica nas três esferas de governo. Por isso também é citado frequentemente em relatórios fiscais do governo, assim como é apresentado na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) o seu desempenho e percurso. A LRF contribuiu para a administração da dívida pública a partir da sua criação, pois a relação DLSP/PIB passou a ter uma trajetória declinante – ver gráfico 8 – (SILVA, CARVALHO, MEDEIROS, 2009).

No governo Dilma Rousseff, a presidente teve sérias dificuldades para administrar a relação dívida/PIB devido aos excessivos gastos com a máquina pública. De acordo com os números oficiais do Tesouro Nacional, em termos nominais, o crescimento da dívida pública no ano de 2013 foi de R\$ 115 bilhões, ou seja, uma expansão de 5,70%. Já no ano de 2014 a dívida pública havia registrado um crescimento maior, de 8,15%, ou R\$ 173 bilhões. No início do segundo mandato (2015-2016), verificou-se que o crescimento da dívida pública no ano de 2015 teve uma explosão de R\$ 498 bilhões (BRASIL. STN, 2018). No caso da dívida interna — O FMI considera que dívida interna é aquela que está em poder dos residentes e externa o que está em poder dos não residentes (SILVA, CARVALHO, MEDEIROS, 2009) — foi registrado um aumento de 21,3% em 2015, para R\$ 2,65 trilhões. Neste caso, o crescimento foi de R\$ 467 bilhões. Já no caso da dívida externa brasileira, resultado da emissão de títulos da dívida pública no mercado internacional e de contratos firmados no passado, o governo contabilizou um aumento de 27,20% em 2015, para R\$ 142,84 bilhões. A alta da dívida externa foi de R\$ 30,50 bilhões (BRASIL. STN, 2018). O aumento do endividamento pode influenciar negativamente o crescimento da economia prejudicando o desenvolvimento econômico do país (GIAMBIAGI; ALÉM, 2008).

De acordo com Giambiagi e Além (2008), quando a taxa de juros, ou custo anual da dívida, é maior do que o crescimento do PIB, a tendência é a expansão do endividamento no curto e médio prazo. É por isto que a dívida vem crescendo após 2010, último ano de vigoroso crescimento do PIB real (7,60%). Desde então houve a oscilação do crescimento de 3,90%, 1% e 2,50%, respectivamente, nos anos de 2011, 2012 e 2013, até ao baixíssimo crescimento em 2014, ano em que o PIB real cresceu de apenas 0,10%. Tendo em vista que o déficit de 2014 foi de 0,60% do PIB, como houve tendência de um crescimento negativo do PIB, nos anos seguintes até 2016, poderá haver riscos para a sustentabilidade da dívida pública (BARBOSA FILHO, 2017). Via de regra uma economia na qual a dívida pública é insustentável é indicativo de há um desequilíbrio entre a produção e o consumo, ou seja, é um indício de que existe uma crise econômica (SANDRONI, 2002).

De acordo com Barbosa Filho (2017) até o início de 2014 a economia brasileira estava em recessão, apresentando uma queda no produto *per capita* de 9% entre os anos de 2014 a 2016. Esta crise foi resultado de choques de oferta e demanda, isto porque a Nova Matriz Econômica (NME) “se baseava em uma de forte intervenção governamental e englobava redução da taxa de juros básica, controle de preços, investimentos direcionados e subsídios” (BARBOSA FILHO, 2017). A NME reduziu a produtividade da economia, e os choques de oferta (inflação de custos) perduram por um tempo mais longo devido à alocação ineficiente dos investimentos (BARBOSA FILHO, 2017).

Ainda de acordo com Barbosa Filho (2017) os choques de demanda também foram determinantes para a crise, devido à exaustão da NME em 2014; a crise de sustentabilidade da dívida em 2015; e finalmente a correção de tarifas foi resultado de uma política monetária contracionista. De acordo com Galle e Faro (2020) os déficits fiscais podem ser usados como instrumento que proporciona o crescimento econômico (NANCY, MADEIRA, PEREIRA, 2020) ou para administrar os períodos de recessão.

Entre os anos de 2014 a 2017 a relação dívida/PIB não tinha uma trajetória estável devido “a elevada taxa de juros implícita e ao baixo crescimento econômico” (GALLE, FARO, 2020). Vale ressaltar que além da tendência declinante da relação dívida/PIB contribuir para a crise, as receitas fiscais estavam em decréscimo, especialmente nos anos de 2018 a 2020. Por conseguinte, a crise foi aprofundada pela pandemia do Covid-19 do último ano (BORGES, 2020).

A relação dívida/PIB com tendência declinante agravou a crise nos anos de 2018 a 2020, concomitantemente à redução das receitas tributárias. O contexto da pandemia provocado pelo Covid-19 também produziu um cenário econômico desfavorável para o crescimento da

economia (BORGES, 2020). Assim este trabalho se justifica pela necessidade de uma condição fiscal adequada para a atração de investimentos produtivos e a necessidade de financiar políticas públicas. Além disso existe a necessidade de se conhecer e aplicar mais os métodos de quebras estruturais para identificar disfunções macroeconômicas no Brasil, haja vista que são poucos os trabalhos que tratam deste assunto tão relevante.

As mudanças estruturais em econometria são resultado de diversas decisões que produzem mudanças no campo político e econômico. Estas mudanças são observadas por meio de testes que constatarem alterações significativas nas interações entre variáveis econômicas. Os trabalhos de Quandt (1958) e Chow (1960) são pioneiros na testagem de variações estruturais na trajetória de uma variável em uma série temporal. Os testes iniciaram buscando conhecer apenas uma única interrupção ou término de continuidade no trajeto de uma variável em uma série temporal. Todavia, evoluíram para modelar mais de uma variável dentro de um conjunto de observações, buscando conhecer a maior estatística de Chow dentro de todos os lapsos temporais analisados (ÖNEL, 2005).

Segundo Strikholm (2006) há quase seis décadas os modelos de identificação de quebras estruturais têm despertado a atenção de muitos pesquisadores. Muitos modelos iniciaram apontando apenas uma quebra estrutural em uma série temporal, todavia, foram sendo desenvolvidos para encontrar mais quebras estruturais (CHOW, 1960). O teste de Bai e Perron (1998) nasceu com o objetivo de averiguar uma diversificada quantidade de quebras estruturais e se baseia fundamentalmente na consistência dos regressores (BAI, PERRON, 1998). Já o teste da soma cumulativa, ou método de CUSUM considera a estabilidade dos valores acumulados em uma regressão durante um período de tempo (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

O primeiro capítulo (1) é esta introdução; o segundo capítulo (2) é o referencial teórico no qual será realizada uma contextualização e evolução do endividamento brasileiro e a análise dos testes de Chow, Bai-Perron e CUSUM; no terceiro capítulo (3) será apresentado o método estatístico e econométrico que será aplicado; o quarto capítulo (4) apresentará os resultados e análise dos resultados; e finalmente o quinto capítulo (5) é a conclusão no qual será realizada uma última consideração do trabalho com algumas recomendações.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 O Contexto da Dívida Pública

Segundo Fernando Rezende da Silva (2006), as receitas tributárias e a poupança interna têm se mostrado insuficientes em vários países, motivo pelo qual a poupança externa na forma

de empréstimos tem aumentado o total da dívida. Tendo em vista que a *dívida pública* (interna e externa) é resultado de empréstimos, ou seja, é um produto das operações de crédito e, por conseguinte se trata de antecipações de receita orçamentária, e são esses avanços prematuros que desequilibram as contas públicas por meio do financiamento de obras e serviços. Assim, os empréstimos precisam de uma fundamentação legal para a sua operacionalização, para que o executivo e legislativo liberem os recursos públicos (CALDEIRA et al., 2016).

Segundo Caldeira, Hilberto, Moreira e Serrano (2016) a principal base legal que aborda a dívida pública é a Constituição Federal de 1988 (CF88) e as leis que estão sujeitas a Carta Magna, que são: (a) a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que é a Lei Complementar n.º 101, de 4 de maio de 2000, que estabeleceu conceitos de dívida (flutuante, consolidada e mobiliária)¹, operação de crédito, concessão de garantia, e o refinanciamento da dívida mobiliária e intenta perseguir a rigidez fiscal (BRASIL, 2000); (b) a lei 9.496, de 11 de setembro de 1997, que estabeleceu os critérios para a consolidação, assunção, refinanciamento (pela União) da dívida pública mobiliária, bem como outras que especificam em seu texto que os débitos constituem obrigação dos estados e do Distrito Federal (BRASIL, 1997); (c) a resolução do Senado Federal n.º 40, de 2001, que dispõe sobre os limites globais para a monta da dívida pública consolidada e da dívida pública mobiliária dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios (BRASIL, 2001); (d) a resolução n.º 43 de 2001 que passou a regular as operações de crédito interno e externo dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, até mesmo a concessão de garantias, seus limites e condições de autorização e suas providências (BRASIL, 2001).

A LRF introduziu normas de finanças públicas focadas na responsabilização dos gestores envolvidos por meio de controlar e limitar o endividamento das unidades federativas (e todos os seus entes municipais). O referido contingenciamento inclui a exigência de que o ente que passou dos limites, em um quadrimestre, alcance um resultado primário que mantenha a dívida no limite (CALDEIRA; HILBERTO; MOREIRA; SERRANO, 2016). A lei 9.496/1997 ligou o novo acordo da dívida com a definição por parte dos estados de programas de reestruturação e de ajuste nas finanças pública. Haja vista que a referida lei (Lei n.º 9.496/1997) permitiu novos (re) financiamentos com prazos mais longos, de até 30 anos, para

¹ De acordo com os artigos 92 e 98 da lei 4.320/64, e o artigo 115 do decreto 93.872/1986 a dívida pública pode ser classificada pelo prazo de amortização (ou resgate) em flutuante e fundada, ou seja, a flutuante é de curto prazo, isto significa que o período de resgate não ultrapassa os 12 meses, já a dívida fundada ou *consolidada* é aquela no qual o prazo de resgate ultrapassa os 12 meses (BRASIL, 2000).

O artigo 29, inciso 2º, da LRF defini dívida pública mobiliária como títulos emitidos pela união, pelo Banco Central do Brasil, Estados e Municípios (BRASIL, 2000).

pagamento, prestações mensais e consecutivas, com atualização monetária com base no Índice Geral de Preços (IGP) - (BRASIL, 1997). A Resolução no 40/2001 restringiu os limites globais para as dívidas (consolidada e mobiliária) de todas as esferas de governo limitando a dívida consolidada líquida em duas vezes o montante da receita correntes líquida (RCL) de cada ente (BRASIL, 2001). A Resolução no 43/2001 que trata das operações de crédito interno e externo de todas as esferas de governo restringiu que o limite para o montante global das operações de crédito dos estados e Distrito Federal executadas em um exercício financeiro deve ser no máximo 16% da RCL. Por consequência, os limites, controle e soluções para o endividamento por meio dos fundamentos legais que surgiram a partir do ano 2000 serviram para dar uma outra perspectiva para o reequilíbrio das finanças públicas no Brasil (BRASIL, 2001).

A partir de 1990, o acordo de refinanciamento das dívidas estaduais impediu que os referidos entes emitissem dívida mobiliária como forma de aumentar receitas para fazer frente as despesas obrigatórias (MERCÊS; FREIRE, 2017). As estatísticas do Governo Central são divulgadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) no relatório conhecido como Resultado do Tesouro Nacional baseado na metodologia que calcula a diferença entre receitas e despesas chamado de “*Acima da Linha*”. Esta ferramenta de política fiscal compõe o instrumental estatístico mais geral para analisar indicadores macroeconômicos que estimam receitas (R) e despesas (D) visando dar subsídios para a elaboração e execução do orçamento, bem como o mais utilizado para a tomada de decisões no que tange às políticas públicas (STN, 2019).

O critério “*Abaixo da Linha*” é utilizado para analisar os motivos que levaram e ainda levam o Governo Central ao endividamento. O referido critério utiliza-se da metodologia “*Acima da Linha*”, que considera a diferença entre receitas e despesas, e adiciona a isso o comportamento da dívida pública ao longo do tempo. Ou seja, a estatística do critério “*Abaixo da Linha*” considera em sua composição o estoque da dívida líquida, o que inclui todas os financiamentos de origem interno ou externo. O Banco Central do Brasil (BCB) realiza a publicação mensal do critério “*Abaixo da Linha*” com vistas a averiguação de que os entes governamentais estão perseguindo as metas fiscais estabelecidas na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO). Desta forma o governo pode analisar a composição, natureza e comportamento dos seus déficits ao longo de determinados períodos, e corrigir os desequilíbrio orçamentários utilizando os meios necessários para satisfazer as demandas sociais por bens e serviços (STN, 2019).

O método “*Acima da Linha*” é tão importante quanto o método “*Abaixo da Linha*” para analisar o comportamento da dívida pública. Haja vista que a primeira metodologia inicia a sua análise a partir de uma condição de equilíbrio entre Receita e Despesa - Receita corrente (RC)

= Despesa corrente (DC) – e depois considera que as situações de desequilíbrio poderão ser resultado de um efeito positivo (ou um efeito negativo) no aumento das receitas (ou diminuição das despesas). Baseado na equação acima o resultado do setor público pode ser positivo ou negativo, assim o resultado negativo é chamado de *déficit* quando a despesa pública é maior do que a receita ($D > R$) e o resultado positivo é chamado de *superávit* quando a despesa pública é menor do que a receita ($D < R$). O fato é que na reunião das duas metodologias é possível estudar a trajetória da dívida, tendo em vista que o seu acúmulo em um determinado período de tempo (a dívida é uma variável estoque) é resultado de um conjunto de *déficits* (*variável fluxo*). E assim é possível contextualizar melhor os motivos que levaram aos *déficits* utilizando os dois critérios. Portanto, o efeito negativo poderá ser resultado de alguma anormalidade no aumento das despesas ou retração das receitas. A primeira metodologia serve para uma contextualização da situação fiscal sem a dependência de qualquer tipo de financiamento, enquanto que a segunda metodologia analisa a causa, natureza e composição do endividamento (GIAMBIAGI; ALÉM, 2008).

O resultado do setor público é classificado em resultado nominal (RN), resultado operacional (RO) e resultado primário (RP). O resultado nominal é composto pela diferença entre as receitas e despesas do governo incluindo as receitas financeiras (que inclui o pagamento do principal e dos juros da dívida) e não-financeiras. Vale ressaltar que por este conceito não levar em consideração a variação da inflação (\check{I}) e a variação cambial (\check{C}) o seu resultado pode apresentar certas distorções. Já o resultado operacional é o resultado nominal considerando o fenômeno da inflação e da variação cambial pelo método da indexação dos valores monetários, ou seja, $RO = RN - \Delta I - \Delta C$. Este resultado é pouco utilizado no Brasil desde quando o governo passou a controlar a inflação e a não atrelar mais a dívida ao câmbio. O resultado primário é o resultado nominal menos o pagamento do serviço da dívida/juros (PsD), ou seja, $RP = RN - PsD$. Assim, dependendo da situação financeira do país em termos de oscilações monetárias e fiscais pode-se utilizar as três formas de analisar o resultado do setor público para assim conhecer qual a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) – (BCB, 2019).

De acordo com Mercês e Freire (2017) os entes estatais utilizam as seguintes fontes de recursos para suprir as necessidades por bens e serviços: 1º) a receita tributária (RT) representa as receitas oriunda dos impostos e transferências das União; 2º) o endividamento representado pela variação da dívida (ΔDV); e 3º) a rolagem do pagamento da dívida representado pelos restos a pagar (RP). Assim a equação das origens de financiamento do Estado é expressa da

seguinte maneira: $R = RT + \Delta DV + RP$ (MERCÊS; FREIRE, 2017).

Em conformidade com Mercês e Freire (2017) os estados empregam os seus gastos nos bens e serviços (D) da seguinte maneira: 1º) a despesa corrente primária (DP), que são os os gastos com pessoal e consumo - ou custeio, que trata-se da terceira forma de mensuração do PIB, ou seja, pela ótica da despesa (GIACOMONI, 2012); os encargos do estoque da dívida pública com amortização e juros; e os gastos com investimento (I). Assim os gastos são representados da seguinte maneira: $D = DP + I$ (MERCÊS; FREIRE, 2017). Considerando a despesa pública, o endividamento e as suas relações com outras variáveis, é possível concluir que o tamanho da dívida em termos absolutos refere-se ao valor do saldo devedor em um dado momento. E em termos relativos pode ser medido pela relação do referido saldo devedor no final do período e valor de uma variável econômica (a Receita Pública ou o Produto Interno Bruto) correlacionando com outras variáveis no final do mesmo período (MATIAS-PEREIRA, 2010).

Segundo Barbosa Filho (2017) a forte crise dos anos de 2014 a 2016 foram resultado de várias crises de oferta e demanda provocadas pelos desajustes da NME. Este modelo econômico consistia em uma política estatal intervencionista. Em uma situação normal a autoridade monetária eleva a taxa Selic nos momentos de inflação alta e diminui nos momentos de redução da taxa de inflação. Todavia, a medida tomada pelo governo vigente foi na direção de reduzir a taxa Selic em um período de aceleração inflacionária. A partir deste momento a credibilidade do BACEN (Banco Central) foi afetada porque a taxa de inflação se manteve elevada ao mesmo tempo em que a taxa de juros continuava baixa.

Além disso, de acordo com Barbosa Filho (2017) os investimentos em indústrias e empresas feita pelo BNDES são fundamentais para o desenvolvimento do país. Por isso o governo concentra seus investimentos no setor produtivo como “*estratégia*” (entre aspas porque nem todos os investimentos do período foram adequados tanto quantitativamente como qualitativamente) de aumento do crescimento da economia. Desta maneira os setores como indústria automotiva e naval, dentre muitas outras, receberam muitos subsídios e proteção nos preços.

Os elevados investimentos na Petrobras como uma “*estratégia*” para o desenvolvimento econômico também consistiram em um forte fator para a crise econômica do período de 2014 a 2016. A relevância da Petrobras na exploração, produção (pré-sal), e refino de petróleo concentrou 10% do investimento do país. Com o marco regulatório do petróleo “o sistema de concessão foi substituído pelo sistema de partilha nas áreas de pré-sal” (BARBOSA FILHO, 2017). O marco regulatório consistiu em uma estratégia para equipar a indústria

petrolífera com máquinas, e expansão de espaços físicos produtivos (para produção e armazenamento) e a criação de empresas. A participação do capital da indústria petrolífera no PIB foi positiva nos anos de 2002 a 2014, mas a partir de 2015 o registro de participação e crescimento é negativo. Todavia, o elevado investimento público apesar de aumentar a taxa de investimento, não proporcionou o retorno financeiro necessário para produzir o crescimento da economia, por diminuir a produtividade dos fatores (PTF).

Ainda de acordo com Barbosa Filho (2017) o controle de preços da gasolina e seus derivados no mercado doméstico afetou negativamente o sistema econômico. O controle de preços fez com que a Petrobras vendesse combustível a um preço inferior ao que comprava no mercado internacional, resultando em uma perda de caixa de R\$ 50 bilhões. Isto elevou a relação dívida líquida/caixa das empresas de 1 em 2010 para 4,5 em 2015, aumentando o custo de captação da empresa e, por conseguinte, maximizando o seu risco.

Segundo Barbosa Filho (2017) o controle de preços realizado pela NME afetou também o setor elétrico. O “governo reduziu as tarifas de energia elétrica em 2013 elevando o consumo, em período de escassez do principal insumo da matriz energética brasileira: água” (BARBOSA FILHO, 2017). Além disso, as empresas fornecedoras de energia dos estados de São Paulo, Minas e Paraná ficaram descontratadas. Com isso a energia foi adquirida no mercado à vista, elevando os custos das empresas geradoras de energia.

A intervenção do governo na política de preços juntamente com a política de incentivos fiscais da NME degradou as contas públicas e afetou o crescimento da economia. Desde 2012 o aumento do déficit público concomitante a trajetória de elevação da dívida pública, provocadas pela NME, contribuíram para o crescimento do risco Brasil — “aumento da taxa de juros real de equilíbrio doméstico” (BATISTA FILHO, 2017). Ou seja, este conjunto de medidas da NME sobre o PIB brasileiro desde 2012 culminaram na desaceleração da economia em 2014 até a crise econômica do segundo mandato da ex-presidente Dilma Rousseff em 2016. Esta questão da redução da taxa de crescimento afeta a sustentabilidade da dívida pública comprometendo o contexto fiscal de solvência de qualquer governo (BARBOSA FILHO, 2017).

Segundo Triches e Bertussi (2017) as políticas fiscais expansionistas nas áreas de custeio e investimentos, que otimizam o produto, cresceram significativamente nos anos de 1997 a 2015. Desta maneira o aumento nos gastos do governo tem desequilibrado o orçamento governamental, provocando uma elevação do endividamento e da taxa de inflação. Isto é resultado do modelo de financiamento adotado pelo governo centrado em emitir títulos e moeda. Este é o motivo de o governo concentrar os seus esforços em conter o endividamento

por meio de manter sustentável a relação dívida/PIB, do que dar primazia a tratar da proporção entre déficit e produto, estabilidade e crescimento. Tendo em vista que quando o orçamento público está equilibrado isso gera credibilidade por parte dos agentes econômicos.

A sustentabilidade da dívida pública exige que o governo tenha a capacidade de pagamento em um horizonte temporal. A crise dos *subprime* (2008) levaram o governo a aumentar os gastos por meio dos dispêndios diretos, renúncia de tributos, aporte financeiro, dentre outras medidas. Inicialmente estas medidas foram positivas, mas a combinação de incertezas, juntamente com o aumento do dispêndio deterioraram as contas públicas aumentando o estoque da dívida (TRICHES; BERTUSSI, 2017).

De acordo com Triches e Bertussi (2017) as contas públicas apresentaram um declínio, sobretudo nos anos de 2014 a 2015, do resultado primário e nominal resultado da nova matriz macroeconômica praticada pelo governo nos anos de 2011 a 2014. A dívida passou de 60% em meados de 2015 atingindo 70% no último mês do mesmo ano. Este contexto conjugado com a redução da trajetória da receita e a despesa mantida constante resultou em redução da atividade econômica.

Em conformidade com Barbosa Filho (2017), os choques de demanda resultaram na crise econômica por causa do esgotamento da NME em 2014, e devido: a) à crise que tornou a dívida pública insustentável em 2015; e b) à correção de tarifas, que foi decorrente de uma política monetária contracionista. Segundo Galle e Faro (2020) o crescimento econômico pode ser proporcionado por uma política fiscal expansionista com o déficit fiscal (NANCY, MADEIRA, PEREIRA, 2020) ou para administrar os períodos de estagnação da economia. A alta taxa de juros e o tímido crescimento da economia fizeram com que a relação dívida/PIB tivesse uma trajetória instável nos anos de 2014 a 2017 (GALLE, FARO, 2020). Assim, o permanente aumento dívida em relação PIB (dívida/PIB) agravou a crise nos anos de 2018 a 2020, sobretudo com o aumento da crise do Covid-19 do último ano (BORGES, 2020). Em vista disso, o comportamento da dívida líquida do setor público apresentou um declínio desde o mês de dezembro de 2002 até setembro de 2020.

2.2 Análise do teste de Chow

Segundo Chow (1960) é muito comum o uso de regressão linear simples para analisar relações econômicas como o consumo médio em relação a renda, ou a quantidade consumida de um determinado bem ser regredida linearmente em relação ao seu preço. Além disso a quantidade consumida pode ser regredida em relação ao preço de bens complementares,

substitutos ou em relação a receita, custos, lucros, vendas, taxa de juros, ativos líquidos bem como ações corporativas. Ao fazer uma relação econômica com duas variáveis regredindo uma contra a outra (regressão simples) é importante verificar se se mantém estáveis em mais de um período de tempo, ou se esta relação pode ser aplicada para outras duas variáveis econômicas distintas. Como por exemplo, analisar o padrão de consumo do brasileiro antes e depois da década de 1980. Vale ressaltar que: “Estatisticamente, essas perguntas podem ser respondidas testando se dois conjuntos de observações podem ser considerados como pertencentes à mesma regressão modelo” (Chow, 1960). Todavia, nem sempre necessariamente há igualdade entre dois períodos ou grupos de variáveis econômicas. Embora determinado grupo de empresas possam ser afetados de forma semelhante em relação ao lucro, isso pode não ocorrer da mesma maneira em relação aos ativos líquidos: “Estatisticamente, estamos perguntando se o subconjunto de coeficientes em duas regressões são iguais” (CHOW, 1960).

Considerando uma amostra com n observações em um modelo de regressão linear simples no qual Y é a variável dependente e X é a variável independente e ε é o erro estimado (CHOW, 1960):

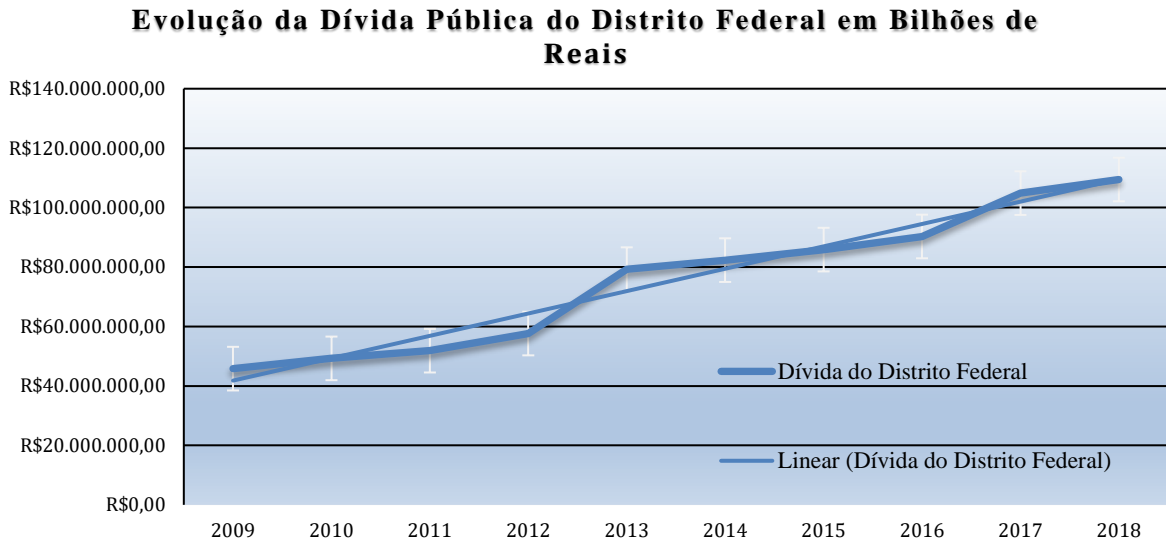
$$Y_1 = X_1\beta_1 + \varepsilon_1 \quad (1)$$

Neste caso o X representa a quantidade de variáveis definidas, o β_1 é o coeficiente de regressão que indica a inclinação de X , que é idêntico a 1. O ε é uma variável independente, que é “normalmente distribuído com média zero e desvio padrão σ ” (CHOW, 1960).

Ao considerar a relação matricial das várias formas que x pode assumir em um conjunto de valores: $X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{21}, X_{22}, X_{23}, X_{31}, X_{32} \dots X_{np}$. No qual X representa o número de linha e p o número de colunas. Ao supor que $n > p$ não é uma singularidade da matriz x , é possível estimar os parâmetros $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4 \dots \beta_n$ e desvio padrão (σ) (CHOW, 1960).

Em um exemplo hipotético no gráfico 1 pode-se observar a dívida pública do distrito federal em bilhões de reais no período de dez anos (2009-2018), no qual há uma mudança notável no aumento da dívida do ano de 2012 para 2013 no valor de R\$ 21.661.117,16. Esta diferença em valores monetários se torna visível na inclinação da reta de regressão em relação ao seu eixo central (linear – dívida do distrito federal). Isto pode indicar a presença de uma quebra estrutural resultado da forma como está sendo administrada a dívida pública no distrito federal. Neste caso seria necessário investigar as causas do aumento da dívida pública.

Gráfico 1 - Dívida pública hipotética do Distrito Federal em bilhões de reais nos anos de 2009 a 2018.



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor (2021).

De acordo com Chow (1960) tanto a regressão como o intervalo de previsão terão o seu teste de hipótese para as mesmas amostras envolvidas considerando a quantidade de m observações iguais a 01 (um) e a análise da covariância será $m > p$. O intervalo de previsão para a média aritmética de uma quantidade m de observações adicionais considerada na equação (1) admite que o Y_1 e o ϵ_1 possuem uma única coluna de vetores com n elementos e que X_1 possui n (linhas) e p (colunas) não singulares; e que β_1 possui uma única coluna de vetores do p (valor), o coeficiente responsável pela angulação da regressão. Ao estimar os mínimos quadrados de β_1 da primeira amostra pode ser obtida a seguinte equação:

$$b_1 = (X_1' X_1)^{-1} X_1' Y_1 = \beta_1 + (X_1' X_1)^{-1} X_1' \epsilon_1 \quad (2)$$

Vale ressaltar que $X_1' X_1$ é a matriz de produto cruzado de p , que são os X 's da primeira amostra. E ao acrescentar o m adicional observado sendo apresentado no modelo abaixo relacionado (CHOW, 1960):

$$Y_2 = X_2 \beta_1 + \epsilon_1 \quad (3)$$

Assim X_2 é uma matriz não singular com a amostra m (número de observações) representado pela quantidade de colunas p . O novo erro indicado pela ϵ_2 é normalmente

distribuído com a covariância $I\sigma^2$. A “diferença entre o vetor Y_2 e o vetor de predição baseado na regressão estimada por n observações” (Chow, 1960). Poderá ser encontrado a seguinte equação adequando as equações (2) e (3) (CHOW, 1960):

$$\mathbf{d} = \mathbf{y}_2 - \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_1 = \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 - \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{\varepsilon}_1 - \mathbf{X}_2(\mathbf{X}'_1\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}'_1\boldsymbol{\varepsilon}_1 \quad (4)$$

Assim a esperança de é:

$$\mathbf{E}(\mathbf{d}) = \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_1 \quad (5)$$

Para obter um resultado da estatística com uma hipótese nula no qual $\beta_2 = \beta_1 = \beta$ pode-se considerar a esperança $\mathbf{E}(\mathbf{d}) = 0$ na medida que se faz uso da equação quadrática $\mathbf{d}'(\text{Cov } \mathbf{d})^{-1}\mathbf{d}$.

$$\begin{aligned} \mathbf{d}'(\text{Cov } \mathbf{d})^{-1}\mathbf{d} &= [\boldsymbol{\beta}'_2\mathbf{X}'_2 - \boldsymbol{\beta}'_1\mathbf{X}'_2][\mathbf{I} + \mathbf{X}'_2(\mathbf{X}'_1\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}'_2]^{-1}[\mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 - \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_1] \\ &\quad \frac{1}{\sigma^2} + [\boldsymbol{\varepsilon}'_1\boldsymbol{\varepsilon}'_2][-\mathbf{X}_1(\mathbf{X}'_1\mathbf{X}_1)^{-1}\mathbf{X}'_2][\mathbf{I} + \mathbf{X}_2(\mathbf{X}'_1\mathbf{X}')^{-1}\mathbf{X}'_2]^{-1}[-\mathbf{X}_2 \\ &\quad (\mathbf{X}'_1\mathbf{X}')^{-1}\mathbf{X}'_1\mathbf{I}]\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \end{aligned} \quad (6)$$

Ainda segundo Chow (1960) no caso da hipótese alternativa $\beta_2 \neq \beta_1$, assim o $\mathbf{d}'(\text{Cov } \mathbf{d})^{-1}\mathbf{d}$ tenderá para uma distribuição X^2 não central. Todavia, diante da hipótese nula a razão da estatística F (que é o teste da variância ou teste de Chow) considerando $n - p$, quer dizer, $F(m, n - p)$ – o teste tenderá a uma redução no seu intervalo de previsão quando $m = 1$. O resultado da estatística F pode ser percebido na seguinte equação abaixo:

$$\frac{\mathbf{d}'(\text{Cov } \mathbf{d})^{-1}\mathbf{d} \frac{1}{m}}{\frac{S_1^2(n-p)}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{(n-p)}} = \frac{\mathbf{d}'[\mathbf{I} + \mathbf{X}_2(\mathbf{X}'_1\mathbf{X}'_1)^{-1}\mathbf{X}'_2]^{-1}\mathbf{d}}{S_1^2 m} \quad (7)$$

A estatística F da equação (7), o intervalo de previsão, a observação adicional bem como a análise de covariância quando $m > p$ possuem aplicação no teste de hipótese da regressão linear geral, que pode ser aplicada para testar se a totalidade dos conjuntos dos coeficientes das duas regressões são homogêneas ou não. Desta forma, “o tamanho m da segunda amostra é considerado maior que p e depois reduzido para 1” (Chow, 1960). Por fim, o teste de Chow ou teste da variância se propõem a testar o subconjunto dos coeficientes em duas regressões

possibilitando a análise das mudanças da inclinação e direção nas tendências em uma série temporal (CHOW, 1960).

Assim, o teste F é o teste da razão da variância que leva em consideração a soma residual dos quadrados da equação 01 e da equação 03 mais uma terceira equação cujo o resultado indicará um nível de significância ou não do resultado. Ou seja, se os resultados forem estáveis então o nível de significância será de 1%, 5% ou 10% indicando que o resultado não é estatisticamente significativo (não há quebra estrutural, que é a hipótese nula). Todavia, os resultados cujos os valores forem acima dos percentuais supracitados indicam que a estatística F é significativa, desta maneira a hipótese nula será rejeitada, ou seja, houve mudança nos valores dos parâmetros que estão sendo analisados indicando que **há quebra estrutural** (MAHAR, LUITEL, 2015).

Como a hipótese nula indica que não há quebra estrutural, então rejeitá-la significa que há quebra estrutural. Conforme a equação 8, para encontrar o valor da estatística F é realizado os testes dos mínimos quadrados ordinários de todo o período ($MQOt$) que está sendo analisado, bem como os testes dos MQO antes do período de quebra ($MQO1$), e o período depois do ponto de quebra ($MQO2$). No teste do ($MQOt$), que contempla o valor residual dos MQO de todo o período da série temporal que está sendo analisada, é realizado tradicionalmente considerando que a regressão possui variáveis paramétricas estáveis. Nos testes dos $MQO1$, que representa o valor residual dos mínimos quadrados ordinários antes da data da quebra, e $MQO2$, que indica o valor residual depois do ponto de quebra, se assume que a regressão é realizada considerando oscilações nas variáveis paramétricas (MAHAR, LUITEL, 2015; ARONU, NWORUH, 2019).

$$F = \frac{\frac{(MQOt - MQO1 + MQO2)}{k}}{\frac{(MQO1 + MQO2)}{(n1 + n2 - 2k)}} \quad (8)$$

Assim, considerando ainda a equação 8, k significa o número de variáveis que estão sendo estimadas no modelo (ou número de parâmetros); $n1$ é o tamanho da amostra do primeiro período antes da quebra estrutural; $n2$ é o tamanho da amostra do segundo período, ou seja, depois do ponto da quebra estrutural; e $2k$ é o número de parâmetros estimados em cada modelo, quer dizer, neste caso são 02 (dois) parâmetros. Quando todo o período é estável $MQOt$ então não há mudanças estatisticamente relevantes, todavia, quando a soma dos quadrados dos resíduos de períodos diferentes é distinta ($MQO1 \neq MQO2$), isso significa que os parâmetros

não são estáveis. Portanto, isso pode indicar que há quebra estrutural (MAHAR, LUITEL, 2015; ARONU, NWORUH, 2019).

2.2.1 Aplicação do teste de Chow considerando as mudanças que separam o ponto de quebra.

De acordo com Mahar e Luitel (2015) em 1997 houve uma mudança no padrão utilizado pela agência federal norte americana para a classificação de estabelecimentos comerciais no que tange a coleta, tabulação, apresentação e análise dos dados estatísticos que refletem a trajetória dos PIB dos EUA. No ano supracitado o Department of Commerce Bureau of Economic Analysis (BEA) dos Estados Unidos mudou o seu sistema de classificação das contas nacionais, relativo ao relatório do PIB, do antigo Standard Industrial Classification (SIC) para o North American Industry Classification System (NAICS). O NAICS foi aprimorado em conjunto pelas seguintes instituições: Economic Classification Policy Committee (ECPC) dos Estados Unidos, Statistics Canada, e o Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) do México. O trabalho das referidas instituições permitiu um alto nível de semelhança entre as estatísticas relativas à produção industrial de bens e serviços das empresas dos países da América do Norte. O sistema NAICS aumentou o número de categorias industriais encontrando 1.170 indústrias, enquanto o sistema SIC identificou apenas 1.004.

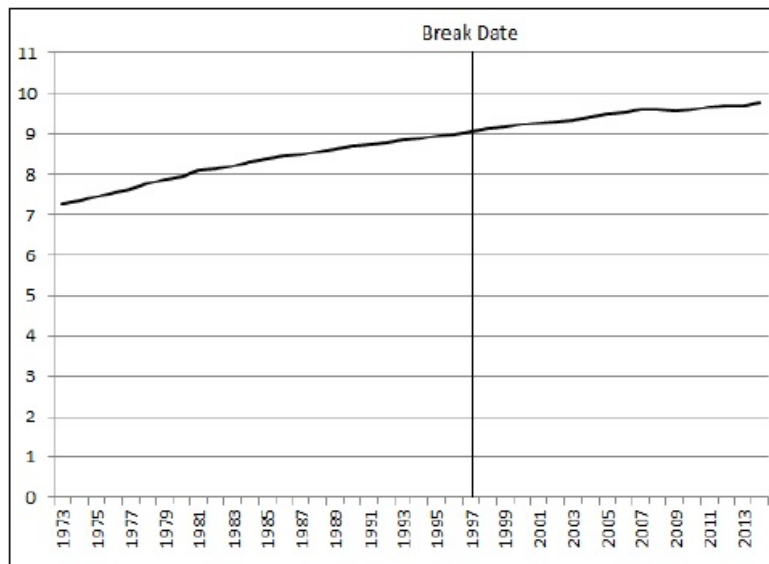
Esta diferença no aumento das categorias do sistema NAICS é marcada por uma quebra estrutural em 1997, quando comparado com o sistema SIC até antes do referido ano. Uma série temporal expressa um conjunto de dados organizados e contabilizados para uma mesma variável (no caso o PIB) para um determinado período de tempo. Uma quebra estrutural, em macroeconomia, ocorre quando existe uma mudança brusca ou de forma aparentemente não prevista em uma série temporal. Dessarte, é muito importante o conhecimento da quebra estrutural em uma série temporal como a relativa ao PIB dos EUA (MAHAR; LUITEL, 2015).

Segundo Mahar e Luitel (2015) a compreensão da quebra estrutural relativa a série temporal do PIB dos EUA se mostra importante porque pode ajudar a compreender: a) a falta de credibilidade de certos modelos baseados no sistema antigo (SIC), uma vez que os pesquisadores poderão chegar a conclusões conflitantes; b) a importância do uso da variável macroeconômica PIB dos EUA para vários pesquisadores do mundo, sendo assim uma referência; c) e finalmente o fato de que muitos trabalhos econométricos como artigos, livros, bem como pesquisadores influentes usarem a série temporal dos dados relativos ao PIB dos EUA para exemplificar suas análises em disciplinas de economia.

Ao realizar a quebra estrutural usando o teste de Chow, considerando 41 observações,

percebeu que os valores paramétricos dos dados do PIB dos EUA, para o período supradito, tiveram um resultado substancialmente diferente comparando o sistema SIC com o NAICS (gráfico 2). Em um modelo de regressão linear simples os dados da variável independente da série temporal são distribuídos igualmente no decorrer do tempo. Neste contexto o uso de uma variável (como um índice ou taxa) que expressa o comportamento relativo em vez do absoluto pode ser muito mais útil para comparar outras variáveis e é mais usado na ciência econômica. Por isso no trabalho de Mahar e Luitel foi usado a função logarítmica dividindo 02 (dois) períodos de tempo, ou seja, 1973 até 1996 e 1997 até 2014. O modelo parte do pressuposto de que os parâmetros da regressão não mudam, ou seja, que são estáveis ao longo do período analisado. Assim, a soma residual restrita dos quadrados terão $(n-k)$ graus de liberdade (gl). O erro é expresso por u_{2t} e u_{3t} nas equações referentes aos anos de 1973-1996 e 1997-2014 são independentes uma da outra, mas que no contexto geral da análise se relacionam. Se os parâmetros forem estáveis então a soma residual restrita dos quadrados não serão estatisticamente diferentes da soma residual irrestrita dos quadrados, de outra forma se os parâmetros não forem estáveis então as somas residuais dos quadrados serão diferentes (MAHAR; LUITEL, 2015).

Gráfico 2 - Função logarítmica do PIB do Estado Unidos da América nos anos de 1973 a 2014.



Fonte: Bureau of Economic Analysis, <http://www.bea.gov/> com adaptações de Mahar e Luitel (2015).

A análise de Chow pode ser usada com algumas variações na variável dependente e na variável independente prevista. As simulações de permutação do trabalho de Aronu e Nworuh se basearam em distribuição gama e distribuição normal padrão cujos dados foram coletados no

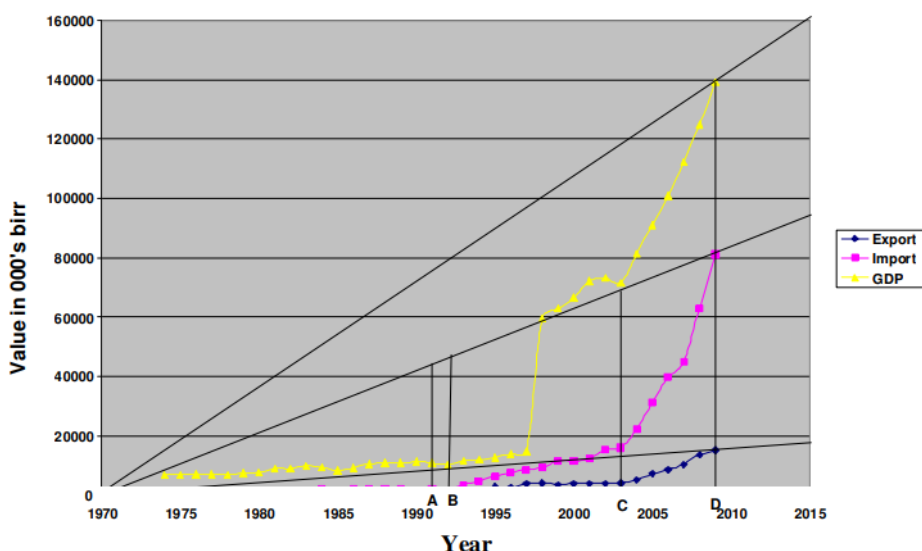
National Bureau of Statistics, o boletim do Banco Central da Nigéria (BCN). Os dados foram o PIB líquido em bilhões e a eletricidade considerando 23 (vinte e três) erros no período de 1989 a 2015 (ARONU, NWORUH, 2019). O teste de Chow é considerado um modelo tradicional de constatação de quebras estruturais, podendo testar a semelhança dos coeficientes em mais de um modelo de regressão. Neste caso a variância dos erros deveria ser a mesma em todas as regressões analisadas, assim quando esta hipótese não se confirma o teste de Chow pode estar errado, sugerindo a possibilidade de uma hipótese nula - quer dizer, de que não há quebra estrutural. (SCHMIDT, SICKLES, 1977). Estas variações são permutações que podem ocorrer quando se pretende testar quebras estruturais em modelos lineares conhecido como permutações de Milek. Foram usados 03 (três) métodos de permutação, baseados no teste de Chow, para identificar se houve uma mudança significativa a partir da atuação da Negeria Electricity Regulatory Commission (NERC) no ano de 2005 no crescimento econômico da Nigéria. Os três métodos identificaram a presença de quebras estruturais em janeiro de 2005. Neste caso o método 2, que se preocupa em permutar o objeto da variável dependente prevista, teve um desempenho melhor que o teste de Chow tradicional.

A identificação de quebras estruturais em economia pode representar um sério obstáculo em séries temporais em econometria (BIN; HONG, 2012). Leva algum tempo para ocorrer uma quebra estrutural e estas mudanças podem ocorrer por diversos motivos como desenvolvimento tecnológico, mudança nas preferências do consumidor, alterações nas decisões dos gestores públicos, além de outras motivações que provoquem mudanças estruturais no longo prazo. Deste modo, estas mudanças poderão ser mensuradas nas variações dos parâmetros do modelo que está sendo analisado (ARONU; NWORUH, 2019). As quebras estruturais em economia analisam uma mudança repentina nos parâmetros econométricos em uma série temporal. Dependendo do contexto poderá haver uma mudança na relação condicional entre a variável a ser explicada e a variável explicativa, podendo resultar em uma quebra estrutural parcialmente aceitável ou até mesmo incongruente (WONGSOSAPUTRO; PAUWELS; CHAN, 2011).

O teste de Chow pode ser usado para identificar mais de uma quebra estrutural. Isso pode ser verificado quando ele foi aplicado na Etiópia para analisar a quebra estrutural das exportações, importações e o PIB nos anos de 1974 até 2009. As séries temporais das referidas variáveis macroeconômicas revelaram 03 (três) quebras estruturais nos anos de 1992, 1993 e 2003, indicados pelos pontos A, B e C, respectivamente (gráfico 3). O primeiro ano de quebra foi decorrente da liberalização cambial; o segundo ano foi consequência da desvalorização cambial, e o terceiro ano foi resultado da tendência contínua de crescimento econômico no país em questão. O modelo de regressão tradicional usando o método dos mínimos quadrados

ordinários (MQO) é baseado na estimação de variáveis cuja média e a variância são constantes no decorrer do tempo, e não há sazonalidade. Todavia, quando a média e a variância não são constantes, ou seja, quando elas mudam no decorrer do tempo, então pode-se concluir que elas não são estacionárias, quer dizer, a raiz unitária varia no decorrer do tempo. Destarte, a hipótese nula foi rejeitada, ou seja, a média e variância em todas as variáveis analisadas não são constantes. Assim, os trabalhos de Allano, Kassa e Humdie se preocuparam em analisar os resultados do teste do Chow por meio do teste de raiz unitária, quer dizer, usando o teste de Dickey-Fuller. Os referidos autores concluíram que a hipótese nula (de que a média e a variância são constantes) foi rejeitada, ou seja, as variáveis analisadas não são estacionárias, podendo-se inferir que foi confirmado quebras estruturais em todos os anos supracitados (ALLARO; KASSA; HUNDIE, 2011).

Gráfico 3 - Quebra estrutural para as exportações, importações e PIB na Etiópia (1974 – 2009).



Fonte: ALLARO; KASSA; HUNDIE (2011).

2.3 Análise do teste de Bai-Perron

O teste de Bai-Perron (1998) surgiu devido à preocupação em modelar uma diversificada quantidade de quebras estruturais. Este método se baseia no uso de estimadores consistentes do número de quebras, realiza testes para quebras estruturais múltiplas e estrutura intervalos de confiança para as datas das quebras. Inicialmente o teste de Chow se preocupava com a identificação de uma única quebra estrutural, todavia por meio do método de Quandt (1960) ele foi adaptado para constatar múltiplas interrupções na série temporal objeto da análise. Segundo Perron (1989) a constância de certas variáveis pode ser resultado de modelos

que não foram bem estruturados, e onde pode existir quebras estruturais. Por isso, para Perron (1989) estes processos estacionários devem ser submetidos a testes de hipótese de raiz unitária. Esta conclusão foi resultado de testar séries com tendências estacionárias com apenas uma quebra estrutural como a quebra da bolsa de valores de Nova York, o choque do preço do petróleo em 1973, bem como séries que consideram o PIB trimestral do pós-guerra. Assim, o método de Bai e Perron (1998) consiste na estimação das múltiplas mudanças estruturais em um modelo linear de mínimos quadrados. Neste caso são propostos vários testes para regressores de tendências, bem como pontos de quebra para encontrar as estimações de forma mais precisa possível. Para que isso fosse possível foi considerado o tamanho e a potência dos testes, bem como os intervalos de confiança dos pontos de quebra estrutural. Quando há uma tendência dos regressores (quando são viesados) então os métodos desenvolvidos por Bai e Perron (1998) não são válidos, pois não podem ser aplicados de forma a ser obtido um resultado consistente.

A inflação e a taxa de juros são exemplos de variáveis que não possuem tendências. Ao analisar a taxa de juros, e o preço ao consumidor da Turquia, nos períodos de janeiro de 1980 e dezembro de 2004, foi constatado quebras estruturais nos períodos de setembro de 1987 e fevereiro do ano 2000. A primeira quebra foi devido às seguintes mudanças na estrutura da economia: fim de barreiras ao comércio internacional por meio de estratégias de crescimento; diminuição do controle cambial focando no câmbio flexível; menor controle das taxas de juros; e políticas de atração de capital estrangeiro. Ao implantar este plano de crescimento econômico isso teve uma repercussão positiva reduzindo os preços dos bens destinados ao consumo, que foi reflexo do crescimento da economia. No final da década de 80 a inflação aumentou a despeito dos programas destinados a contê-la. A segunda quebra estrutural foi resultado do aumento da dívida pública, que estava sendo financiada por títulos públicos, e pela política de estabilização cambial para conter a inflação. Essa política não teve sucesso e resultou em uma crise política cambial nos anos seguintes. O método de Bai-Perron (1998) revelou a grande volatilidade da taxa de câmbio, e instabilidade da taxa de juros e taxa de câmbio na Turquia no período analisado (ÖNEL, 2005).

Assim como na equação da primeira regressão (1) existia uma relação de dependência de Y_1 em relação ao coeficiente linear e angular ($X_1\beta_1$), respectivamente, no método de Bai-Perron esta relação continua, todavia, podem existir mais variáveis independentes (X_2) relacionadas a outro coeficiente angular (β_2) que serão introduzidas no modelo. Além disso a variável erro continua como na equação (1), todavia, na equação (9) ela é expressa por ε_t .

$$Y_1 = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon \quad (9)$$

Neste tipo de regressão linear múltipla com m quebras estruturais ($m + 1$) são considerados $T_0 = 0$, que é o período 0 (zero), e o novo período que é o período $T_{m+1} = T$.

2.4 Análise do teste de CUSUM

O método de CUSUM (*Cumulative Sum*), ou método da soma cumulativa, ou ainda método do somatório, considera a estabilidade de uma regressão durante um determinado período de tempo. O método de CUSUM pode ser classificado em: método de CUSUM não paramétrico e método de CUSUM paramétrico, de forma que o primeiro será apresentado neste trabalho para auxiliar na compreensão do segundo. O método de CUSUM paramétrico pode ainda ser classificado em: método de CUSUM tradicional e método de CUSUM dos quadrados dos resíduos recursivos. Tanto no método de CUSUM tradicional e no método de CUSUM dos **quadrados** dos resíduos recursivos são usados resíduos recursivos que são variáveis que não são correlacionadas com a média zero e a variância constante. No método em questão é considerando a razão de probabilidade **logarítmica de Quandt** usando técnicas baseadas em regressão móvel, no qual o modelo de regressão é ajustado a partir da mobilidade de dados no decorrer da série, assim como são observados os coeficientes da regressão ao longo da série. É um método que se preocupa em analisar as saídas (ou resultados) da regressão em forma gráfica (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

2.4.1 Método de CUSUM não paramétrico

Para elaborar o gráfico CUSUM é importante perceber que as somas cumulativas dos desvios das amostras são subtraídas da média histórica ou de uma média pré-determinada também conhecida como “média alvo”. Vale ressaltar que as somas cumulativas servem como uma espécie de registro dos deslocamentos anteriores, assim o gráfico CUSUM é muito útil para mensurar pequenas mudanças no comportamento da amostra em relação a sua média (MONTGOMERY, 2012). Utilizando um pequeno exemplo matemático hipotético para considerar primeiramente o comportamento do gráfico de desvio cumulativo como apresentado nos valores na tabela 1 (os dados completos estão no ANEXO 1):

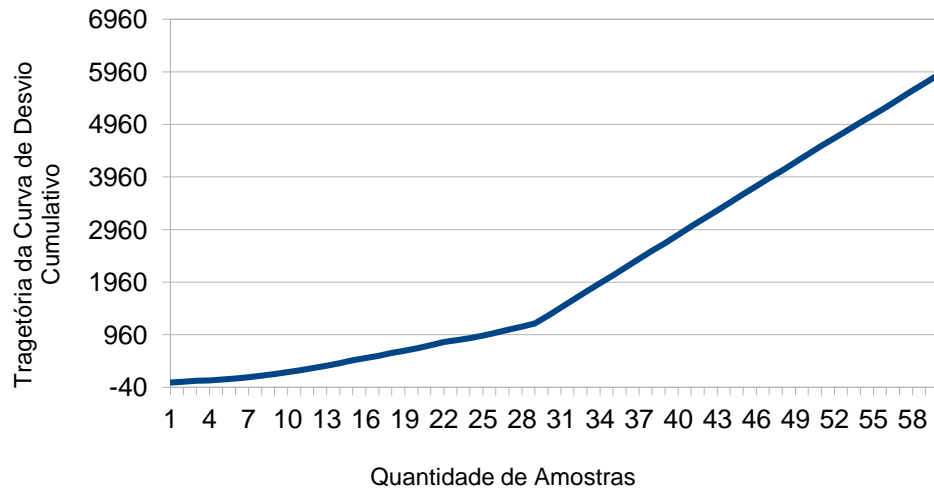
Tabela 1 - Acumulação dos valores em relação ao valor médio.

Amostr a	Valor (X)	Desvio em relação à média	Acumulação
1	100,5	50,5	50,5
2	65,77	15,77	66,27
3	66,88	16,88	83,15
4	55,44	5,44	88,59
5	68,99	18,99	107,58
6	70,44	20,44	128,02
7	75,88	25,88	153,9
8	77,9	27,9	181,8
9	80,55	30,55	212,35
10	86,88	36,88	249,23

Fonte: Elaborado pelo autor (2021).

No exemplo hipotético (tabela 1) acima é apresentado 10 observações e uma média histórica igual a 50. A fórmula para considerar a primeira acumulação é dada por $C_1 = X_1 - \mu_0$. C_1 uma variável que indica o início do processo de acumulação; X_1 , indica o primeiro valor que influenciará na acumulação ao longo de uma série histórica; e μ_0 é a média ou primeira média a ser analisada. Observe que o valor inicial de 100,5 menos a média de 50,0 acumula o valor restante que é 50,5, ou seja, $100,5 - 50,0 = 50,5$. Todavia, a partir da segunda amostra deve-se utilizar a seguinte fórmula: $C_0 = (X_0 - \mu_0) + C_0 - 1$, no qual C_0 é a variável que indica o processo de acumulação após a primeira amostra; X_0 representam os valores que influenciarão à acumulação ao longo de uma série histórica a partir da segunda amostra. Assim a partir do segundo valor de 65,77 menos 50 é igual e 15,77 que ao somar com o valor acumulado de 50,5 resulta em um valor de 66,27. A terceira observação é o valor de 66,88 que ao ser subtraído do valor médio de 50 é igual a 16,88, mais o valor acumulado anteriormente resulta em 83,15. A quarta observação é 55,44 menos o valor médio de 50 que é igual a 5,44, que somando ao último valor acumulado é igual a 88,59, e assim sucessivamente com todos os desvios cumulativos das variáveis observadas. Ao continuar com uma amostra de 60 (sessenta) observações conforme o anexo A percebe-se que estas acumulações resultarão no seguinte gráfico do desvio cumulativo (gráfico 4):

Gráfico 4 - Curva de desvio cumulativo em relação às amostras.



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor (2021).

O gráfico 1 apresenta uma mudança significativa a partir da amostra 30 (referente ao valor 199,4), no qual produziu uma visível mudança na inclinação da reta. A apresentação gráfica é excelente para apresentar pequenos deslocamentos em torno de um valor médio. Haja vista que é possível a identificar os vários desvios cumulativos ao longo de toda a amostra, e no caso em questão tratam-se de sessenta observações (MONTGOMERY, 2012). O gráfico 1 acima apresenta um desvio cumulativo que é o que se espera quando o processo está sob controle diante de uma média de 50 (cinquenta), quer dizer, é normal quando o desvio flutua de forma estável com uma média em torno de zero. Desta forma o conceito de soma cumulativa dos desvios serve tão somente para introduzir o conceito de soma cumulativa, CUSUM. (MONTGOMERY, 2012).

Considerando que i é o número de amostras, C_i a soma cumulativa até a i –ésima amostra. E que as amostras podem ainda ser representadas por $n > 1$, de forma que \bar{X}_j equivale a média da j –ésima amostra menos o valor médio que é a meta para formar o gráfico de controle das somas cumulativas. A equação pode ser representada algebricamente conforme a equação (10):

$$C_i = \sum_{j=1}^i (\bar{X}_j - \mu_0) \quad (10)$$

(MONTGOMERY, 2012)

No decorrer do tempo pode ser que quando a média μ_0 (a média positiva ou negativa

usada como parâmetro e o valor-meta ou alvo a ser alcançado) se desloca para um valor maior μ_1 de forma que $\mu_1 > \mu_0$. Assim, pode-se dizer que o gráfico CUSUM tem uma tendência de soma cumulativa de forma que fique positivamente inclinado como uma curva de oferta. De forma inversa, quando a média se desloca para um valor inferior μ_2 à média alvo μ_0 , de forma que $\mu_0 < \mu_1$, indicando uma tendência de comportamento negativamente inclinado como uma curva de demanda na soma cumulativa C_i . Essa mudança na média, geralmente, é evidenciada quando o gráfico é plotado, assim quando ocorrem mudanças relevantes indicados nos pontos do gráfico é importante averiguar o motivo desta mudança. (MONTGOMERY, 2012).

De acordo com Montgomery (2012) observe que os limites cumulativos acima da média estão representados pelas letras e símbolo C_i^+ (linha azul) e os desvios abaixo da média são representados pelas letras e símbolo C_i^- (linha verde), conforme a equação (11) e (12) Sendo K uma constante que serve como um parâmetro (ou folga) resultado de selecionar o maior valor encontrado entre μ_0 e o valor médio μ_1 que é o valor que não pode ser administrado e precisar ser encontrado. O valor K é empregado para minimizar os impactos dos desvios sendo o intervalo entre a média histórica e o valor que se intenta encontrar. Por exemplo, pode ocorrer de em um empreendimento seja necessário conhecer um deslocamento inferior e superior em torno de um valor médio, então neste caso pode ser utilizado 05 (cinco) unidades para cima e para baixo do valor de referência. Esta intenção de conhecer o deslocamento pode ser representada pela letra grega δ (ou seja, $\delta = 5$), assim a constante K pode ser conhecida na medida δ é dividido por 2, assim, $K = \frac{\delta}{2} = \frac{5}{2} = 2,5$. Os valores dos desvios acima da média acumulados em relação à última amostra são representados por C_i^+ . Já os valores dos desvios abaixo da média acumulados em relação à observação anterior são representados por C_i^- . (MONTGOMERY, 2012). Os limites cumulativos acima da média são expressos pela seguinte equação referente ao CUSUM tabular:

$$C_i^+ = [0; X_i - (\mu_0 + K) + C_{i-1}^+] \quad (11)$$

(MONTGOMERY, 2012)

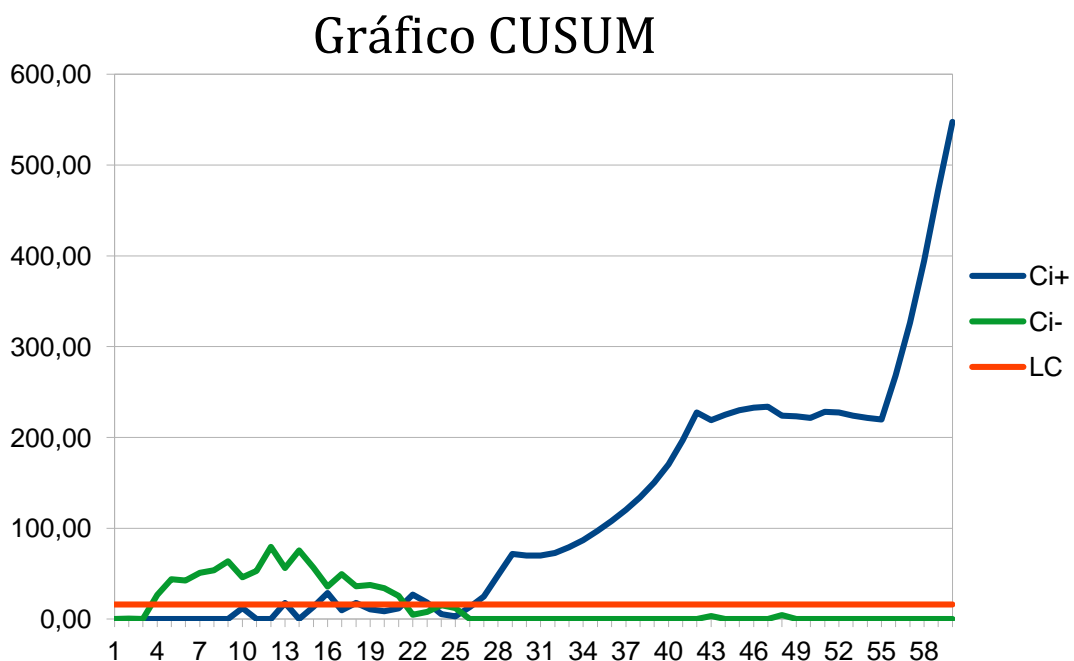
Já os limites cumulativos abaixo da média são expressos pela seguinte equação:

$$C_i^- = [0; (\mu_0 + K) - X_i + C_{i-1}^-] \quad (12)$$

(MONTGOMERY, 2012)

Uma das questões que precisam ser consideradas é o limite de acumulação dos desvios cumulativos, ou seja, até qual o valor que eles conseguem ser acumulados. Devido a esta variação para valores superiores e inferiores são realizados cálculos para identificar os limites cumulativos (LC), assim o LC (curva laranja) representa o limite de controle. Para o cálculo do limite de controle é utilizado uma constante H multiplicada pelo desvio padrão σ do valor que se pretende controlar, de maneira que a expressão algébrica é representada por $LC = H \times \sigma$. O conceito de desvio cumulativo que envolve, além da expressão algébrica, a representação gráfica para a análise acima da média e do desvio abaixo da média. (MONTGOMERY, 2012).

Gráfico 5 - Exemplos numéricos representados no Gráfico de CUSUM



Fonte: Gráfico elaborado pelo autor (2021).

O Gráfico 5 acima apresenta em um exemplo hipotético (os dados aplicados à fórmula da soma cumulativa estão no ANEXO 2) que o processo se mantém estável até a amostra 27 e média 97, e depois a média sofre um deslocamento para 103 a partir da 27 observação. A partir do ponto 27 ocorre o crescimento da soma cumulativa dos desvios de forma descontrolada, haja vista que neste caso o gráfico estaria estável se o crescimento médio (considerando a curva normal padronizada) estivesse próximo de 0 (zero). Considerando o primeiro valor no desvio cumulativo superior: $C_1^+ = [0; 104,6 - (103 + 2,5) + 0]$, percebe-se que por se tratar de valores iniciais não há acumulação. O mesmo ocorre com o desvio cumulativo inferior: $C_1^- = [0; (97 + 2,5) - 96,6 + 0]$, todavia tanto para o desvio cumulativo superior como para o inferior à acumulação dos valores conforme a planilha de desvio cumulativo (ANEXO 2). A tabela do gráfico de controle método de CUSUM pode ser apresentada conforme a figura 6, com a ordenação das amostras na primeira coluna; na segunda coluna estão as amostras (propriamente ditas); na terceira coluna é apresentada a diferença entre as amostras e a constante K; na quarta coluna está a fórmula da soma cumulativa.

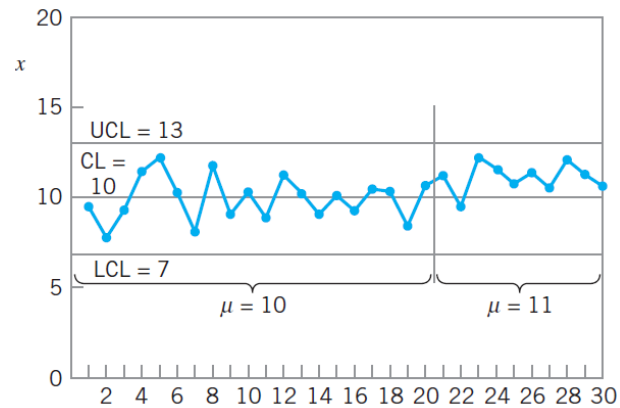
Tabela 2 - Exemplo de uma tabela usada para construir o gráfico de controle de CUSUM.

Sample, i	(a) x_i	(b) $x_i - 10$	(c) $C_i = (x_i - 10) + C_{i-1}$
1	9.45	-0.55	-0.55
2	7.99	-2.01	-2.56
3	9.29	-0.71	-3.27
4	11.66	1.66	-1.61
5	12.16	2.16	0.55
6	10.18	0.18	0.73
7	8.04	-1.96	-1.23
8	11.46	1.46	0.23
9	9.20	-0.80	-0.57
10	10.34	0.34	-0.23
11	9.03	-0.97	-1.20
12	11.47	1.47	0.27
13	10.51	0.51	0.78
14	9.40	-0.60	0.18
15	10.08	0.08	0.26
16	9.37	-0.63	-0.37
17	10.62	0.62	0.25
18	10.31	0.31	0.56
19	8.52	-1.48	-0.92
20	10.84	0.84	-0.08
21	10.90	0.90	0.82
22	9.33	-0.67	0.15
23	12.29	2.29	2.44
24	11.50	1.50	3.94
25	10.60	0.60	4.54
26	11.08	1.08	5.62
27	10.38	0.38	6.00
28	11.62	1.62	7.62
29	11.31	1.31	8.93
30	10.52	0.52	9.45

Fonte: MONTGOMERY (2012).

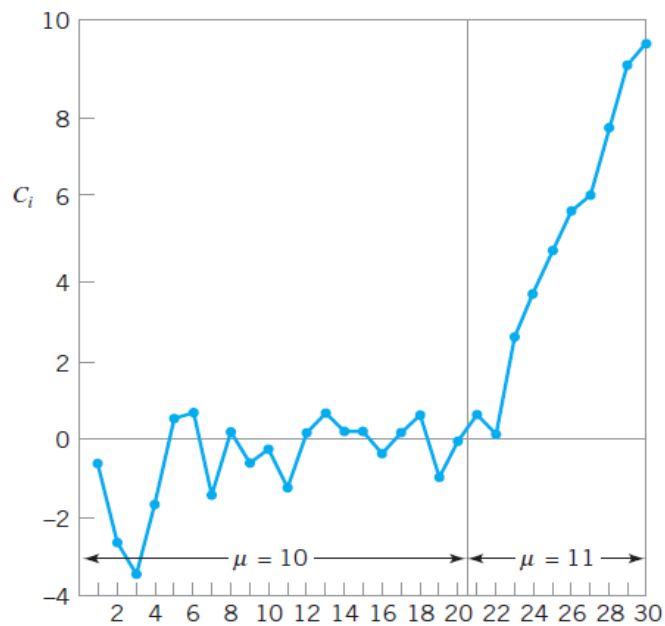
O gráfico da soma cumulativa pode ser expresso por meio de limite de controle superior (UCL), e por meio de limite de controle inferior (LCL) de acordo com a figura 7. Neste caso o limite de controle superior é 13 e o limite de controle inferior é 7. O exemplo da figura 7 apresenta 02 (duas) médias (μ), ou seja, a média era 10 até um ponto e depois passou a ser 11, assim pode-se dizer que este intervalo entre a média 10 e 11 é ponto de quebra estrutural. A figura 8 apresenta também o comportamento do gráfico de CUSUM mas sem os limites de controle superior e inferior (MONTGOMERY, 2012).

Gráfico 6 - Gráfico da soma cumulativa com limites de controle



Fonte: MONTGOMERY, 2012.

Gráfico 7 - Gráfico da soma cumulativa sem limites de controle



Fonte: MONTGOMERY (2012).

2.4.2 Método de CUSUM paramétrico

Geralmente a regressão de séries temporais possuem um comportamento constante, todavia esta constância pode não ser observada em ciências sociais como a economia. Assim o método de CUSUM é utilizado para expor estes desvios de constância de uma série temporal. O Teste de CUSUM parte de um modelo de regressão simples no qual o comportamento normal da hipótese nula dos resíduos recursivos (variável independente) possui uma média zero e a variância constante. A referida hipótese pode ser analisada por meio de plotagens (gráficos)

com soma cumulativa e com soma cumulativa dos quadrados dos resíduos recursivos. É importante ressaltar que o resíduo padrão de cada regressão analisada (Y_t), se baseia no coeficiente de regressão do período anterior, exemplo: $Y_1, Y_2, Y_3, Y_4, \dots, Y_{t-1}$, sendo que o período simbolizado por t é igual a $k+1$ ($t = k+1, k+2, k+3, \dots T$) até um período T qualquer no tempo futuro, determinado pelos parâmetros ou limitações da pesquisa (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

A técnica de CUSUM utiliza o modelo de regressão simples como o que é apresentado na equação (1), mas com o incremento da alteração do tempo ($t = 1, 2, 3, \dots T$). Como na equação (13) abaixo (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975):

$$Y_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Neste polinômio o tempo (t) e o número de observações analisadas (Y_t), que é a variável dependente, é regredida contra a variável independente X_t , que possui colunas de vetores, que são os regressores k . Neste momento inicial as regressões são consideradas como elementos não estocásticos e os modelos auto regressivos são desconsiderados da análise. “O primeiro regressor X_{1t} , será considerado de igual unidade para todos os valores de t se o modelo tiver uma constante” (Brown, Durbin e Evans, 1975). A coluna dos vetores que indicam a inclinação da reta é representada pelos parâmetros $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4 \dots \beta_t$, no qual o t representa a variação ao longo do tempo. Neste momento inicial é preciso assumir que o erro, ε_t , é uma variável “independente e normalmente distribuída com média zero e variância” (Brown, Durbin e Evans, 1975). Vale ressaltar que se está falando de uma variância constante ao longo do tempo. Nesta fase o mais importante é perceber a diferença entre os β 's e às variáveis que representam os desvios-padrão (σ 's) (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

É importante considerar que os resíduos recursivos possuem propriedades e para entender estas propriedades parte-se da ideia de que o H_0 é verdadeiro, ou seja, considera-se que b_r possui os mínimos quadrados estimados β a partir da primeira observação (r), de forma que a matrix de covariância $X_r' X_r$ é uma não singularidade e aplicada da seguinte maneira. A primeira proposição assume a hipótese nula (H_0) de $W_{k+1, k+2, k+3, \dots W_T}$ é uma variável independente, com uma distribuição Gaussiana de média zero e variância constante, $N(0, \sigma)$. A imparcialidade de W_r é óbvia e a proposição (W_r) segue imediatamente da independência de Y_r e b_{r-1} .” (Brown, Durbin e Evans, 1975). Já a segunda proposição considera a variável S_r , que é o resíduo da soma dos quadrados depois do ajuste do modelo para o primeiro r observado assumindo H_0 , verdadeiro, isto é $S_r = (Y_r - X_r b_r)' (Y_r - X_r b_r)$ (BROWN, DURBIN e EVANS,

1975).

$$W_r = \frac{Y_r - X'_r b_{r-1}}{\sqrt{(1 + X'_r (X'_{r-1} X_{r-1})^{-1} X_r)}}, r = k + 1, \dots, T, \quad (14)$$

aonde $X'_{r-1} = [X_1, \dots, X_{r-1}]$ e

$$Y'_r = [Y_1, \dots, Y_r]$$

2.4.3 Considerações sobre a regressão no teste de Cusum

Quando o parâmetro β_t é constante ao longo do tempo ($t = t_0$) e depois passa a diferir do valor constante à variável dependente W_r (equação 8) terá a média zero conforme r progride ao longo do tempo mas, no geral, as médias posteriores passam a assumir um valor diferente de zero (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

$$W_r = \frac{1}{*\sigma} \sum_{k+1}^r W_j \quad (15)$$

A plotagem apresenta as médias de $W_{r's}$ na série temporal a partir do zero considerado de desde a primeira quantidade somada e acumulada posteriormente (Cusum quantity), contra o número e observações r (na medida que $r = k + 1, k + 2, k + 3, \dots T$). O elemento $*\sigma$ (sigma estimado) é a representação do desvio padrão estimado determinado por $*\sigma = S_T / (T - K)$. O teste de significância da amostra W_r é realizado a partir do valor médio $E(W_r) = 0$, tendo em vista que as linhas simetricamente acima e abaixo de $E(W_r) = 0$, tem a probabilidade de cruzar ambas as linhas representadas pelo nível de significância α . Assim a hipótese nula (H_0) para $W_{r's}$ é que a sequência $W_{k+1}, W_{k+2}, W_{k+3}, \dots, W_r$ possui uma distribuição Gaussiana. “Para derivart o teste, W_r é aproximado pelo processo Gaussiana contínuo $\{Z_t, k \leq t \leq T\}$ com a função média e covariância. Este é de fato um processo de movimento Browniano iniciando do zero no tempo $t = k$ ” (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

O teste de Cusum ao quadrado usa o quadrado dos resíduos recursivos (W_r) considerando a plotagem das quantidades (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

$$S_r = \left(\frac{\sum_{j=k+1}^r w_j^2}{\sum_{j=k+1}^T w_j^2} \right) = \frac{S_r}{S_T} \quad (16)$$

O teste fornece um complemento útil para o teste de CUSUM, particularmente quando o afastamento da constância dos $\beta_{r,s}$ é mais aleatório que sistemático. Em H_0 pode-se demonstrar que S_r pode ser apresentado com uma distribuição beta com média $\frac{(r-k)}{(T-k)}$. Isto sugere um desenho de um par de linhas $S_r = - + C_0 + \frac{(r-k)}{(T-k)}$ em um diagrama paralelo à linha de valor médio tal que a probabilidade daquela amostra passa cruzando uma ou outra linha e α , o nível de significância exigido. (BROWN, DURBIN e EVANS, 1975).

2.4.4 Aplicação do teste de CUSSUM a um caso específico

De acordo com Silva; Carvalho e Aragón (2015) a análise da estacionariedade da razão consumo-renda, também conhecida como propensão média a consumir (PMC), na presença de múltiplas quebras estruturais em datas conhecidas, foi estudada por Ana Cláudia A. Silva; Patrícia S. A. Carvalho; Edilean K. S. B. Aragón com o objetivo de verificar a presença de quebras estruturais da função tendência da razão consumo-renda foi aplicado para onze países da América Latina e os EUA usando dados dos anos de 1957 a 2010. A primeira parte do teste buscou identificar a presença de quebras estruturais em datas concebidas na função tendência da razão consumo-renda.

Tanto a hipótese Keynesiana da renda absoluta como a teoria marxista do subconsumo admitem uma razão consumo-renda não estacionária. Contudo, outras hipóteses como o da renda: (a) permanente, (b) relativa e (c) ciclo de vida preveem um equilíbrio de longo prazo entre consumo e renda, quer dizer, a razão consumo-renda possui estacionariedade (SILVA; CARVALHO; ARAGÓN, 2015).

Segundo com Silva; Carvalho e Aragón (2015) O primeiro teste indicou a existência de duas quebras na maioria dos países analisados. Exceto a Colômbia, o Paraguai e EUA que apresentaram uma quebra estrutural, ou seja, não se rejeitou a hipótese de presença de quebras estruturais dos parâmetros da função tendência da PMC. O Peru foi a única economia, cuja hipótese foi de presença de quebras estruturais da razão consumo-renda, que se apresentou não estacionária.

As quebras se concentraram predominantemente nas décadas de 1960 e 1970, com destaque para a redução na PMC nos seguintes países: Argentina, Brasil, Equador, Paraguai e Uruguai. O Chile apresentou uma significativa elevação na razão consumo-renda na primeira

década analisada. Já o Brasil e a Bolívia evidenciaram uma quebra estrutural positiva na década de 1980 (SILVA; CARVALHO; ARAGÓN, 2015).

Para encontrar o nível de inclinação da função tendência das séries, foi usado na presente análise os testes de Perron e Yabu (2009) e Kejriwall e Perron (2010) aplicados à uma série temporal que incluiu 06 (seis) décadas. Para identificar a estacionariedade da razão consumo-renda através da aplicação da classe de testes M de raiz unitária apresentada por Carrion-i-Silvestre *et al* (2009) foi identificado múltiplas quebras estruturais na função tendência.

Nas décadas de 1970 e 1990 tiveram seus dados estimados e foi verificado quebras estruturais em um contexto de “alta de preço do petróleo, crise da dívida, hiperinflação e mudanças na condução da política econômica” (SILVA; CARVALHO; ARAGÓN, 2015). As razões para a não estacionariedade indicam que a razão consumo-renda estão em conformidade com a teoria keynesiana de renda absoluta, embora também não se oponham ao modelo de formação de hábito e da hipótese da renda permanente e da hipótese do ciclo de vida (SILVA; CARVALHO; ARAGÓN, 2015).

3 MÉTODOS

Para verificar a evolução do crescimento da DLSP (em relação ao PIB) e da NFSP (em relação ao PIB) e como esta última variável afeta a primeira, durante os diversos problemas econômicos que o Brasil enfrentou para administrar a relação dívida/PIB desde 1.º de novembro de 2002 a 30 de setembro 2020, será aplicado teste de quebra estrutural ao longo de todo este período. Vale ressaltar que no que tange a análise econométrica a DLSP/PIB é a variável dependente, e que a NFSP/PIB é a variável independente.

Nesse estudo também é analisado se houve mudança estrutural nos dados, e quais foram estas mudanças, bem como os contextos econômicos que afetaram a evolução da DLSP antes e depois das quebras estruturais. Dessa forma, foi realizada uma regressão linear dos dados (DLSP/PIB *versus* NFSP/PIB) para cada período da quebra estrutural, bem como a análise dos resultados da estatística descritiva, ou seja, antes da quebra e depois da quebra, e uma comparação dos dados com vistas a compreender os diversos cenários econômicos que culminaram nos pontos (mês e ano) de quebra.

Os dados que serão utilizados estavam disponíveis na página do Bacen. Os dados relativos à dívida pública que foram usados foi a dívida líquida do setor público (DLSP) dos meses de novembro de 2002 até maio de 2020. O início das datas são a partir de 1º novembro 2002 porque a NFSP passou a ser registrada a partir do referido período. Os dados mensais referentes a dívida líquida do setor público e a NFSP (que é o superávit primário) no período

de novembro de 2002 a maio de 2020 está em percentual dos preços correntes em relação a 12 meses.

Os métodos de quebras estruturais que foram utilizados foram os testes de Chow, Bai-Perron e CUSUM. O objetivo de usar os três métodos justifica-se pela necessidade de buscar precisão nos resultados por meio de uma comparação tanto em relação ao número de quebras como em relação as datas das quebras.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Ao analisar a evolução da DLSP considerando o comportamento da NFSP foi realizado as quebras estruturais pelos métodos de Chow, CUSUM e Bai Perron de forma que foi possível perceber que houve uma coincidência de valores de quebras nos pontos 38, 72, 106, 144 e 176 (ver tabela 3). Assim, pode-se afirmar que há uma correspondência de existência de quebras estruturais pelos três métodos, e que eles apontam para períodos iguais correspondentes aos meses de dezembro de 2005, outubro de 2008, agosto de 2011, outubro de 2014 e junho de 2017, conforme a tabela abaixo:

Tabela 3 - Resultado dos Métodos de Chow, CUSUM, e Bai Perron.

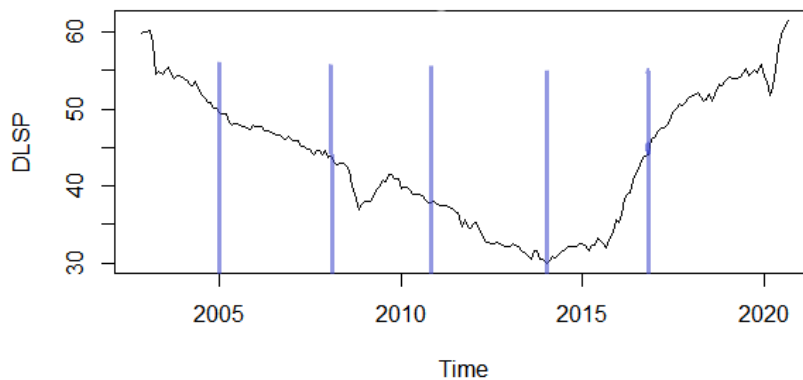
Método de Chow	Método de CUSUM	Método de Bai Perron	Ano e mês
38	38	38	2005 (12)
72	72	72	2008 (10)
106	106	106	2011 (8)
144	144	144	2014 (10)
176	176	176	2017 (6)

Fonte: Tabela elaborada pelo autor (2021).

Foi utilizado neste trabalho a série temporal da DLSP e da NFSP (a tabela dos dados da DLSP e NFSP em anos estão no ANEXO 3). Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período de novembro de 2002 a setembro 2020 (dezessete anos e onze meses), no qual o valor médio é de 44,10 e o desvio padrão de 8,56. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser vistos no gráfico 8, no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP do período de novembro de 2002 até meados de 2014 e 2015, e uma tendência ao aumento do endividamento em relação até setembro de 2020 (os anos das quebras estão indicadas nas linhas azuis). E relação a evolução da NFSP em percentual do PIB no período de novembro de 2002 até maio de 2020 foi constatado uma média de -2,09 e um desvio padrão de 2,56. A apresentação gráfica do

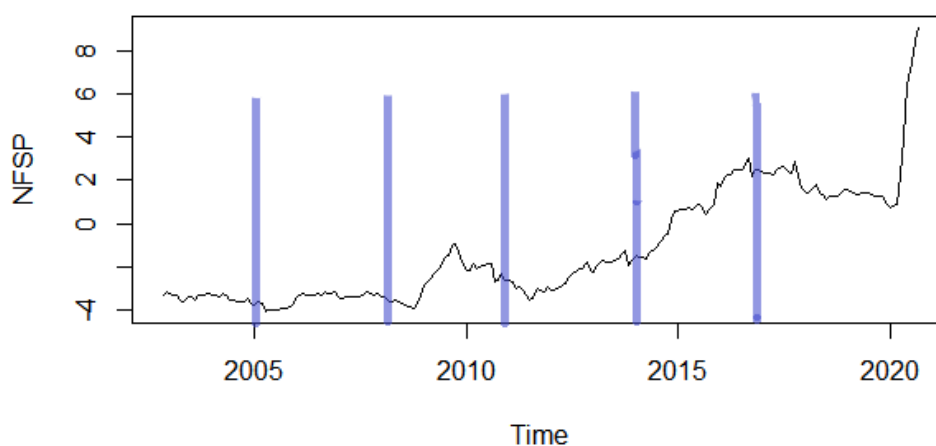
período analisado pode ser vista no gráfico 9 (no qual os anos das quebras indicadas estão indicados nas linhas azuis) no qual é possível perceber uma tendência de aumento da NFSP em todo o período analisado (novembro de 2002 até setembro de 2020). Ao realizar a regressão foi constatado uma correlação positiva de 0,18 entre estas variáveis em estudo. O modelo linear explica 73% da variância da variável dependente a partir do regressores (variáveis independentes) incluídas no modelo linear analisado. O coeficiente de determinação (R^2) do modelo linear explica apenas 3% da variância da variável dependente a partir do seu regressor (variável independente) incluído no modelo linear analisado.

Gráfico 8 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2002 a setembro de 2020 com os anos das quebras indicadas nas linhas azuis.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor.

Gráfico 9 - NFSP em percentual ao PIB mensal de novembro de 2002 a setembro de 2020 com os anos das quebras indicadas nas linhas azuis.



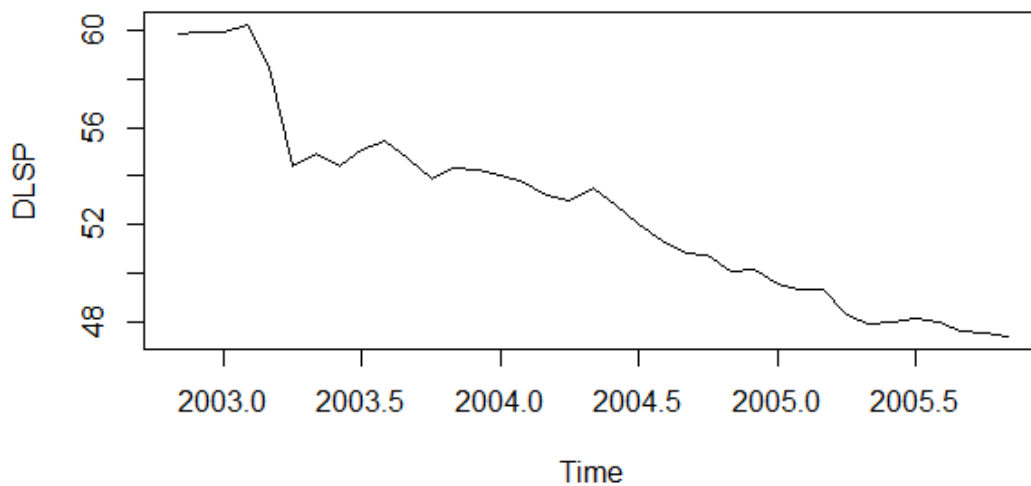
Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

4.1 O Primeiro período antes da primeira quebra estrutural

Os três métodos utilizados apontaram a primeira quebra estrutural no mês de dezembro de 2005, no qual o período anterior ao ponto de quebra foi de novembro de 2002 até novembro de 2005. Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período analisado de forma que o valor médio foi de 52,61 e o desvio padrão de 3,82. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser vistos no gráfico 10, no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP do período de novembro de 2002 até novembro de 2005. Em relação à evolução da NFSP em percentual do PIB no período de novembro de 2002 até novembro de 2005, foi constatada uma média de $-3,58$ e um desvio padrão de 0,27. A apresentação gráfica do período analisado pode ser vista no gráfico 11, no qual é possível perceber uma tendência de redução da NFSP em todo o período analisado (novembro de 2002 até novembro de 2005) a despeito das variações. Ao considerar a regressão

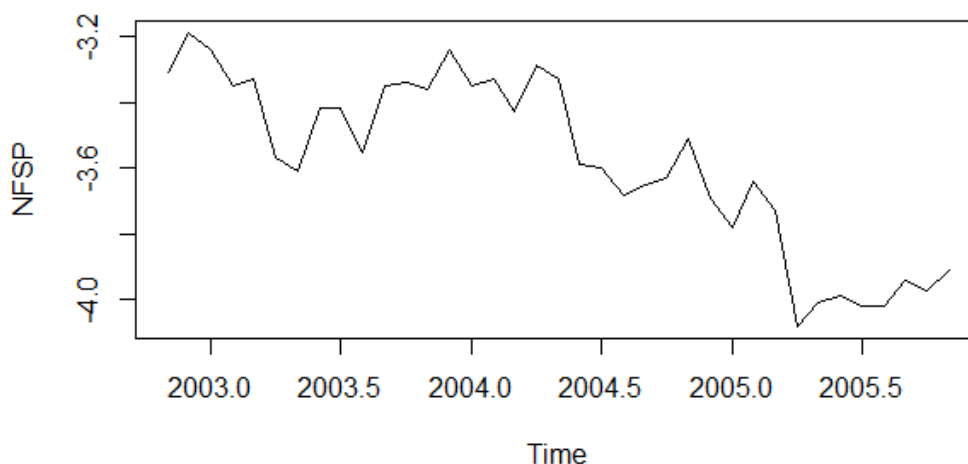
do modelo linear foi constatado um coeficiente de correlação positiva de 0,85 entre estas variáveis analisadas. O coeficiente de determinação do modelo linear explica 73% da variância da variável dependente a partir do regressor incluído no modelo linear analisado.

Gráfico 10 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2002 até novembro de 2005.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

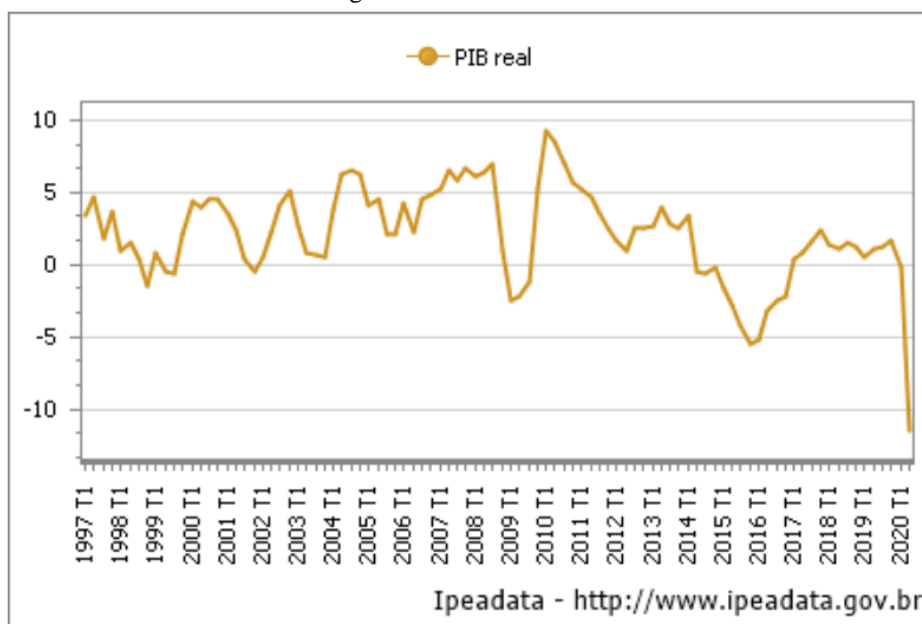
Gráfico 11 - NFSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2002 até novembro de 2005.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor.

Conforme dados do Ipeadata (Gráfico 12) o PIB real no primeiro trimestre do ao 2000 chegou a um crescimento de 4,4%, mantendo-se em 4,56% e 4,60% no terceiro e quarto semestre de 2001. Todavia, no quarto trimestre de 2002, o PIB real chegou a um decréscimo de -0,53%. No ano de 2002 houve uma tendência a recuperação chegando a 5,17% no quarto semestre, e uma redução de 0,59 no quarto semestre de 2003. O quarto trimestre de 2004 conheceu um significativo crescimento de PIB de 6,56%, e no ano seguinte (2005) houve um decréscimo de 2,15% no quarto trimestre, no qual é importante ressaltar que este ano é indicado nos testes de quebra estrutural como *o primeiro ponto de quebra*. Embora haja uma oscilação no quarto trimestre de 2006, houve uma recuperação alcançando 4,80% (Brasil. 2020). Assim a primeira quebra estrutural ocorreu em um contexto de baixo crescimento do PIB e crise política do governo Lula relacionada ao mensalão.

Gráfico 12 - Produto Interno Bruto Real em períodos trimestrais desde o primeiro trimestre de 1997 até o segundo trimestre de 2020.

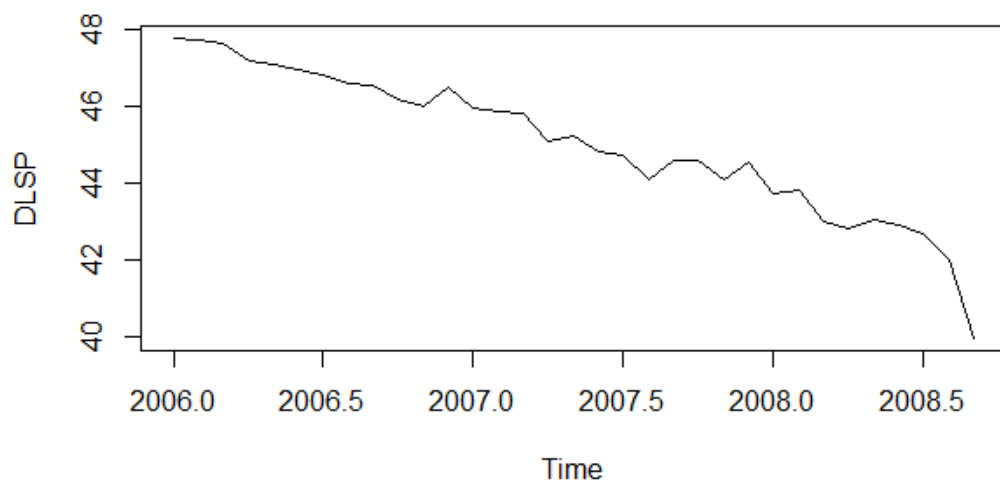


Fonte: Ipeadata. Disponível em 16.11.2020: <http://www.ipeadata.gov.br/exibeserie.aspx?serid=38414>

4.2 O Segundo período após a primeira quebra estrutural e antes da segunda quebra

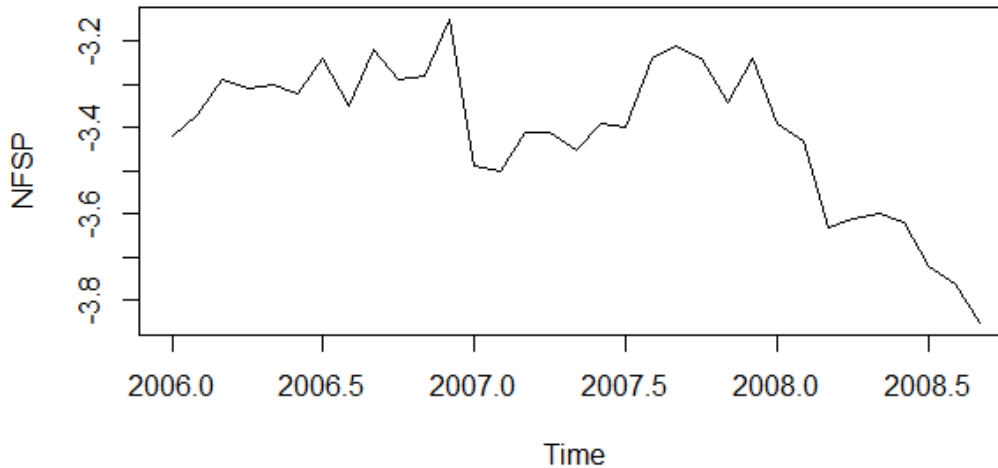
O segundo período após a primeira quebra estrutural, em dezembro de 2005, vai do mês de janeiro de 2006 até de setembro de 2008. Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período analisado de forma que o valor médio é de 45,04 e o desvio padrão de 1,87. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser vistos no gráfico 13, no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP no objeto de estudo. E relação a evolução da NFSP em percentual do PIB no mesmo supracitado foi constatado uma média de -3,40 e um desvio padrão de 0,17. É possível perceber a tendência declinante da NFSP no gráfico 14, com flutuações durante o período em análise. O período em análise apresentou uma correlação positiva de 0,72 entre as variáveis analisadas. O ajuste do modelo linear explica 52% da variabilidade da variável dependente a partir da variável independente incluída no modelo linear analisado. Assim a segunda quebra estrutural ocorreu no contexto da crise do mercado imobiliário dos Estados Unidos da América, conhecido também como crise dos *subprimes*, que afetou a economia mundial. No Brasil o impacto da crise retraiu o PIB e causou uma significativa queda das ações na Bovespa, assim várias empresas tiveram prejuízo (OREIRO, 2017).

Gráfico 13 - DLSP mensal em percentual do PIB de janeiro de 2006 até setembro de 2008.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor.

Gráfico 14 - NFSP mensal em percentual do PIB de janeiro de 2006 até setembro de 2008.

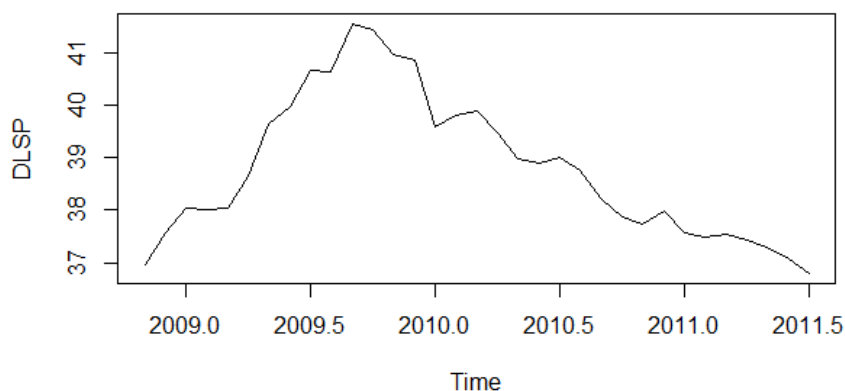


Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

4.3 O terceiro período após a segunda quebra estrutural e antes da terceira quebra

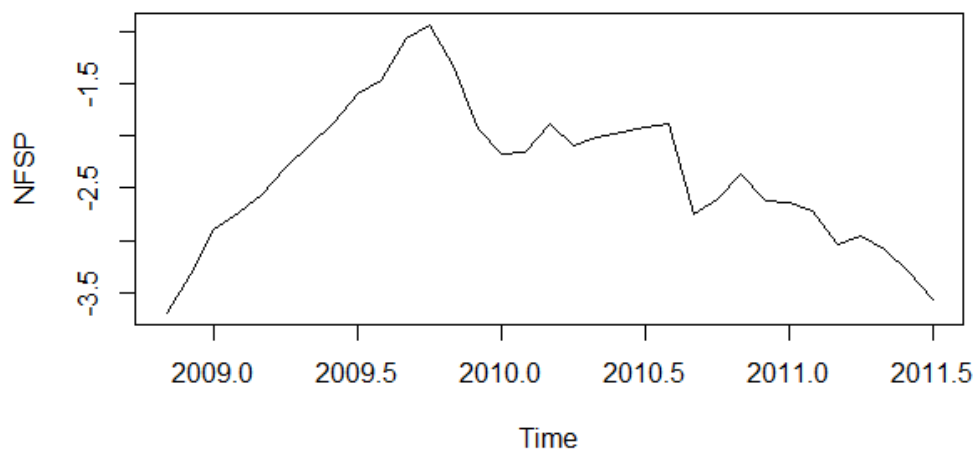
O terceiro período após a segunda quebra estrutural, outubro de 2008, vai do mês de novembro de 2008 até de julho de 2011. Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período analisado de forma que o valor médio foi de 38,80 e o desvio padrão de 1,39. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser vistos no gráfico 15, no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP no objeto de estudo. E relação a evolução da NFSP em percentual do PIB no mesmo supracitado foi constatado uma média de $-2,35$ e um desvio padrão de 0,68. É possível perceber a tendência declinante da NFSP no gráfico abaixo relacionado (gráfico 16) com flutuações durante o período em análise. Foi observado uma correlação positiva de 0,93 entre estas variáveis analisadas. O coeficiente de determinação do modelo linear explica 52% da variabilidade da variável dependente a partir do seu regressor incluído no modelo linear analisado. Vale ressaltar que, neste contexto, a crise dos *subprimes* em 2008 repercutiu nos mercados financeiros mundiais aprofundando os déficits nacionais por desequilibrar os orçamentos. Esta crise teve o mesmo reflexo no Brasil por reduzir o superávit primário e aumentar o endividamento (WHALEN, 2008).

Gráfico 15 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2008 até julho de 2011.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

Gráfico 16 - NFSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2008 até julho de 2011.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

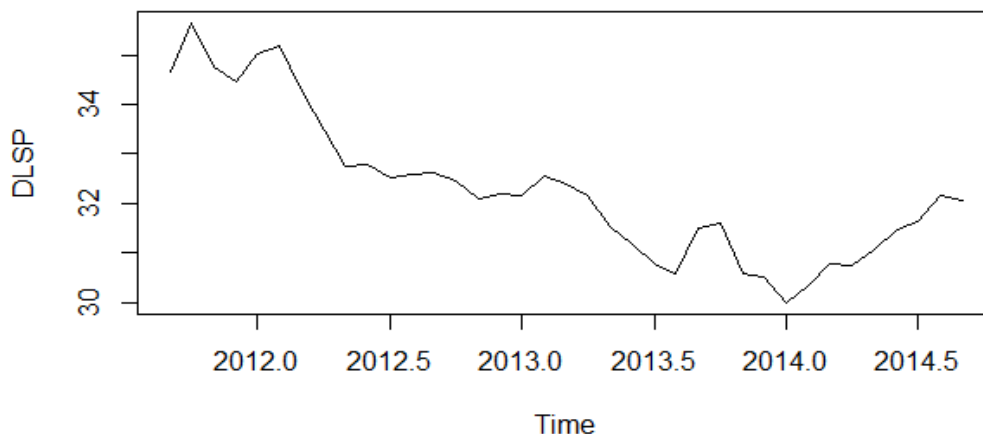
De acordo com os dados do Ipeadata (Gráfico 12) no ano de 2007 houve uma diminuição da taxa de crescimento do PIB para 6,64% no quarto trimestre, com variações tendendo a uma redução que chegou a 1,03% no 4º trimestre do ano de 2008. Vale ressaltar que este último ano corresponde ao *segundo ponto de quebra estrutural* indicado neste trabalho. A partir deste ano houve um significativo decréscimo de até -2,3% no primeiro trimestre de 2009. O ano de 2010 é marcado por um pico de crescimento PIB de até 9,21% no primeiro trimestre de 2010.

Após este período de crescimento significativo em relação aos anos anteriores, houve uma expressiva redução para 2,57% no quarto trimestre de 2011. Este último ano é marcado pelo *terceiro período de quebra estrutural* conforme observado nos resultados deste trabalho apresentando uma redução abrupta na economia (Brasil, 2020).

4.4 O quarto período após a terceira quebra estrutural e antes da quarta quebra

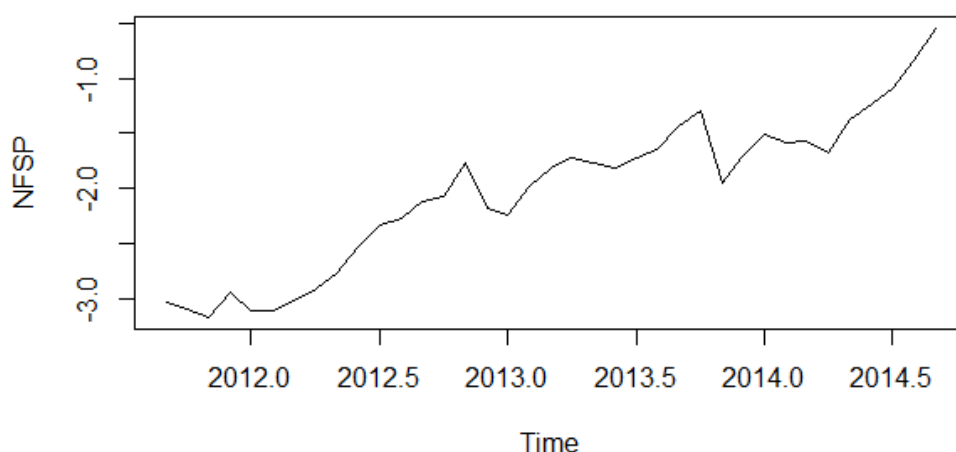
O quarto período após a terceira quebra estrutural, agosto de 2011, vai do mês de setembro de 2011 até setembro de 2014. Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período analisado de forma que o valor médio foi de 32,31 e o desvio padrão de 1,49. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser vistos no gráfico 17, no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP até o ano de 2013 e um elevação do endividamento a partir do ano de 2014. Em relação a evolução da NFSP em percentual do PIB no mesmo período supracitado foi constatado uma média de -2,03 e um desvio padrão de 0,69. Vale ressaltar que existe uma sensível elevação da NFSP a partir de 2012 conforme o gráfico abaixo relacionado (gráfico 18) algumas flutuações durante o período em análise. Quando considerado o resultado da regressão foi observado um coeficiente de correlação negativa de 0,80 entre estas variáveis analisadas. O coeficiente de determinação do modelo linear explica 63% da variabilidade da variável dependente a partir do seu regressor incluído no modelo linear analisado.

Gráfico 17 - DLSP mensal em percentual do PIB de setembro de 2011 até setembro de 2014.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

Gráfico 18 - NFSP mensal em percentual do PIB de setembro de 2011 até setembro de 2014.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor.

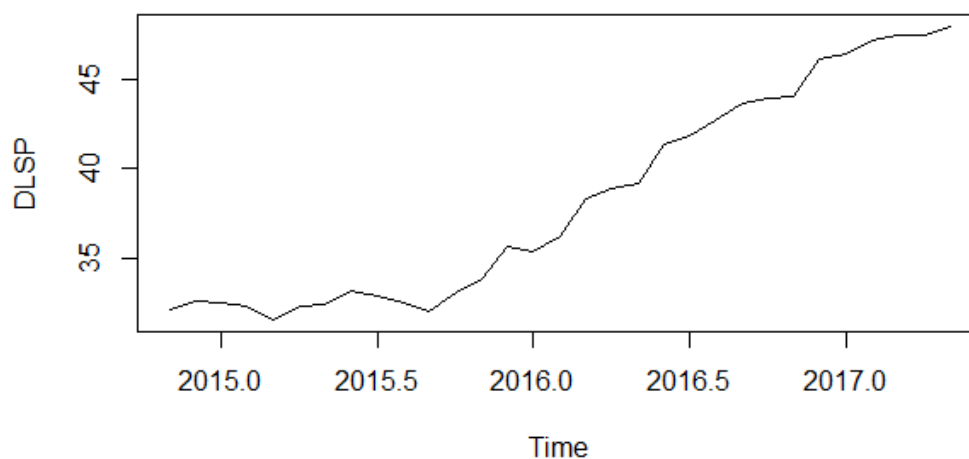
Segundo os dados do Ipeadata (Gráfico 12) O ano de 2012 é marcado por um decréscimo de 2,48% em relação ao ano anterior, com oscilações que contribuíram para um pequeno crescimento de 2,53% no quarto trimestre de 2013. O ano de 2014 também é caracterizado pelo *quarto ponto de quebra estrutural* no qual houve um crescimento negativo de -0,23% do PIB no quarto trimestre de 2014. O quarto trimestre de 2015 registrou a mais baixa taxa de crescimento, pelo menos quando comparado aos últimos 20 (vinte) anos chegando a uma taxa de -5,53%. O quarto trimestre de 2016 termina o ano com uma taxa de -2,21%, valendo ressaltar que este ano é marcado pelo *quinto período de quebra estrutural* (Brasil, 2020).

4.5 O quinto período após a quarta quebra estrutural e antes da quinta quebra

O quinto período após a quarta quebra estrutural, outubro de 2014, vai do mês de novembro de 2014 até maio de 2017. Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período analisado de forma que o valor médio foi de 38.31 e o desvio padrão de 5.93. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser

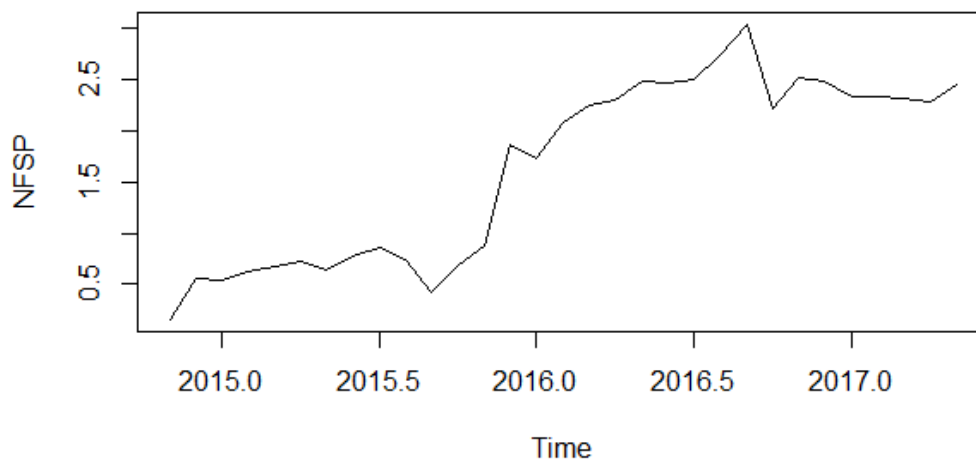
vistos no gráfico abaixo (gráfico 19) no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP até o ano de 2013 e um elevação do endividamento a partir do ano de 2014. Em relação a evolução da NFSP em percentual do PIB no mesmo período supracitado foi constatado uma média de 1.64 e um desvio padrão de 0.90. Vale ressaltar que existe uma sensível elevação da NFSP a partir de 2012 conforme o gráfico abaixo relacionado (gráfico 20) algumas flutuações durante o período em análise. Ao considerar o resultado da regressão foi constatado uma correlação positiva de 0,87 entre estas variáveis analisadas. O coeficiente de determinação do modelo linear explica 76% da variabilidade da variável dependente (ou seja, dos dados de resposta ao redor de sua média) a partir da variável independente incluída no modelo linear analisado. A crise econômica relativa ao este do ponto de quebra estrutural resultou em dois anos de retração do PIB (2015 e 2016), e deixou mais de 14 milhões desempregados (Brasil, 2020). Esta crise foi agravada pela crise política do segundo mandato do Governo Dilma Rousseff, e estava relacionada às chamadas pedaladas fiscais, que levaram ao seu *impeachment* e à nomeação do ex-presidente Michel Temer (OREIRO, 2017).

Gráfico 19 - DLSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2014 até maio de 2017.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

Gráfico 20 - NFSP mensal em percentual do PIB de novembro de 2014 até maio de 2017.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

No ano de 2011 a economia brasileira experimentou uma contração no ritmo de crescimento, repercutindo fortemente no último trimestre de 2014 no qual o PIB real teve uma redução de 2,63% quando confrontado com o quarto semestre de 2010. A desaceleração do crescimento da economia se mantém persistente até o segundo semestre de 2012 apresentando uma ampliação de 1,05% ao contrastar com o semestre que o antecedeu conforme os dados do Ipeadata (Gráfico 12).

A “nova matriz macroeconômica” implementada no governo Dilma Rousseff fomentou o crescimento da economia por meio das “desonerações tributárias, desoneração da taxa de câmbio e redução da taxa básica de juros”. Este mix de medidas produziu um crescimento da economia brasileira durante o terceiro trimestre de 2012 até o primeiro trimestre de 2014 mantendo uma taxa de 2,5%. Os próximos trimestres conheceram uma forte tendência à desaceleração deste ritmo de crescimento (OREIRO, 2017).

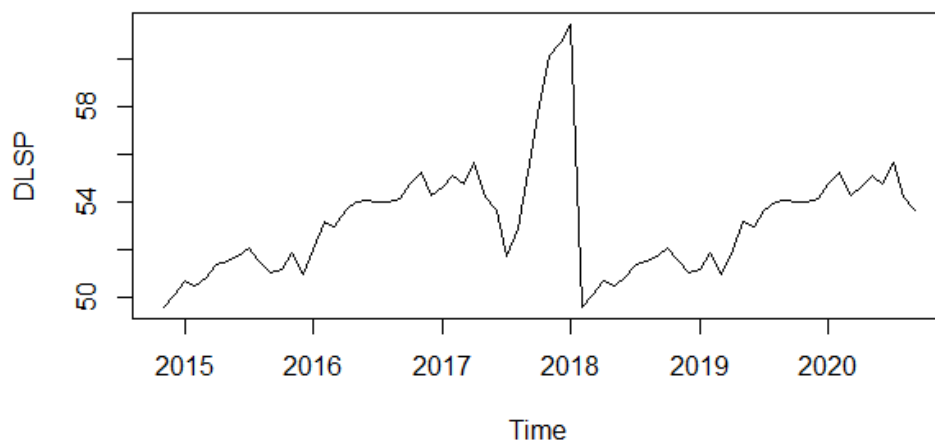
A tendência declinante da taxa de crescimento do PIB se aprofundou ao longo nos anos

de 2015 marcando o quarto trimestre deste ano e continuando a decrescer durante o ano de 2016. O colapso do decrescimento da economia que ocorreu a partir de 2014 foi devido à intensa redução na formação bruta de capital fixo (FBKF), que teve uma diminuição de 11% em termos reais no período analisado, enquanto no segundo trimestre do ano anterior foi um crescimento de aproximadamente 7,5%. Esta redução brusca na FBKF a partir do segundo trimestre de 2014 foi decorrente também da diminuição dos gastos com investimentos resultante de “mudanças nas expectativas dos empresários a respeito da taxa de retorno de capital (Keynes, 1936, p.148 *apud* Oreiro, 2017, p. 78). O custo do capital depende da taxa de juros praticada no mercado (Selic) para que os empresários formem as suas expectativas diante de um ambiente de certeza ou incerteza. Neste caso, diante das reduções da taxa Selic a partir do ano de 2011, não foi suficiente para cobrir os baixos retornos de capital Centro de Estudos de Mercados de Capitais (CEMEC). Segundo os dados da CEMEC no terceiro semestre de 2014 a taxa de retorno sobre o capital investido era de 17,0% contra 20,2% no mesmo período em 2010, isso ocasionou uma redução na margem de lucro das empresas não financeiras, tendo em vista que os empresários tiveram dificuldades para estabelecer preços que cobrissem os seus custos operacionais. E, devido às políticas de preços do governo buscando controlar a inflação sem interferir na taxa de juros, as empresas mais prejudicadas foram a Petrobrás, a Eletrobrás, as usinas de etanol dentre outras (CEMEC, 2017).

4.6 O sexto período após a quinta e última quebra estrutural identificada

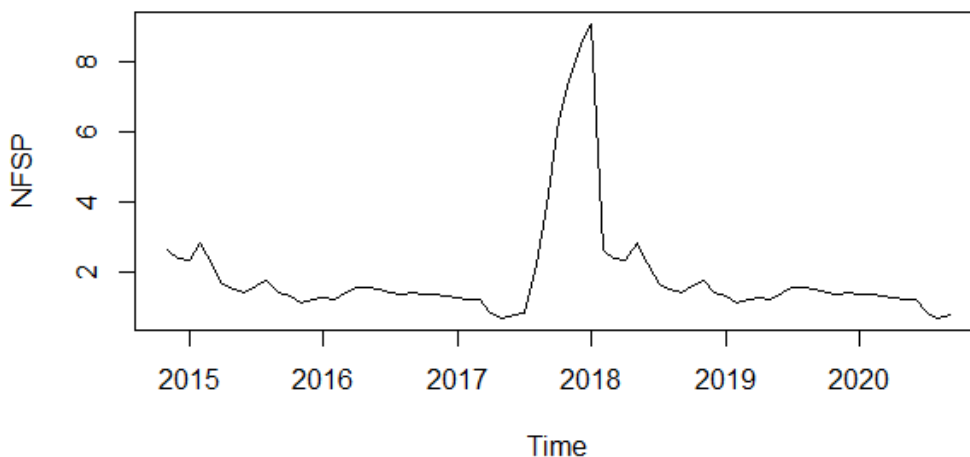
O quinto período após a quinta quebra estrutural, junho de 2017, vai do mês de julho de 2017 até setembro de 2020. Na evolução da DLSP foi considerando o valor percentual da relação dívida PIB (DLSP/PIB) durante o período analisado de forma que o valor médio foi de 53,23 e o desvio padrão de 2,38. Os resultados gráficos dos períodos analisados podem ser vistos no gráfico 21, no qual é possível perceber uma tendência declinante para a DLSP até o ano de 2013 e um elevação do endividamento a partir do ano de 2014. Em relação a evolução da NFSP em percentual do PIB no mesmo período supracitado foi constatado uma média de 1,92 e um desvio padrão de 1,58. Vale ressaltar que existe uma sensível elevação da NFSP a partir de 2012 conforme o gráfico abaixo relacionado (Gráfico 22) algumas flutuações durante o período em análise. Ao considerar o resultado da regressão foi constatado um coeficiente de correlação positiva de 0,72 entre estas variáveis analisadas. O coeficiente de determinação do modelo linear explica 52% da variabilidade da variável dependente a partir variáveis independente incluída no modelo linear analisado.

Gráfico 21 - DLSP mensal em percentual do PIB de julho de 2017 até setembro de 2020.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

Gráfico 22 - NFSP mensal em percentual do PIB de julho de 2017 até setembro de 2020.



Fonte: Bacen. Elaboração do autor (2021).

Segundo Oreiro *apud* Valor Econômico (2017) a crise econômica do segundo trimestre de 2017 é comparada a crise do pós-segunda guerra mundial, no qual se estendeu até o terceiro trimestre de 2016. E de acordo com o Ipeadata o PIB sofreu uma redução de 8,33% — atentar para os dados do quarto semestre (Gráfico 12).

O quarto trimestre de 2017 termina o ano com uma recuperação de 2,38%. A instabilidade deste período fez com que quarto trimestre de 2018 concluísse o ano com uma taxa menor de 1,22%. Já o ano de 2019 finaliza o quarto período com uma sensível alavancagem de 1,67%. Com o advento da Pandemia do Coronavírus no Brasil o 2.º trimestre de 2020 é marcado por uma menor taxa de crescimento da economia não visto em mais de duas décadas que chegou a -11,44% (Brasil. 2020).

5 CONCLUSÃO

Baseado nos resultados do ANEXO 5 a DLSP que apresentou a maior média (53,23), de todas as médias analisadas, no sexto período, ou seja, após a quinta e última quebra estrutural identificada (junho de 2017), enquanto que a menor média (32,3) foi no quarto período, quer dizer, após a terceira quebra estrutural, agosto de 2011, que é equivalente ao mês de setembro de 2011 até setembro de 2014. O maior desvio padrão (8,56) foi quando a análise considerou todo o período em estudo (novembro de 2002 a setembro 2020) e o menor desvio padrão foi o terceiro período (1,39) após a segunda quebra estrutural, outubro de 2008, que equivale ao mês

de novembro de 2008 até de julho de 2011. A NFSP apresentou a maior média no valor de -3,58 no período anterior ao ponto de quebra (dezembro de 2005), ou seja, novembro de 2002 até novembro de 2005, e a menor média foi de -1,25 quando considerado todo o período analisado. Ainda no que tange a NFSP o maior desvio padrão foi no valor 2,56 quando considerado todo o período em análise e o menor desvio padrão foi no valor de 0,27 referente ao primeiro período anterior ao primeiro ponto de quebra estrutural (dezembro de 2005). No que tange a DLSP e NFSP os dados referentes à estatística descritiva possuem uma sensível mudança em relação à média, mas essa variação é maior em relação ao desvio padrão. Todavia quando foi considerado todo o período analisado estes dados apresentaram uma maior oscilação. O fato de que tanto a DLSP como a NFSP apresentarem o maior desvio padrão quando considerado todo o período analisado pode estar relacionado aos acontecimentos que motivaram as 05 (cinco) quebras estruturais neste intervalo de tempo.

De acordo com o ANEXO 5 a menor correlação é a correlação que leva em consideração todo o período analisado (0,18), visto que existem 05 (cinco) quebras estruturais ao longo de quase 18 (dezoito) anos. Todavia, quando é considerado os valores médios e desvio padrão das correlações dos períodos nos intervalos das quebras, dos coeficientes de determinação, são encontrados os valores de 0,44 e 0,64, respectivamente, contra os valores de 0,41 e 0,59, respectivamente também, quando considerando todo o período. Vale ressaltar que quase todos os períodos analisados, anteriores e posteriores as quebras estruturais, apresentaram coeficientes de correlação positivos fortes, ou seja, bem próximos de 1 (um). Embora o quarto período (ou seja, aquele após a terceira quebra estrutural, agosto de 2011, que equivalente ao mês de setembro de 2011 até setembro de 2014) tenha apresentado um coeficiente de correlação negativo de (-0,74), ainda assim ele possui um coeficiente de correlação considerado forte. Pode-se concluir que o menor coeficiente de correlação foi aquele que considera todo o período analisado porque ele contém contextos econômicos de gestão da dívida pública que motivaram a presença de cinco quebras estruturais.

Analisando o ANEXO 5 o modelo linear cujo coeficiente de determinação mais se ajusta à amostra é aquele referente ao quinto período (76%), quer dizer, após a quarta quebra estrutural, outubro de 2014, e é equivalente ao mês de novembro de 2014 até maio de 2017. O segundo melhor período cujo modelo linear explica a variância da variável dependente (DLSP) a partir do seu regressor (NFSP) é o primeiro período (73%). No quarto período o modelo explica 63% da variância da variável dependente, todavia, o segundo, terceiro e sexto período explicam, concomitantemente, 52% do modelo. Quando é considerado todo o período analisado percebe-se que o regressor possui um ajuste muito baixo de 3%, resultado da existência de 05

(cinco) quebras estruturais. Isto posto, é possível concluir que este fenômeno pode ser atribuído a forma como a dívida pública tem sido administrada.

Foi observado também que as quebras estruturais são resultado de como os agentes econômicos tomam decisões e como estas decisões afetam os tomadores de decisão no aspecto macroeconômico. A dívida pública é resultado do uso de recursos público por diversos consumidores no nível microeconômico, e que estas escolhas são realizadas considerando a hipótese da racionalidade econômica, baseado na teoria da escolha racional dos agentes econômicos (consumidores, empresários e governo) ao tomarem as suas decisões na visão *mainstream* da ciência econômica (CARVALHO; MONTEIRO, 2020). Estas decisões no nível microeconômico afetam as decisões no nível macro, ou seja, as decisões dos gestores públicos concomitantemente a de outros agentes econômicos no nível microeconômico afetam o tamanho da dívida líquida do setor público provocando quebras estruturais. Assim, futuramente poderá ser feita uma análise das quebras estruturais dentro do contexto da racionalidade dos agentes econômicos na tomada de decisão.

Outra sugestão para trabalhos futuros é a utilização de testes de Perron de raiz unitária (1989). O método de regressão, que geralmente é utilizado, é o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), que é baseado na estimação de variáveis cuja média e a variância são constantes no decorrer do tempo, e não há sazonalidade. Dependendo do caso, é possível que a média e a variância não sejam constantes, quer dizer, elas podem se alterar no decorrer do tempo. Quando isso acontece pode significar que elas não sejam estacionárias, ou seja, a raiz unitária varia na série temporal. Neste caso a hipótese nula foi rejeitada, desta maneira a média e variância, em todas as variáveis analisadas, não são constantes. Com a hipótese nula (de que a média e a variância são constantes) rejeitada, concluir-se-á que as variáveis analisadas não são estacionárias, podendo-se inferir que foi confirmado quebras estruturais em todos os anos analisados na série temporal. Assim, seria importante utilizar o teste de Dickey-Fuller (DF) ou Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em trabalhos futuros que envolvam quebras estruturais para analisar a dívida pública (ALLARO; KASSA; HUNDIE, 2011).

7 REFERÊNCIAS

ALLARO, Hailegiorgis Bigramo; KASSA, Belay; HUNDIE, Bekele. **A time Series Analysis of Structural Break time in Macroeconomic Variables in Ethiopia**. African Journal of Agricultural Research Vol. 6(2), pp. 392-400, 18 January, 2011. DOI: 10.5897/AJAR10.016. ISSN 1991-637X. 2011 Academic Journals. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/229051675_A_time_series_analysis_of_structural_break_time_in_the_macroeconomic_variables_in_Ethiopia>. Acesso em: 14 jan. 2021.

ARONU, Charles Okechukwu; NWORUH, Godwin Emeka. **Permutation Methods for Chow Test Analysis on Alternative for Detecting Structural Break in Linear Models**. Advances in Science, Tecnology and Engineering Systems Jornal. Vol. 04, nº 4, 12-20 (2019). ASTESJ ISSN: 2415-6698. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/334524199_Permutation_Methods_for_Chow_Test_Analysis_an_Alternative_for_Detecting_Structural_Break_in_Linear_Models>. Acesso em: 10 jan. 2021.

ABUJIYA, Mu'azu Ramat; RIAZ, Muhammad; LEE, Muhammad Hisyam. **Improving the Performance of Combined Shewhart–Cumulative Sum Control Charts**. Quality Reliability Engineering International, 2012. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/qre.1470>. Acesso em: 09 out. 2020.

BAI, J.; P. PERRON. **Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes**. *Econometrica*, 1998, Vol. 66. pág. 47–78. Disponível em: http://www.columbia.edu/~jb3064/papers/1998_Estimating_and_testing_linear_models_with_multiple_structural_changes.pdf. Acesso em: 23 jan. 2021.

BARBOSA FILHO, F. de H. **A crise econômica de 2014/2017**. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142017000100051>. Acesso em: 03 jan. 2019.

BRASIL. Banco Central do Brasil (BCB). **Dívida líquida e necessidade de financiamento do setor público**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/infecon/finpub/cap5p.pdf>>. Acesso em: 09 jan. 2019.

BRASIL. Constituição Federal (1988), de 05 de outubro de 1998. Constituição Federal. Brasília, DF: Senado Federal, 1988. Disponível em: <https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/518231/CF88_Livro_EC91_2016.pdf>. Acesso em: 03 fev. 2021.

BRASIL. Lei Complementar no 101, de 4 de maio de 2000. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 5 de maio 2000. Seção 1, p. 1. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 05 maio 2000. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LCP/Lcp101.htm>. Acesso em: 03 fev. 2021.

BRASIL. Lei Complementar nº 148, de 25 de novembro de 2014. Altera a Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000, que estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal; dispõe sobre critérios de indexação dos contratos de

refinanciamento da dívida celebrados entre a União, Estados, o Distrito Federal e Municípios; e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 26 nov. 2014. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/Lcp148.htm>. Acesso em: 03 fev. 2021.

BRASIL. Lei no 9.496, de 11 de setembro de 1997. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Brasília, DF, 12 set. 1997. p. 20249. Estabelece critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, da dívida pública mobiliária e outras que especifica, de responsabilidade dos Estados e do Distrito Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 12 set 1997. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9496.htm>. Acesso em: 03 fev. 2021.

BRASIL. Senado Federal. Resolução n. 43, de 21 de dezembro de 2001. Dispõe sobre as operações de crédito interno e externo dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, inclusive concessão de garantias, seus limites e condições de autorização, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 26 dez. 2001. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/ressen/2001/resolucao-43-26-dezembro-2001-429342-normaatuizada-pl.html>>. Acesso em: 03 fev. 2021.

BRASIL. Senado Federal. Resolução no 40, de 20 de dezembro de 2001. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Poder Legislativo, Brasília, DF, 21 dez. 2001. Seção 1, p. 6. Dispõe sobre os limites globais para o montante da dívida pública consolidada e da dívida pública mobiliária dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios, em atendimento ao disposto no art. 52, VI e IX, da Constituição Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 21 dez. 2001. Disponível em: <<https://legis.senado.leg.br/legislacao/ListaTextoSigen.action?norma=562458&id=14351502&idBinario=15793995&mime=application/rtf>>. Acesso em: 03 fev. 2021.

BRASIL. TESOURO NACIONAL. **Resultado do Tesouro Nacional**. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/resultado-do-tesouro-nacional>>. Acesso em: 09 jan. 2019.

BIN, Chen; HONG, Yongmiao. **Testing For Smooth Structural Changes In Time Series Models Via Nonparametric Regression**. *Econometrica*, 80(3), 1157–1183, 2012. <https://www.jstor.org/stable/41493847>. DOI:10.3982/ECTA7990. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/41493847?refreqid=excelsior%3Ac0b61be7e8f153588a5de7657b2ab7a6&seq=1>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

BORGES, Maria Gabriela Barbosa. **Impactos da Covid-19 nas Receitas Tributárias e na Condição Financeira dos Estados do Sudeste do Brasil**. XX USP International Conference in Accounting. São Paulo, 29 a 31 de julho de 2020. Disponível em: <<https://congressosp.fipecafi.org/anais/20UspInternational/ArtigosDownload/3010.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2021.

CALDEIRA, A. A.; HILBERT, M. D.; MOREIRA, T. B. S.; SERRANO, A. L. M. Sustentabilidade da dívida estadual brasileira: uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 2, p. 285-306, mar./abr. 2016. Disponível em: <<https://www.scielo.br/pdf/rap/v50n2/0034-7612-rap-50-02-00285.pdf>>. Acesso em: 04 fev. 2021.

CARVALHO, Rogério Galvão de; MOTEIRO, Marcel Stanlei. **Analysis of the Scientific**

conduct of the economist, currently, in the use of the choice theory. Revista Científica Multidisciplinar Núcleo do Conhecimento. Year 05, Ed. 11, Vol. 03, pp. 91-106. November 2020. ISSN: 2448-0959, Disponível em: <<https://www.nucleodoconhecimento.com.br/business-administration/scientific-conduct>>. Acesso em: 11 jan. 2021.

CHOW, G.C. (1960). **Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions.** Econometrica. The econometric Society. vol. 28, 591–605. Disponível em: <http://www.stat.ucla.edu/~nchristo/statistics100C/testing_equations_paper.pdf>. Acesso em: 23 jan. 2021.

CORREIA, Fernando Mota; NEDUZIANKI, Luiz Carlos Ribeiro. **O Impacto dos gastos em investimento na dívida dos estados brasileiros: uma análise Threshold.** Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, v. 11, n. 2, p. 193-209, 2017. Disponível em: <<https://www.revistaaber.org.br/rberu/article/view/210>>. Acesso em: 04 fev. 2021.

DAVIDIS, Nancy da Luz; NOGUEIRA, Jorge Madeira; LEAL, Cícero Pereira. **Ensino técnico, mercado de trabalho, e incremento de renda: evidências dos egressos do Campus Ceilândia do Instituto Federal de Brasília. Educação em Foco** Disponível em: <<https://revista.uemg.br/index.php/educacaoemfoco/article/view/4582>>. Acesso em: 09 fev. 2021.

GALLE, Juliano Moraes; FARO, Kelly Cardoso. **A estabilidade da dívida pública brasileira: análise recente e projeções.** Nexos econômicos. – PPGE/UFBA. v. 14, n.1. jan-jun. 2020. ISSN: 1516-9022. Disponível em: <<https://periodicos.ufba.br/index.php/revnexeco/article/view/37581/21880>>. Acesso em: 09 fev. 2021.

GIACOMONI, James. **Orçamento público.** 16. ed. ampliada, revista e atualizada. São Paulo: Atlas, 2012.

GIAMBIAGI, Fábio; ALÉM, Ana. **Finanças públicas.** 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008.

G. C. Chow. **Tests of equality between sets of coeficientes in two linear regressions.** Jornal o international Money and Finance. 29, p. 857-875, 1960. Disponível em: <http://www.stat.ucla.edu/~nchristo/statistics100C/testing_equations_paper.pdf>. Acesso em: 04 fev. 2021.

WONGSOSAPUTRO, Johnathan; PAUWELS, Laurent L.; CHAN, Felix. **Testing for structural breaks in discrete choice models.** 19th International Congress on Modelling and Simulation, Perth, Australia, 12–16 December 2011. Disponível em <<https://www.mssanz.org.au/modsim2011/D10/wongsosaputro.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

LOPES, João do Carmo; ROSSETI, José Paschoal. **Economia monetária.** 7 ed. São Paulo: Atlas 1998.

LOPES, Luiz Martins; Vasconcellos, Marco Antônio Sandoval de (Organizadores). **Manual de macroeconomia: básico e intermediário.** 3. Ed. São Paulo: Atlas, 2010.

MATIAS-PEREIRA, José. **Finanças públicas: a política orçamentária no Brasil.** 5. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

MAHAR, Gerry J.; LUITEL, Hari S. **A short note on the application of Chow test of structural break in US GDP**. *International Business Research*; Vol. 8, nº 10; 2015. ISSN 1913-9004 E-ISSN 1913-9012. Published by Canadian Center of Science and Education. Disponível em: <<http://www.ccsenet.org/journal/index.php/ibr/article/view/53418>>. Acesso em: 02 jan. 2021.

MENDES, Sérgio. **Administração financeira e orçamentária: teoria e questões**. 5. ed. ver., atual. e ampl. Rio de Janeiro: Forense; São Paulo: Métodos, 2015.

MERCÊS, Guilherme; FREIRE, Nayara. **Crise fiscal dos Estados e o caso do Rio de Janeiro**. *Geo UERJ*, n. 31, p. 64-80, 2017. Disponível em: <<https://www.e-publicacoes.uerj.br/index.php/geouerj/article/view/32070>>. Acesso em: 26 fev. 2021.

MONTGOMERY, Douglas C. **Introduction to Statistical Quality Control**. 7. ed. Arizona: John Wiley & Sons, inc, 2012.

NANCY, da Luz Davidis; NOGEIRA, Jorge Madeira; LEAL, Cícero Pereira. **Ensino Técnico, Mercado de Trabalho e Incremento de Renda: evidências dos egressos do Campus Ceilândia do Instituto Federal de Brasília**. Vol. 23, nº 41, 2020. *Educação em Foco*. Disponível em: <<https://revista.uemg.br/index.php/educacaoemfoco/article/view/4582>>. Acesso em: 24 abril 2021.

ÖNEL, Gülcan. **Testing for multiple Structural Breaks: An Application of Bai-Perron test to the nominal interest rates and inflation in Turkey**. *D.E.U. İİ. B. F. Dergisi*. Cilt: 20, Sayı: 2, Sayı: 2, Yıl: 2005, ss: 81-93. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/265737713_TESTING_FOR_MULTIPLE_STRUCTURAL_BREAKS_AN_APPLICATION_OF_BAI-PERRON_TEST_TO_THE_NOMINAL_INTEREST_RATES_AND_INFLATION_IN_TURKEY>. Acesso em: 23 jan. 2021.

OREIRO, José Luis. **A Grande Recessão Brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica**. *Estud. av.* [online]. 2017, vol.31, n.89, pp.75-88. ISSN 1806-9592. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890009>>. Acesso em: 16 nov. 2020.

PERRON, P. **The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis**. *Econometrica*, vol. 57, 1361– 1401. 1989. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1913712?seq=1>>. Acesso em: 23 jan. 2021.

SILVA, Anderson Caputo; CARVALHO, Lena Oliveira de; MEDEIROS, Otávio Ladeira de (Organizadores). **Dívida Pública: Experiência Brasileira**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional. Banco Mundial, 2009. 502 p.

SCHMIDT, Peter; SICKLES, Robin. **Some Further Evidence on the Use of the Chow Test under Heteroskedasticity**. *Econometrica*, 45(5), 1293-1298, 1977. DOI: 10.2307/1914076. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1914076?origin=crossref&seq=1>>. Acesso em: 10 jan. 2021.

STRICKHOLM, Birgit. **Determining the number of breaks in a piecewise linear regression model**. *Department of Economic Statistics and Decision Support Stockholm School of Economics*. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, nº 648, December,

2006. Disponível em: <<https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.582.8799&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 02 fev. 2021.

R. L. Brown, J. Durbin e J. M. Evans. **Techniques for testing the constancy of regression relationships over time**. *Journal of the royal statistical Society, B*, 37, 1975. Disponível em: <https://hhstokes.people.uic.edu/ftp/e535/Brown_Durbin_evans_1975.pdf>. Acesso em: 03 fev. 2021.

SILVA, Ana Cláudia Annegues da; CARVALHO, Patrícia Soares de Araújo; ARAGÓN, Edilean Kleber da Silva Bejarano. **Quebras Estruturais e Estacionariedade da Razão Consumo-Renda: Novas Evidências para a América Latina e EU**. *Análise Econômica*. Porto Alegre, Ano 33, nº64, p. 265-285, set. 2015. Disponível em: <<https://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/43018>>. Acesso em: 03 fev. 2021.

SILVA, Fernando Antônio Rezende da. **Finanças públicas**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2006.

TRICHES, Divanildo; BERTUSSI, Luís Antônio Sleimann. **Multicointegração e sustentabilidade da política fiscal no brasil com o regime de quebras estruturais (1997-2015)**. *Revista Brasileira de Economia*, v. 71, n. 3, p. 379-394, 2017. Disponível em: <<https://www.scielo.br/pdf/rbe/v71n3/0034-7140-rbe-71-03-0379.pdf>>. Acesso em: 03 fev. 2021.

WHALEN, R. Christopher. **The Subprime Crisis: causes, effect and consequences**. *Journal of Affordable Housing & Communit Development Law*, vol. 17, nº 3, p. 219-235, spring 2008. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/25782816>> Acesso em: 05 fev. 2021.

ANEXO 1 – Valores hipotéticos para simular um gráfico de CUSSUM

Amostra	Valor (X)	Desvio em relação à média	Acumulação
1	100,5	50,5	50,5
2	65,77	15,77	66,27
3	66,88	16,88	83,15
4	55,44	5,44	88,59
5	68,99	18,99	107,58
6	70,44	20,44	128,02
7	75,88	25,88	153,9
8	77,9	27,9	181,8
9	80,55	30,55	212,35
10	86,88	36,88	249,23
11	88,77	38,77	288
12	90,8	40,8	328,8
13	91,66	41,66	370,46
14	96,1	46,1	416,56
15	107,8	57,8	474,36
16	91,6	41,6	515,96
17	93,5	43,5	559,46
18	106,7	56,7	616,16
19	88,7	38,7	654,86
20	100,5	50,5	705,36
21	106,8	56,8	762,16
22	108,3	58,3	820,46
23	87,6	37,6	858,06
24	86,4	36,4	894,46
25	100,6	50,6	945,06
26	101,8	51,8	996,86
27	108,9	58,9	1055,76
28	107,1	57,1	1112,86
29	109,6	59,6	1172,46
30	199,4	149,4	1321,86
31	205,3	155,3	1477,16
32	205,7	155,7	1632,86
33	204,77	154,8	1787,63
34	201,13	151,1	1938,76
35	199,88	149,9	2088,64
36	209	159	2247,64
37	204,88	154,9	2402,52
38	202,44	152,4	2554,96
39	198,21	148,2	2703,17
40	206,33	156,3	2859,5
41	207,1	157,1	3016,6
42	206,22	156,2	3172,82
43	200,7	150,7	3323,52
44	204,33	154,3	3477,85
45	202,99	153	3630,84
46	202,66	152,7	3783,5
47	205,52	155,5	3939,02

48	197,52	147,5	4086,54
49	208,55	158,6	4245,09
50	197,88	147,9	4392,97
51	207,49	157,5	4550,46
52	199,55	149,6	4700,01
53	196,22	146,2	4846,23
54	197,87	147,9	4994,1
55	198,44	148,4	5142,54
56	196,25	146,3	5288,79
57	207,14	157,1	5445,93
58	208,98	159	5604,91
59	196,63	146,6	5751,54
60	204,37	154,4	5905,91

ANEXO 2 – Valores hipotéticos aplicados à fórmula da soma cumulativa

Média	100	Média + K	103	DesvPad	4
Desloc	5	Média - K	97	H	4
K	2,5			Limite	16

Amostra	X	Desvios Acima da Média			Desvios Abaixo da Média			LC
		$\text{Xi} - (\text{Média} + \text{K})$	Ci+	N+	$(\text{Média} - \text{K}) - \text{Xi}$	Ci-	N-	
1	100,6	-1,90	0,00	0	-3,60	0,00	0	16
2	96,68	-5,82	0,00	0	0,32	0,32	1	16
3	98,56	-3,94	0,00	0	-1,56	0,00	0	16
4	70,3	-32,20	0,00	0	26,70	26,70	1	16
5	79,8	-22,70	0,00	0	17,20	43,90	2	16
6	98,6	-3,90	0,00	0	-1,60	42,30	3	16
7	88,6	-13,90	0,00	0	8,40	50,70	4	16
8	94,13	-8,37	0,00	0	2,87	53,57	5	16
9	87,17	-15,33	0,00	0	9,83	63,40	6	16
10	114,5	12,00	12,00	1	-17,50	45,90	7	16
11	90,05	-12,45	0,00	0	6,95	52,85	8	16
12	70,4	-32,10	0,00	0	26,60	79,45	9	16
13	120,3	17,80	17,80	1	-23,30	56,15	10	16
14	77,6	-24,90	0,00	0	19,40	75,55	11	16
15	115,9	13,40	13,40	1	-18,90	56,65	12	16
16	117,8	15,30	28,70	2	-20,80	35,85	13	16
17	83,33	-19,17	9,53	3	13,67	49,52	14	16
18	110,6	8,10	17,63	4	-13,60	35,92	15	16
19	95,44	-7,06	10,57	5	1,56	37,48	16	16
20	100,6	-1,95	8,62	6	-3,55	33,93	17	16
21	105,5	3,00	11,62	7	-8,50	25,43	18	16
22	117,9	15,37	26,99	8	-20,87	4,56	19	16
23	93,66	-8,84	18,15	9	3,34	7,90	20	16
24	89,6	-12,90	5,25	10	7,40	15,30	21	16
25	100,2	-2,30	2,95	11	-3,20	12,10	22	16
26	112,8	10,27	13,22	12	-15,77	0,00	0	16
27	113,9	11,40	24,62	13	-16,90	0,00	0	16
28	125,9	23,40	48,02	14	-28,90	0,00	0	16
29	126,3	23,80	71,82	15	-29,30	0,00	0	16
30	100,4	-2,06	69,76	16	-3,44	0,00	0	16
31	102,5	0,00	69,76	17	-5,50	0,00	0	16
32	105,3	2,80	72,56	18	-8,30	0,00	0	16
33	108,9	6,40	78,96	19	-11,90	0,00	0	16
34	110,4	7,94	86,90	20	-13,44	0,00	0	16
35	112,8	10,30	97,20	21	-15,80	0,00	0	16
36	113,2	10,70	107,90	22	-16,20	0,00	0	16

37	114,8	12,30	120,20	23	-17,80	0,00	0	16
38	116,5	14,00	134,20	24	-19,50	0,00	0	16
39	118,6	16,10	150,30	25	-21,60	0,00	0	16
40	122,4	19,94	170,24	26	-25,44	0,00	0	16
41	128,9	26,40	196,64	27	-31,90	0,00	0	16
42	133,5	31,00	227,64	28	-36,50	0,00	0	16
43	93,8	-8,70	218,94	29	3,20	3,20	1	16
44	108,5	6,00	224,94	30	-11,50	0,00	0	16
45	107,5	5,00	229,94	31	-10,50	0,00	0	16
46	105,3	2,80	232,74	32	-8,30	0,00	0	16
47	103,6	1,05	233,79	33	-6,55	0,00	0	16
48	92,77	-9,73	224,06	34	4,23	4,23	1	16
49	101,6	-0,90	223,16	35	-4,60	0,00	0	16
50	100,7	-1,80	221,36	36	-3,70	0,00	0	16
51	109,4	6,90	228,26	37	-12,40	0,00	0	16
52	101,9	-0,62	227,64	38	-4,88	0,00	0	16
53	98,7	-3,80	223,84	39	-1,70	0,00	0	16
54	100,1	-2,40	221,44	40	-3,10	0,00	0	16
55	100,8	-1,70	219,74	41	-3,80	0,00	0	16
56	150,6	48,10	267,84	42	-53,60	0,00	0	16
57	160,7	58,20	326,04	43	-63,70	0,00	0	16
58	170,6	68,10	394,14	44	-73,60	0,00	0	16
59	180,9	78,40	472,54	45	-83,90	0,00	0	16
60	177,5	75,00	547,54	46	-80,50	0,00	0	16

ANEXO 3 – Tabela dos dados da DLSP e NFSP em anos

Data	DLSP	NFSP
nov/02	59,85	-3,31
dez/02	59,93	-3,19
jan/03	59,91	-3,24
fev/03	60,2	-3,35
mar/03	58,46	-3,33
abr/03	54,43	-3,57
mai/03	54,96	-3,61
jun/03	54,42	-3,42
jul/03	55,06	-3,42
ago/03	55,43	-3,55
set/03	54,73	-3,35
out/03	53,91	-3,34
nov/03	54,36	-3,36
dez/03	54,26	-3,24
jan/04	54,03	-3,35
fev/04	53,75	-3,33
mar/04	53,19	-3,43
abr/04	52,99	-3,29
mai/04	53,53	-3,33
jun/04	52,83	-3,59
jul/04	52,02	-3,6
ago/04	51,37	-3,68
set/04	50,86	-3,65
out/04	50,76	-3,63
nov/04	50,06	-3,51
dez/04	50,19	-3,69
jan/05	49,57	-3,78
fev/05	49,32	-3,64
mar/05	49,31	-3,73
abr/05	48,29	-4,08
mai/05	47,91	-4,01
jun/05	48,04	-3,99
jul/05	48,15	-4,02
ago/05	47,98	-4,02
set/05	47,65	-3,94
out/05	47,53	-3,97
nov/05	47,43	-3,91
dez/05	47,92	-3,74
jan/06	47,78	-3,42

fev/06	47,72	-3,37
mar/06	47,66	-3,29
abr/06	47,2	-3,31
mai/06	47,09	-3,3
jun/06	46,96	-3,32
jul/06	46,81	-3,24
ago/06	46,59	-3,35
set/06	46,57	-3,22
out/06	46,19	-3,29
nov/06	46,02	-3,28
dez/06	46,49	-3,15
jan/07	45,94	-3,49
fev/07	45,85	-3,5
mar/07	45,81	-3,41
abr/07	45,09	-3,41
mai/07	45,24	-3,45
jun/07	44,8	-3,39
jul/07	44,74	-3,4
ago/07	44,1	-3,24
set/07	44,59	-3,21
out/07	44,59	-3,24
nov/07	44,1	-3,34
dez/07	44,55	-3,24
jan/08	43,71	-3,39
fev/08	43,8	-3,43
mar/08	43	-3,63
abr/08	42,82	-3,61
mai/08	43,03	-3,6
jun/08	42,89	-3,62
jul/08	42,68	-3,72
ago/08	41,98	-3,76
set/08	39,96	-3,85
out/08	38,31	-3,98
nov/08	36,96	-3,69
dez/08	37,57	-3,33
jan/09	38,04	-2,89
fev/09	38	-2,74
mar/09	38,04	-2,56
abr/09	38,65	-2,3
mai/09	39,65	-2,09
jun/09	39,98	-1,87

jul/09	40,68	-1,6
ago/09	40,66	-1,46
set/09	41,56	-1,07
out/09	41,46	-0,94
nov/09	40,99	-1,33
dez/09	40,88	-1,94
jan/10	39,6	-2,18
fev/10	39,81	-2,15
mar/10	39,91	-1,88
abr/10	39,48	-2,09
mai/10	38,98	-2,02
jun/10	38,89	-1,96
jul/10	39	-1,91
ago/10	38,76	-1,88
set/10	38,22	-2,75
out/10	37,88	-2,61
nov/10	37,74	-2,37
dez/10	37,98	-2,62
jan/11	37,56	-2,63
fev/11	37,48	-2,72
mar/11	37,53	-3,03
abr/11	37,42	-2,95
mai/11	37,28	-3,08
jun/11	37,08	-3,31
jul/11	36,8	-3,57
ago/11	36,52	-3,52
set/11	34,67	-3,03
out/11	35,64	-3,1
nov/11	34,76	-3,17
dez/11	34,47	-2,94
jan/12	35,02	-3,11
fev/12	35,19	-3,12
mar/12	34,26	-3,02
abr/12	33,49	-2,91
mai/12	32,74	-2,78
jun/12	32,78	-2,53
jul/12	32,51	-2,33
ago/12	32,6	-2,28
set/12	32,62	-2,12
out/12	32,46	-2,07
nov/12	32,1	-1,77

dez/12	32,19	-2,18
jan/13	32,16	-2,25
fev/13	32,57	-1,98
mar/13	32,4	-1,82
abr/13	32,16	-1,72
mai/13	31,53	-1,77
jun/13	31,19	-1,81
jul/13	30,79	-1,73
ago/13	30,58	-1,65
set/13	31,51	-1,43
out/13	31,61	-1,3
nov/13	30,58	-1,95
dez/13	30,5	-1,71
jan/14	30	-1,51
fev/14	30,35	-1,58
mar/14	30,78	-1,57
abr/14	30,76	-1,68
mai/14	31,08	-1,37
jun/14	31,48	-1,23
jul/14	31,62	-1,1
ago/14	32,15	-0,84
set/14	32,07	-0,55
out/14	32,22	-0,5
nov/14	32,17	0,16
dez/14	32,59	0,56
jan/15	32,5	0,54
fev/15	32,31	0,62
mar/15	31,58	0,67
abr/15	32,35	0,73
mai/15	32,39	0,65
jun/15	33,22	0,77
jul/15	32,91	0,86
ago/15	32,47	0,74
set/15	32,01	0,43
out/15	33,05	0,69
nov/15	33,89	0,88
dez/15	35,64	1,86
jan/16	35,33	1,74
fev/16	36,27	2,08
mar/16	38,34	2,25
abr/16	38,92	2,3

mai/16	39,15	2,48
jun/16	41,36	2,47
jul/16	41,9	2,51
ago/16	42,76	2,74
set/16	43,65	3,04
out/16	43,96	2,22
nov/16	44,1	2,52
dez/16	46,14	2,48
jan/17	46,41	2,33
fev/17	47,18	2,33
mar/17	47,5	2,32
abr/17	47,45	2,28
mai/17	47,96	2,46
jun/17	48,38	2,6
jul/17	49,62	2,64
ago/17	50,05	2,43
set/17	50,7	2,34
out/17	50,5	2,87
nov/17	50,83	2,27
dez/17	51,39	1,68
jan/18	51,51	1,52
fev/18	51,75	1,42
mar/18	52,07	1,63
abr/18	51,53	1,77
mai/18	51,04	1,43
jun/18	51,18	1,34
jul/18	51,88	1,14
ago/18	50,97	1,24
set/18	52,02	1,29
out/18	53,16	1,24
nov/18	52,99	1,45
dez/18	53,65	1,57
jan/19	54,04	1,57
fev/19	54,05	1,52
mar/19	53,98	1,43
abr/19	53,98	1,37
mai/19	54,17	1,43
jun/19	54,76	1,41
jul/19	55,23	1,4
ago/19	54,3	1,34
set/19	54,62	1,28

out/19	55,1	1,25
nov/19	54,77	1,24
dez/19	55,7	0,85
jan/20	54,2	0,72
fev/20	53,64	0,8
mar/20	51,77	0,87
abr/20	52,9	2,26
mai/20	55,28	3,93
jun/20	58,07	6,38
jul/20	60,12	7,47
ago/20	60,68	8,49
set/20	61,45	9,08

Fonte: Tabela criada pelo autor baseada nos dados da página do Banco Central do Brasil.
Disponível em

ANEXO 4 –

Roteiro ou script usado no console do R para realizar as quebras estruturais

1º) Carregando o pacote:

```
library(zoo)
library("strucchange")
library(tseries)
library(readxl)
```

2º) Comando do R para reconhecer uma série temporal

- a) Este comando **não salva** no Enviroment (ambiente de programação)

```
ts (Dlsp_NF, start=c(2002,11), end = c (2020,05), frequency = 12)
```

- b) Este comando salva a DLSP no Enviroment

```
DLSP = ts (data = Dlsp_NF[,2], start=c(2002,11), end = c (2020,05), frequency = 12)
```

- c) Este comando salva a NFSP no Enviroment

```
NFSP = ts (Dlsp_NF[,3], start=c(2002,11), end = c (2020,05), frequency = 12)
```

Gráfico da DLSP:

```
plot.ts(DLSP)
```

Gráfico da NFSP:

```
plot.ts(NFSP)
```

Como salvar uma série temporal

```
Sérietemporal = ts (Dlsp_NF, start=c(2002,11), end = c (2020,05), frequency = 12)
```

3º) Teste de Chow

```
modelo1 = Fstats(Dlsp_NF$DLSP ~ Dlsp_NF$NFSP, from =0.01)
```

3.1) sctest(modelo1)

Resultado: Há quebra estrutural

supF test

3.2) data: modelo1

sup.F = 225.79, p-value < 2.2e-16

4º) Teste de Chow

```
modelo1 = Fstats(Dlsp_NF$DLSP ~ Dlsp_NF$NFSP, from =0.01)
```

a) sctest(modelo1)

Resultado: Há quebra estrutural

supF test

data: modelo1

sup.F = 225.79, p-value < 2.2e-16

b) strucchange::breakpoints(formula = Dlsp_NF\$DLSP ~ Dlsp_NF\$NFSP)

Resultado:

Optimal 6-segment partition:

Call:

```
breakpoints.formula(formula = Dlsp_NF$DLSP ~ Dlsp_NF$NFSP)
```

Breakpoints at observation number:

38 72 106 138 169

Corresponding to breakdates:

0.1800948 0.3412322 0.5023697 0.6540284 0.8009479

5°) Teste de CUSSUM

Recupera os dados que serão rodados: DívidaPub <- breakpoints (DLSP ~ NFSP)

DívidaPub <- efp(DLSP ~ NFSP, type = "OLS-CUSUM")

Modelo1 <- efp()

- a) Addi_BP = efp(DLSP ~ breakfactor(DívidaPub), type = "OLS_CUSUM")
- b) plot(Addi_BP)
- c) Usar o comando "DívidaPub" para "chamar" os pontos de quebra: DívidaPub

Resultado:

Optimal 6-segment partition:

Call:

```
breakpoints.formula(formula = DLSP ~ NFSP)
```

Breakpoints at observation number:

38 72 106 138 169

Corresponding to breakdates:

2005(12) 2008(10) 2011(8) 2014(4) 2016(11)

6°) Teste de Bai-Perron

- a) plot (Dlsp_NF, type= "l", las=1, xaxs= "i", yaxs= "i", xlab= "", col = "blue")
- b) DívidaPub <- breakpoints (DLSP ~ NFSP)

c) O próximo passo é chamar a variável DívidaPub de volta escrevendo apenas “DívidaPub” no console.

d) Resultado:

Optimal 6-segment partition:

Call:

breakpoints.formula(formula = DLSP ~ NFSP)

Breakpoints at observation number:

38 72 106 138 169

Corresponding to breakdates:

2005(12) 2008(10) 2011(8) 2014(4) 2016(11)

ANEXO 5 – Resultados da estatística descritiva e regressão

DLSP	Média	DesvPad	NFSP	Média	DesvPad
Geral	43,67	8,56	Geral	-1,25	2,56
1º Parte	52,61	3,82	1º Parte	-3,58	0,27

2° Parte	45,04	1,88
3° Parte	38,80	1,39
4° Parte	32,31	1,49
5° Parte	38,31	5,93
6° Parte	53,23	2,39

2° Parte	-3,41	0,17
3° Parte	-2,35	0,69
4° Parte	-2,03	0,69
5° Parte	1,64	0,90
6° Parte	1,92	1,58

Correlação	Coefficiente
Geral	0,18
1° Período	0,85
2° Período	0,72
3° Período	0,29
4° Período	-0,80
5° Período	0,87
6° Período	0,72

R ²	Percentual
Geral	0,03
1° Período	0,73
2° Período	0,52
3° Período	0,52
4° Período	0,63
5° Período	0,76
6° Período	0,52

OBS:

1° Período: novembro de 2002 até novembro de 2005

2° Período: janeiro de 2006 até de setembro de 2008

3° Período: novembro de 2008 até de julho de 2011

4° Período: setembro de 2011 até setembro de 2014

5° Período: novembro de 2014 até maio de 2017

6° Período: julho de 2017 até setembro de 2020