UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: UMA
ANÁLISE SOB DIVERSOS CONCEITOS DE SUPERÁVIT PRIMÁRIO E
ENDIVIDAMENTO**

Raí da Silva Chicoli

Orientador: Prof. Dr. Siegfried Bender

São Paulo

2015

Raí da Silva Chicoli

**SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA: UMA
ANÁLISE SOB DIVERSOS CONCEITOS DE SUPERÁVIT PRIMÁRIO E
ENDIVIDAMENTO**

Dissertação apresentada a Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da Universidade de São
Paulo, para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Política Fiscal

Orientador: Prof. Dr. Siegfried Bender

Versão Corrigida

(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

São Paulo
2015

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Chicoli, Raí da Silva.

Sustentabilidade da dívida pública brasileira: uma análise
sob diversos conceitos de superávit primário e endividamento /
Raí da Silva Chicoli. -- São Paulo, 2015.
87 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2015.
Orientador: Siegfried Bender.

1. Dívida pública. 2. Política fiscal. 3. Finanças públicas. I. Uni-
versidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e
Contabilidade. II. Título.

CDD – 336.34

Raí da Silva Chicoli

Sustentabilidade da dívida pública brasileira: Uma análise sob diversos conceitos de superávit primário e endividamento

Dissertação apresentada a Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em: 18 de setembro de 2015

Banca Examinadora

Professor Doutor Siegfried Bender
Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo

---

Professora Doutora Fabiana Fontes Rocha
Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo

---

Professor Doutor Alexandre Schwartzman
Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Aos meus pais, Vicente e Leila,
por todo apoio e auxílio que sempre
me deram e por terem sido os melhores
pais que um filho poderia ter.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Vicente e Leila, por terem sido sempre presentes em minha vida e terem me dado todo o apoio para a conclusão desta dissertação.

Aos meus familiares queridos, Rafael, Juliana, Bianca e Milka por toda a companhia.

À Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo por todo conhecimento transmitido.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pela concessão de bolsa de mestrado e pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

Ao coordenador do curso de pós-graduação em Ciências Econômicas.

Aos meus professores de graduação e de mestrado por todo o conhecimento compartilhado.

Ao Prof. Dr. Siegfried Bender, por sua orientação, paciência, incentivo que elevaram o nível de qualidade e tornaram possível a conclusão desta dissertação.

À Profa. Dra. Fabiana Fontes Rocha pelas críticas e sugestões que acrescentaram muito a este trabalho.

Aos examinadores da banca de defesa pela participação.

Aos participantes da banca de qualificação pela contribuição com sugestões.

À Lays de Souza pelo apoio e paciência e por ter tornado meus dias e minha vida muito mais felizes.

À turma do mestrado no IPE-USP de 2013, em especial a Antônio Neto, Daniel Dantas, Pedro Schneider e Matheus Rosignoli.

Aos amigos de longa data, Bruno Palialol, Danilo Paula, Lucas Simon e Vitor Camargo.

A todos aqueles que participaram direta e indiretamente na realização desta dissertação

RESUMO

Esta dissertação analisa a sustentabilidade da dívida pública brasileira utilizando a metodologia proposta por Bohn (1998, 2008), levando em consideração as operações de contabilidade criativa e os empréstimos do governo federal para bancos públicos, principalmente BNDES. Para isso, utilizam-se diversos conceitos de superávit primário (oficial; oficial excluindo as receitas de contabilidade criativa; e permanente) e de endividamento (dívidas líquida, bruta e bruta excluindo reservas internacionais), para o período de 2003 a 2014. Em todos os casos analisados, a hipótese de sustentabilidade não foi satisfeita, logo há a necessidade de se alterar a política fiscal do país. Foram realizados testes de quebra estrutural seguindo a metodologia de Bai e Perron (1998), nos quais se verificou que a alteração no padrão da política fiscal pós-crise de 2008 foi um dos principais responsáveis pelo resultado de não sustentabilidade. Verificou-se também que, para esse período pós-crise, o cumprimento da meta do superávit primário se deveu, em grande parte, às receitas de concessões, refinanciamentos (Refis) e dividendos, com destaque para BNDES e Caixa Econômica Federal.

Palavras-chave: Sustentabilidade da dívida pública. Política fiscal. Superávit primário

Classificação JEL: H63

ABSTRACT

This dissertation analyses the sustainability of Brazil's public debt using the methodology proposed by Bohn (1998, 2008), taking into consideration creative accounting and loans from the federal government to public banks, especially BNDES. To this end, various concepts of primary surplus (official; official excluding revenues from creative accounting; and structural) and debt (net debt; gross debt; and gross debt excluding international reserves) are used, from 2003 to 2014. For all the scenarios the hypothesis of fiscal sustainability was not satisfied, and therefore the government would have to change the fiscal policy in Brazil. Structural break tests were performed following the methodology of Bai and Perron (1998), in which was found that the change in fiscal policy post-crisis of 2008 was one of the major factors on the results of non-sustainability. It was found that, for this post-crisis period, the fulfillment of the primary surplus target was mostly due to concession revenues, refinancing (Refis) and dividends, highlighting BNDES and Caixa Econômica Federal.

Keywords: Public debt sustainability. Fiscal policy. Primary surplus

JEL Classification: H63

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Os superávits primários (em % do PIB)	18
Gráfico 2 – Dividendos, concessões e refinanciamentos (acumulado em 12 meses em % do PIB).	19
Gráfico 3 – Razão entre receita de dividendos, concessões e refinanciamentos em relação à receita total do Tesouro Nacional (em %).	20
Gráfico 4 – Participação dos dividendos de Caixa e BNDES (em % do total).....	22
Gráfico 5 – Conceitos de dívida pública (em % do PIB)	24
Gráfico 6 – Crescimento real do produto e taxa de juros real (em %).....	27
Figura 7 – Ganhos de senhoriagem (em % do PIB).....	27

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 – Testes de raiz unitária e de estacionariedade ^a	32
Tabela 2 – Testes de cointegração	36
Tabela 3 – Estimções do Vetor de Correção de Erros	37
Tabela 4 – Testes de cointegração	39
Tabela 5 – Estimções do Vetor de Correção de Erros	40
Tabela 6 – Testes de cointegração	42
Tabela 7 – Estimções do Vetor de Correção de Erros	43
Tabela 8 – Testes de cointegração	44
Tabela 9 – Estimções do Vetor de Correção de Erros	45
Tabela 10 – Testes de cointegração	47
Tabela 11 – Estimções do Vetor de Correção de Erros	48
Tabela 12 – Testes de cointegração	49
Tabela 13 – Estimções do Vetor de Correção de Erros	50
Tabela 14 – Teste de quebra estrutural para a dívida líquida	52
Tabela 15 – Estimções do Vetor de Correção de Erros para quebra estrutural	53
Tabela 16 – Teste de quebra estrutural para a dívida bruta excluída as reservas internacionais	54
Tabela 17 – Estimções do Vetor de Correção de Erros para quebra estrutural	55
Tabela 18 – Teste de quebra estrutural para a dívida bruta.....	56
Tabela 19 – Estimções do Vetor de Correção de Erros para quebra estrutural	57
Tabela 20: Testes de raiz unitária e de estacionariedade ^a	59
Tabela 21: Testes de cointegração	59
Tabela 22: Estimções do Vetor de Correção de Erros	60

Sumário

1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DA LITERATURA	6
2.1. Revisão teórica da literatura	6
2.2. Revisão da literatura empírica recente	10
2.3. Revisão da literatura empírica para o caso brasileiro.....	11
3. ESTATÍSTICAS UTILIZADAS	14
3.1. Os superávits primários.....	15
3.2. Dividendos, concessões e refinanciamentos.....	18
3.2.1. A importância de Caixa Econômica Federal e BNDES na receita de dividendos.....	21
3.3. Dívida pública.....	23
4. METODOLOGIA	24
5. RESULTADOS.....	31
5.1. Dívida líquida e superávit primário oficial	35
5.2. Dívidas brutas e superávit primário oficial.....	39
5.3. Contabilidade criativa.....	41
5.4. Superávit primário permanente	47
5.5. Quebra estrutural.....	51
5.6. Robustez do resultado obtido	58
6. CONCLUSÃO	62
7. BIBLIOGRAFIA	66
ANEXOS	71
ANEXO A – Saídas do Eviews para testes de raiz unitária.....	72
ANEXO B – Saídas do Eviews para seleção do melhor modelo de cointegração	79

1. INTRODUÇÃO

Em 21 de junho de 1999 foi sancionado o decreto presidencial que estabelecia o regime de metas de inflação no Brasil. Essa medida, aliada ao câmbio flutuante e ao superávit primário deu início ao tripé macroeconômico que vem guiando a política econômica do país nos últimos 15 anos.

No que concerne à política fiscal, a adoção da meta do superávit primário pelo governo federal por meio da Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO), no ano de 1999, fez que com o governo seguisse uma âncora fiscal que possui como principal objetivo prover consistência à política econômica. Essa consistência é obtida de forma que a trajetória da dívida pública seja estável ou declinante ao longo do tempo, de modo que, por meio de uma análise intertemporal a dívida pública se apresente como sustentável.

Segundo FMI (2002), para que a dívida pública seja considerada sustentável, é necessário que a restrição orçamentária do governo, trazida a valor presente, seja satisfeita sem a necessidade de grandes mudanças no superávit primário.

A análise da sustentabilidade da dívida pública dos países sempre foi um tema de grande interesse na ciência econômica, motivando trabalhos teóricos e empíricos. Essa variável é de extrema importância para analisarmos possíveis crises econômicas, além de ser relevante para decisões de investimento, pois o prêmio de risco que será exigido por investidores nacionais e internacionais está relacionado ao grau de confiança dos agentes no pagamento da dívida pelo governo. Além disso, as agências de rating e organismos multilaterais como o FMI levam em consideração o nível de endividamento do país e a sustentabilidade deste ao divulgarem as notas de crédito e publicarem suas análises econômicas.

A emissão de dívida para cobrir desequilíbrios entre receitas e despesas é uma das formas mais comuns de países se financiarem, logo apresentar um endividamento sustentável é um requisito importante para acessar este meio de financiamento. Entretanto, quando essa hipótese não é satisfeita, conforme apresentando por Sargent e Wallace (1981), e o desequilíbrio fiscal é permanente, levando o mercado a acreditar que a trajetória da dívida é insustentável no médio e

longo prazo, a emissão de dívida se torna inviável e o governo acaba se utilizando da emissão de moeda para se financiar. Porém, esse tipo de financiamento acaba tendo efeitos sobre a política monetária do país, levando a pressões inflacionárias. Logo, uma boa administração da dívida pública, tornando-a sustentável, é importante requisito para a manutenção do controle sobre as variáveis macroeconômicas, em especial o controle da inflação.

Woodford (1996) mostra que instabilidades fiscais, que causariam problemas na sustentabilidade da dívida, necessariamente resultam em instabilidades de preços, pois não há política monetária que resulte em um equilíbrio com preços estáveis no longo prazo, caso a política fiscal seja expansiva. No caso de um ajuste lento de preços, a instabilidade fiscal altera o crescimento real do produto e a taxa real de juros.

O destaque, recente, para a relevância do tema de sustentabilidade da dívida se deu com o advento da crise de 2008, no qual diversos países, principalmente desenvolvidos, já apresentavam níveis elevados de endividamento em porcentagem do PIB no período pré-crise e experimentaram uma elevação expressiva deste indicador nos anos subsequentes, na tentativa de retomarem a trajetória de crescimento, adotando uma política fiscal expansionista. Aliado a isso, muitas nações elevaram seus níveis de endividamento ao socorrerem seus grandes bancos, evitando assim uma grande quebra nos seus sistemas financeiros. Com isso, recentemente, grande parte desses países tiveram que adotar políticas fiscais extremamente restritivas na tentativa de trazer sua dívida pública para uma trajetória sustentável.

Em meados de 2011, devido à piora em seus indicadores fiscais, países pertencentes à União Europeia como Espanha, Itália, Grécia e Portugal acabaram sendo avaliados pelo mercado como países fiscalmente insolventes, pois apresentavam níveis elevados de endividamento e planos fiscais que não pareciam críveis ou exequíveis. Devido a isso, o prêmio de risco desses países acabou se elevando muito no curto prazo e as agências de rating acabaram rebaixando a nota de alguns deles.

Para o caso brasileiro, o tema de sustentabilidade da dívida é recorrente. Isso se deve ao fato de, principalmente, nos últimos 30 anos, além do *default* da

dívida externa na década de 80, o país ter passado por severos problemas na área fiscal.

Na crise de 2002, que foi atribuída em parte ao “efeito Lula”, na qual houve uma grande desvalorização cambial, houve uma forte elevação na dívida pública, que possuía boa parte dos seus títulos indexados ao dólar. Após esse episódio, o Tesouro Nacional iniciou um processo de alongamento do prazo e alteração da composição da dívida pública, reduzindo para patamares próximos de zero a parcela exposta a variações cambiais, além de elevar a participação de papéis indexados a índices de preços e prefixados. Além disso, o governo federal elevou a meta do superávit primário nos anos seguintes, de forma que houve uma redução no endividamento do setor público.

Porém, com o advento da crise de 2008, houve uma mudança na política fiscal do governo. Inicialmente, houve uma redução esperada na receita devido à desaceleração da economia e uma elevação dos gastos do governo associada à política fiscal anticíclica, fatos estes que ocasionaram uma redução do superávit primário. Contudo, essa redução foi, também, acompanhada de uma alteração na composição do mesmo, pois houve uma significativa redução do primário devido à menor arrecadação de impostos, reduzindo a receita permanente, e um aumento na participação das receitas obtidas por meio de dividendos, concessões (principalmente por meio de outorga de serviços públicos) e receitas atípicas, sendo algumas delas classificadas como “contabilidade criativa”, nas quais o governo se utiliza de operações fiscais pouco usuais para conseguir aumentar sua arrecadação. Com isso, o governo eleva suas receitas extraordinárias.

O problema associado a essa alteração na composição do primário, é que se acabam criando receitas extraordinárias, que não alteram o superávit primário permanente, e que não se repetirão nos anos seguintes e não estão associadas a uma postura mais austera na política fiscal, além de dificultarem a situação financeira de empresas estatais. Logo, o governo não estaria, de fato, economizando recursos, mais sim gerando receitas extraordinárias que levam os agentes a desacreditarem na seriedade da política fiscal.

Com a alteração na composição do primário com redução na arrecadação de impostos e elevação de receitas extraordinárias há uma redução da receita permanente e, sem alterações na despesa permanente, uma diminuição no

superávit primário permanente. Esse fator coloca em risco o cumprimento das metas fiscais, impostas pelo governo, no futuro, quando receitas e despesas se normalizarão e o superávit primário acabará sendo inferior ao necessário. Logo, a restrição orçamentária intertemporal do governo pode não ser satisfeita.

Como o superávit primário é cumprido por meio de receitas extraordinárias e não corte de gastos, a política fiscal acaba sendo expansionista em relação à meta fiscal oficial, gerando um aumento maior de demanda e a necessidade de uma política monetária mais restritiva para manter a inflação na meta oficial do Banco Central.

Aliado a isso, o Tesouro Nacional realizou diversos aportes financeiros no Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) com o intuito de elevar a capacidade de empréstimos que essa instituição pode realizar. Segundo BNDES (2015), esses aportes totalizavam valores próximos a R\$ 446,1 bilhões ou 8,1% do PIB de 2014. Essas emissões de dívida em favor do BNDES além de elevarem a dívida bruta federal ainda possuem forte impacto sobre as contas fiscais, pois enquanto o Tesouro capta recursos a taxa de juros de mercado (próxima à Selic), o BNDES paga ao Tesouro a TJLP (Taxa de Juros de Longo Prazo), sendo que a segunda é significativamente inferior a primeira e o Tesouro é o responsável por arcar com essa diferença fiscal, ou seja, implicando num subsídio do Tesouro às operações ativas do BNDES. Entretanto, como esses empréstimos não impactam a dívida líquida do Tesouro, somente a dívida bruta e, porque esta, em parte, resulta dessas operações camufladas de subsídio do Tesouro, é esta (a dívida bruta) a que possui um maior peso para as agências de rating e organismos internacionais. Esse fator é, também, um dos principais responsáveis pela elevação significativa na diferença entre os saldos das dívidas líquida e bruta nos últimos anos.

Em suma, a execução da política fiscal pós-crise de 2008 tem introduzido vários elementos que, a despeito do aparente cumprimento formal dos superávits primários correntes (mas não permanentes) necessários à sustentabilidade do endividamento público, colocam seriamente em questão a sustentabilidade da dívida pública na perspectiva intertemporal. Essa temática, com consideração dos elementos distintivos citados da execução da política fiscal recente no Brasil e de seus reflexos sobre a sustentabilidade do endividamento público é, portanto, o objetivo central desta dissertação. De modo que, introduzido o tema da

sustentabilidade da dívida e a recente alteração na dinâmica e na composição do superávit primário e o aumento na diferença entre a dívida líquida e a bruta, verificaremos empiricamente, em diversos cenários, a sustentabilidade da dívida pública, nos quais utilizamos desde o superávit oficial do governo até um superávit que chamaremos de permanente¹, assim como analisaremos a dívida líquida, bruta e a bruta excluída as reservas internacionais. A verificação da sustentabilidade utiliza a metodologia de Bohn (1998, 2008) e os testes de sustentabilidade da dívida são realizados em todos os cenários e definições de dívida pública, buscando determinar se uma particular definição da mesma é sustentável ou se há a necessidade de alteração na política fiscal do governo.

Devido à mudança na política fiscal do governo entre o pré e o pós-crise de 2008, torna-se interessante analisarmos, também, quebras estruturais endógenas seguindo a metodologia desenvolvida por Bai e Perron (1998). Com isso, podemos verificar se houve, efetivamente, uma quebra na política fiscal. Feito isto, caso encontremos quebras estruturais, realizaremos testes de sustentabilidade da dívida para verificarmos se a hipótese de sustentabilidade é satisfeita para o período anterior e posterior à quebra estrutural.

Em nossa análise, verificamos que a hipótese de sustentabilidade da dívida pública brasileira não é satisfeita para todos os conceitos de superávit primário e de endividamento. Quando aplicamos a quebra estrutural, observamos que para o período pré-crise, a hipótese de sustentabilidade é satisfeita, porém, para todos os casos, a dívida torna-se insustentável após esse período, mostrando que este foi o momento principal na alteração do padrão da política fiscal brasileira.

Esta dissertação está dividida em seis seções. A primeira é esta introdução. A segunda apresentará uma revisão da literatura teórica e empírica, mais focada em Brasil, sobre o tema. A terceira abordará as estatísticas utilizadas. Na quarta, apresentaremos a metodologia utilizada. Na quinta, apresentaremos o conjunto de resultados obtidos e o que eles significam. Ao final, faremos uma conclusão.

---

¹ Nesse superávit levaremos em consideração as receitas de impostos recorrentes do governo, portanto excluiremos as receitas de dividendos que forem superiores à média do pré-crise, na relação dividendo/lucro. Além disso, excluiremos os bônus de assinatura de concessões, além das receitas das assinaturas das renegociações de dívida (Refis). Retiramos, também, as receitas extraordinárias de impostos e as despesas extraordinárias.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção, iremos revisar a literatura teórica de sustentabilidade da dívida e como esta evoluiu ao longo dos anos. Iremos destacar alguns trabalhos recentes realizados na literatura empírica mundial. Ao final, destacaremos os trabalhos empíricos para o caso brasileiro.

2.1. Revisão teórica da literatura

O tema da sustentabilidade da dívida pública possui uma ampla gama de trabalhos com diferentes modelos e testes empíricos na literatura. O foco principal é garantir que a restrição orçamentária intertemporal do governo trazida a valor presente seja satisfeita.

Dentre os trabalhos teóricos, iniciou-se dando importância à estacionariedade do déficit orçamentário. Posteriormente, a sustentabilidade da dívida seria garantida se a condição anterior fosse satisfeita e receita e despesa cointegrassem. Atualmente, é dada grande importância ao uso da função de reação fiscal.

Um dos primeiros trabalhos a abordar esse tema é o de Flavin e Hamilton (1986). Os autores procuram distinguir empiricamente entre duas visões para os dados americanos do pós-guerra. Uma de que nada impede o governo de manter um déficit permanente, pagando os juros da dívida com a simples emissão de nova dívida. A outra é que os agentes não irão continuar comprando dívida emitida pelo governo, a menos que ele se comprometa, de forma crível, a manter um orçamento equilibrado em valor presente. Para observar isso, são usados testes para verificar se o déficit orçamentário segue um processo estacionário. Ao final, conclui-se que a segunda visão se mostrou mais consistente com os dados analisados e que seria necessário ao governo americano transformar seu déficit em superávit em um curto período de tempo.

Trehan e Walsh (1988) mostram que manter um orçamento balanceado equivale à condição que os gastos do governo, inclusive com juros, as receitas com impostos e senhoriagem devem ser cointegrados. Além disso, o déficit público,

incluindo juros, deve ser estacionário. Os autores concluem que para os dados americanos de 1890-1986 as condições acima são satisfeitas.

Wilcox (1989) parte do trabalho feito por Flavin e Hamilton (1986), porém propõe mudanças em alguns pressupostos. Pela sua análise, há uma quebra estrutural na política fiscal no período de 1960-1984. Analisando a partir de 1974, o autor testa se a dívida pública descontada é estacionária. A conclusão é que na análise pós 1974, o valor de mercado da dívida do governo é superior à soma dos futuros superávits do governo, logo a política fiscal não é sustentável, contrariando o resultado obtido por Flavin e Hamilton (1986).

Hakkio e Rush (1991) abordam o tema de sustentabilidade para os dados americanos ao realizarem testes econométricos de cointegração entre gastos e receitas do governo. Concluíram que os gastos do governo estavam crescendo em velocidade superior à receita, logo o governo deveria reduzir seus gastos ou ampliar sua receita, pois os resultados obtidos violavam a restrição orçamentária intertemporal do governo.

Bohn (1991) analisa os dados americanos com uma base de dados ampla que vai de 1792 a 1988. Os resultados obtidos de seus estudos mostram que o déficit, incluindo pagamentos de juros, é estacionário, condição para a restrição orçamentária intertemporal. Além disso, as receitas, despesas e dívida são cointegrados, o que garante que a hipótese da sustentabilidade da dívida é satisfeita. Além disso, o estudo mostra que entre 50 a 65% dos déficits causados por cortes de impostos e que entre 65 a 70% dos déficits causados por elevação de gastos foram eliminados por subsequentes cortes de gastos, enquanto a outra parte foi eliminada por aumento de impostos.

Smith e Zin (1991) realizam análise de cointegração para a dívida e superávit para os dados mensais do Canadá. Com os resultados obtidos, os autores concluem que a política de financiamento público não obedece à restrição de empréstimo a valor presente.

Corsetti e Roubini (1991) analisam os dados de 18 países da OCDE. A análise dos autores além de utilizar testes de cointegração para os países em questão, também verificam se variáveis macroeconômicas como crescimento, inflação, taxa de juros, são estáveis ao longo do tempo. Concluem que a solvência

do setor público da Itália é um problema grave, enquanto que essa questão não é um problema Alemanha e Japão.

Ahmed e Rogers (1995) analisam dados para Estados Unidos e Grã-Bretanha e realizam testes de cointegração para verificar se as restrições intertemporais do governo e do setor externo são satisfeitas. Verificam, também, se há quebras estruturais nos vetores de cointegração, que é condição necessária para que os agentes acreditem que o governo irá satisfazer a restrição orçamentária intertemporal mesmo com eventos pouco usuais. Concluem que tanto para os Estados Unidos quanto para a Grã-Bretanha a restrição é satisfeita mesmo para casos envolvendo quebras estruturais.

Bohn (1995) desenvolve fundamentos teóricos de sustentabilidade no caso de um modelo estocástico de equilíbrio geral. Neste trabalho o autor critica as metodologias empíricas utilizadas para verificar a sustentabilidade da dívida, pois as considera muito simples e utilizam modelos teóricos inapropriados. A opção pelo uso de um modelo estocástico se deve não só ao fato dele ser mais geral que os modelos deterministas, mas também pela observação empírica de que nos EUA a taxa de juros real esteve, historicamente, abaixo do crescimento real do produto. Em estado estacionário determinístico, a taxa de juros baixa indicaria ineficiência dinâmica. No caso do modelo estocástico, a eficiência dinâmica depende da relação entre crescimento do produto e a taxa de retorno do capital de “risco”. A principal conclusão do autor é que não se pode descontar o valor esperado de variáveis fiscais a uma taxa de juros fixa. Isto contraria a literatura anterior a esse estudo.

Quintos (1995) cria dois conceitos de sustentabilidade: forte e fraca. A criação destes dois conceitos se deve ao fato que a dívida pode ser estacionária e no infinito migrar para zero, o que condiz com o caso forte. Quando não é possível obter estacionariedade para a dívida, mas mesmo assim é possível fazer com que no infinito o endividamento vá para zero, estaremos no caso fraco. Portanto, o autor procura desenvolver uma teoria de forma que obtendo estacionariedade ou não da dívida, é possível obter sustentabilidade. Porém, se não houver nenhuma relação entre receitas e despesas, logo não houver cointegração, então a política fiscal é insustentável.

Uctum e Wickens (1996) testam se a política fiscal dos Estados Unidos e de alguns países da União Europeia são sustentáveis no longo prazo, qual o efeito

dos planos de ajustes programados e como a presença de limitações para o tamanho do déficit e da dívida impactam na sustentabilidade. Concluem que para a análise de longo prazo diversos países não possuem uma política fiscal sustentável. Porém, quando os planos de consolidação fiscal são incorporados para o futuro, muitos países reverterem à tendência de problemas fiscais. A análise para limitações do déficit e da dívida mostram que se os países tiverem que cumprir com esses objetivos no curto prazo, apresentarão problemas fiscais futuros, pois a economia real será seriamente impactada.

Bohn (1998) adota uma forma diferente de analisar o tema de sustentabilidade da dívida pública. Neste trabalho, o autor altera a forma de verificar sustentabilidade ao passar de testes de raiz unitária e cointegração para um foco na reação do superávit primário a variações na dívida. Nessa nova abordagem se o superávit primário responder positivamente a mudanças na dívida, isso implicaria que a relação dívida/PIB tem reversão à média, então a restrição orçamentária intertemporal será satisfeita. Com isso, o autor impõe condições menos restritivas para a análise de sustentabilidade. Ao final, o autor conclui que a política fiscal americana é sustentável no sentido de satisfazer a restrição orçamentária intertemporal.

Canzoneri *et al* (2001) utiliza uma função reação do superávit primário a variações na dívida para determinar regimes Ricardianos, que seguiriam essa função, e não-Ricardianos. Utiliza um VAR entre superávit e dívida e analisa funções impulso-resposta para verificar se um choque do superávit reduz a dívida e se o superávit se mantém no decorrer do tempo. Ao final, o autor verifica que um regime Ricardiano é mais plausível para os Estados Unidos, logo as condições citadas anteriormente são satisfeitas.

Bohn (2007) prova que os testes de estacionariedade e cointegração utilizados para verificar se os déficits são sustentáveis, são, na realidade, incapazes de rejeitar essa hipótese. Como não se pode testar estacionariedade para todas as ordens, logo se torna impossível rejeitar sustentabilidade por meio de cointegração. Isso se deve ao fato de a restrição orçamentária intertemporal ser satisfeita mesmo se os componentes do orçamento não são cointegrados e mesmo se nem débitos, déficits, receitas ou despesas forem estacionários em suas diferenças. Além disso,

propõe que o uso do modelo de correção de erros é promissor para a análise da função reação do superávit à dívida.

Bohn (2008) modifica em alguns pontos o modelo proposto em Bohn (1998) e utiliza um período maior do que o utilizado no trabalho citado anteriormente. O autor revisa as condições de sustentabilidade baseadas no valor esperado da restrição orçamentária e provê uma apresentação unificada nos resultados do teste de raiz unitária. Ao final, a resposta positiva do superávit primário às variações na dívida é uma grande evidência a favor da sustentabilidade da política fiscal americana.

Ghosh *et al* (2013), baseando-se no modelo proposto por Bohn (2008), propõe uma nova estrutura que utiliza uma noção de espaço fiscal, que é definido como a diferença entre o nível de dívida atual e o limite do endividamento, obtido por meio de um modelo estocástico, no qual acima deste limite, não há solvência fiscal. Utilizando dados de 23 economias desenvolvidas para o período de 1970 a 2007, os autores encontraram evidências de uma função de reação fiscal com as características de fadiga fiscal, que é definido como o momento em que elevações do superávit primário não são capazes de estabilizar o endividamento.

Para os testes de quebra estrutural que são utilizados, seguimos a metodologia de Bai e Perron (1998) onde é desenvolvido um método que permite realizar testes de quebra estrutural endógenas em modelos de regressão linear estimados por mínimos quadrados. Além disso, este teste permite a análise de múltiplas quebras estruturais, estimando cada quebra estrutural sucessivamente e indicando o período em que cada quebra ocorre.

2.2. Revisão da literatura empírica recente

Afonso e Rault (2010) analisam a sustentabilidade da política fiscal dos países que faziam parte da União Europeia em 1 de maio de 2004, abrangendo o período 1970 a 2006. Os autores se utilizam de análise de cointegração em painel e estacionariedade. Como a análise é realizada para dados em painel e a metodologia Bohn (2007) é válida para um único país, os autores preferiram seguir a metodologia existente para a sustentabilidade em dados em painel. A hipótese de sustentabilidade é satisfeita para toda a amostra e para subperíodos desta.

Burger *et al* (2011) se utilizam do modelo desenvolvido por Bohn (2008) para verificarem a sustentabilidade da dívida da África do Sul. A estimação é realizada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Vetor Auto Regressivo (VAR), Método de Momentos Generalizado (GMM), Modelo de Correção de Erros (MCE), Modelo de Estado de Espaço e modelo Auto Regressivo com *Threshold* (TAR). Para todos os métodos de estimação é satisfeita a hipótese de sustentabilidade da dívida.

Potrafke e Reischmann (2014) avaliam a sustentabilidade da dívida dos governos estaduais de EUA e Alemanha levando em consideração as transferências fiscais. Os autores utilizam o modelo desenvolvido por Bohn (2008) e realizam uma regressão de painel por mínimos quadrados ordinários robustos à heterocedasticidade e por GMM de dois estágios. Em seus resultados, as transferências fiscais acabam alterando os resultados de sustentabilidade, pois ao não incluí-las os governos estaduais de Alemanha e Estados Unidos não perseguem uma política fiscal sustentável.

2.3. Revisão da literatura empírica para o caso brasileiro

Para o caso brasileiro, temos que houve uma extensa aplicação empírica em diversos trabalhos das diversas metodologias apresentadas acima, sendo que em alguns casos são adicionadas hipóteses para questões específicas do Brasil.

Rocha (1997) utiliza o teste desenvolvido por Trehan e Walsh (1991), que analisa o estoque da dívida e o desenvolvido por Hakkio e Rush (1991). Ambos os testes apontaram que o orçamento do governo brasileiro é balanceado em termos de valor presente. Porém, esse resultado só é obtido se considerarmos a senhoriagem como receita do governo.

Issler e Lima (2000) utilizam a metodologia de Hamilton e Flavin (1986) para dados brasileiros de 1947-1992. A hipótese de sustentabilidade da dívida não é rejeitada quando se coloca a senhoriagem como forma de receita do governo, corroborando o resultado obtido em Rocha (1997).

Luporini (2001) utiliza o modelo proposto por Bohn (1998) com dados anuais de 1966 a 2000 para o Brasil. Conclui que os superávits fiscais não responderam de forma sistemática a variações da relação dívida-PIB, não representando tendência de reversão à média. Portanto, no período analisado, a política fiscal não seguiu um padrão sustentável.

Goldfjan (2002) verifica a sustentabilidade da dívida ao traçar diversos cenários para taxa real de juros, crescimento do PIB, taxa de câmbio real, passivos contingentes e superávit primário. É baixa a probabilidade dessas variáveis assumirem valores que tornem a dívida insustentável. Mesmo que isso ocorra, mudanças nas receitas e gastos são factíveis.

Garcia e Rigobon (2004) analisam a sustentabilidade da dívida sob uma perspectiva de administração de riscos. Utilizam um modelo VAR para estimar a correlação entre variáveis macro e simulações que procuram computar a probabilidade da relação dívida/PIB exceder 75%, valor considerado como limite de endividamento sustentável. Encontram que “em média” a ‘dívida brasileira é sustentável, apesar de existirem diversos choques podem levá-la a assumir uma trajetória insustentável.

Giambiagi e Ronci (2004) utilizam o método desenvolvido por Wilcox (1989) analisando a sustentabilidade da dívida para o período do governo de Fernando Henrique Cardoso (1995-2002). A evidência empírica mostrou que a dívida pública não foi sustentável no período analisado.

Bicalho (2005) utiliza três diferentes metodologias para testar a sustentabilidade da dívida pública: Hakkio e Rush (1991), Bohn (1991) e Bohn (1998). Em todos os testes o autor obteve que a dívida pública é sustentável no período de 1997 a 2004.

A divergência dos resultados obtidos para Giambiagi e Ronci (2004) e Bicalho (2005) se deve, em parte, à pequena diferença de período da análise e ao fato de a metodologia ser distinta. Esse caso mostra como dependendo da metodologia utilizada, os resultados podem ser totalmente opostos.

Mello (2008) afirma que todos os níveis do governo (setor público consolidado, governo central e governos regionais) respondem, por meio do aumento do superávit primário, positivamente a elevações na dívida. A função de reação fiscal do governo é afetada pelas instituições. Ao final, conclui que a reação da política fiscal brasileira se dá através do aumento dos impostos.

Mendonça *et al* (2009) estimam a função de reação fiscal do setor público consolidado e utilizam o procedimento de Markov-Switching para verificarem quebras estruturais. Observam uma mudança a partir de outubro de 2000. Antes da alteração de regime, encontram uma forte reação do superávit primário à dívida

líquida do setor público. Após esse período, a reação diminui consideravelmente. Apesar desse fato, a política fiscal é sustentável.

Luporini (2014) verifica a sustentabilidade da política fiscal brasileira analisando alterações na política fiscal do governo a alterações na dívida-PIB, seguindo a metodologia de Bohn (1998, 2008). Encontra que há uma forte resposta fiscal do governo a variações na dívida. Utilizando uma janela móvel de 12 meses verifica que a função de reação da política fiscal se estabilizou, porém menos responsiva a partir de 2000 e começou a declinar a partir de 2006. Ao final conclui que a estabilidade da relação dívida/PIB se deve, em grande parte, ao crescimento econômico.

Simonassi *et al* (2014) realizam testes de sustentabilidade para a política fiscal brasileira e procuram mudanças estruturais, seguindo a metodologia de Bai e Perron (1998). Obtêm um resultado favorável a sustentabilidade e encontram duas quebras estruturais. A primeira é em maio de 1994, associada a renegociações de dívida e alterações nos limites de endividamento. A segunda ocorre em fevereiro de 2003 e possui relação com a crise da desvalorização do real e aumento de incerteza em relação à economia brasileira. Após esse período, eleva-se a resposta da política fiscal a alterações na dívida.

Em suma, esses são os trabalhos existentes sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira. Uma questão essencial não abordada nos trabalhos constitui-se da análise do conceito de dívida pública relevante para o estudo da sustentabilidade do endividamento público no Brasil. Essa questão se coloca porque várias operações (quase) fiscais são desenvolvidas pelos bancos públicos e as mesmas não aparecem no conceito de dívida líquida usualmente utilizado na análise deste problema. Assim sendo, três conceitos de dívida são abordados: dívida bruta, bruta ex-reservas internacionais e líquida.

Introduzida a literatura teórica do tema, os trabalhos recentes publicados e o que já foi feito para o Brasil, esta dissertação utiliza a metodologia empregada por Bohn (1998, 2008), recorrente tanto na literatura brasileira quanto na literatura mundial recente e uma das principais formas de teste de sustentabilidade. Nosso trabalho se diferencia dos outros realizados para Brasil, pois dará importância a

outros conceitos de dívida², enquanto nos outros trabalhos relatados o foco foi dado ao endividamento líquido do governo. Além disso, avançamos em relação aos demais trabalhos identificando melhor o conceito de superávit primário relevante para o Brasil, pois devido às operações de contabilidade criativa e ao uso recorrente, por parte do governo, de receitas extraordinárias para cumprimento do superávit primário, criamos novos conceitos de superávit primário que procuram refletir a real situação de solidez fiscal brasileira. Com isso, procuramos verificar sob esses novos conceitos, como os resultados de sustentabilidade obtidos se alteram. Os resultados obtidos mostram que o conceito de superávit primário oficial em relação à dívida líquida não satisfaz a hipótese de sustentabilidade, ao contrário do apontado nos diversos trabalhos citados anteriormente. Quando utilizamos este mesmo superávit primário em relação à dívida bruta e bruta ex-reservas o endividamento brasileiro continuou se apresentando não sustentável. O problema de sustentabilidade da dívida também se repete para o superávit primário sem as receitas de contabilidade criativa e o permanente.

3. ESTATÍSTICAS UTILIZADAS

Após termos apresentado a revisão da literatura para o tema de sustentabilidade da dívida, nesta seção explicaremos os conceitos de endividamento e de superávit primário que utilizaremos nos testes de sustentabilidade. Iremos, também, analisar como as receitas de refinanciamento de dívidas, dividendos e concessões elevaram sua importância para o cumprimento do superávit primário. Devido ao aumento recente da importância dos dividendos nas receitas da União, verificaremos sua evolução e quais empresas se tornaram mais importantes para este aumento. Ao final, analisaremos os conceitos de dívida pública que utilizamos nesta dissertação.

No Brasil, a responsabilidade pela divulgação de indicadores fiscais é do Banco Central do Brasil e do Tesouro Nacional. O primeiro é responsável por divulgar as dívidas líquida e bruta do país, as necessidades de financiamento do

---

² Conforme citado na introdução, a dívida líquida já não reflete de forma fiel a situação do endividamento brasileiro, principalmente devido às operações com o BNDES. Além disso, organismos internacionais atribuem maior importância à dívida bruta para análises de sustentabilidade de dívida.

setor público e o resultado primário, enquanto o segundo divulga as receitas e despesas (não incluído os juros da dívida) do Governo Central.

Com relação à forma de apuração do resultado primário, existem dois critérios, o “acima da linha” e o “abaixo da linha”. No primeiro, temos a diferença entre receitas e despesas (não incluído os juros da dívida), e no segundo verifica-se a variação na dívida líquida total, excluindo-se os gastos com juros da dívida.

Por definição, tanto o método “acima da linha”, empregado pelo Tesouro Nacional, quanto o “abaixo da linha”, utilizado pelo Banco Central do Brasil deveriam apresentar os mesmos resultados. Porém, como existem diferenças nos critérios de apuração, os resultados acabam sendo distintos, apesar de, nos últimos anos, existir um esforço de ambos os órgãos para que haja uma convergência entre seus resultados.

Como os resultados de dívida pública que serão utilizados nesta dissertação provêm das estatísticas do Banco Central e o resultado “abaixo da linha” considerar a alteração no estoque da dívida líquida para o seu cálculo, será esta série de que utilizaremos para calcular todos os resultados de superávit primário que serão apresentados.

No que concerne aos resultados de dívida líquida e bruta, segundo o Manual de Finanças Públicas do Banco Central do Brasil (2008, p.132), “*A dívida bruta do governo geral abrange o total de débitos de responsabilidade do Governo Federal, dos governos estaduais e dos governos municipais, junto ao setor privado, ao setor público financeiro, ao Banco Central e ao resto do mundo. Os débitos de responsabilidade das empresas estatais das três esferas de governo não são abrangidos pelo conceito. Os débitos são considerados pelos valores brutos, sendo as obrigações vinculadas à área externa convertidas para reais pela taxa de câmbio de final de período (compra).*” Já a dívida líquida abrange o endividamento do setor público não financeiro com o sistema financeiro, setor privado não financeiro e o resto do mundo. Para chegarmos ao saldo líquido, desconta-se deste valor os créditos do setor público não financeiro e do Banco Central. Os saldos desta dívida são apurados pelo critério de competência.

3.1. Os superávits primários

Nesta dissertação utilizaremos três conceitos de resultado primário: (i) o divulgado pelo Banco Central, que é o oficial; (ii) o excluindo as receitas de “contabilidade criativa”, que são as receitas obtidas pelo governo federal de forma pouco usual; e (iii) o permanente, que busca retirar as receitas e despesas atípicas, de forma a obter um superávit primário que reflita a real situação fiscal de longo prazo brasileira.

O resultado primário divulgado pelo Banco Central é o resultado “abaixo da linha” do setor público consolidado acumulado em 12 meses em porcentagem do PIB³.

O resultado primário que exclui as receitas de “contabilidade criativa”⁴ corresponde ao primário anterior subtraídas as receitas advindas das operações fiscais pouco usuais realizadas pelo Tesouro Nacional⁵.

Essas operações, como indicado por Mendes (2014), possuem efeitos danosos para medir indicadores fiscais do governo, pois pode fazer com que a dívida líquida do governo não cresça, mas perca qualidade. Além disso, a antecipação de dividendos de estatais pode comprometer a situação financeira dessas empresas fazendo com que, no futuro, o Tesouro tenha que capitalizá-las. Estas operações acabam encobrando a real situação financeira da política fiscal do Brasil.

Dentre essas operações, a de maior destaque foi a cessão onerosa de exploração de petróleo que teve um valor líquido de R\$ 31,9 bilhões em 2010 (31% do superávit primário do período), sendo essencial para o cumprimento da meta naquele ano. A classificação como “contabilidade criativa” se deve à triangulação financeira entre Tesouro, Petrobrás e BNDES.

Conforme apontado por analista econômicos⁶, essas operações minaram a credibilidade da política fiscal do governo, pois este acaba obtendo um resultado que não condiz com sua condição financeira. Portanto, ao utilizarmos essa nova

---

³ Os dados de superávit primário divulgados pelo Banco Central para o setor público consolidado tem seu início em 2002. Os resultados anteriores a esse período incluem Petrobrás e Eletrobrás, porém não é possível realizar o ajuste para uniformizar a série.

⁴ Para isso, consideramos, somente, operações desse gênero praticadas pelo governo federal.

⁵ As operações que classificamos como “contabilidade criativa” são: a antecipação de dividendos, triangulação financeira entre Tesouro Nacional, BNDES e Petrobras na capitalização desta empresa e venda de dividendos a receber da Eletrobrás pelo Tesouro Nacional ao BNDES.

⁶ Mendes (2014), Almeida (2013)

métrica, estamos interessados em verificar se houve uma modificação significativa no resultado de sustentabilidade da dívida que justifique essa perda de credibilidade.

A última forma de apuração do superávit primário que utilizaremos é o permanente. Neste formato excluimos as receitas e despesas atípicas⁷ do governo federal⁸, portanto excluimos as receitas e despesas extraordinárias⁹, as receitas de outorgas por assinatura de contratos de concessão, operações de “contabilidade criativa”, a elevação de dividendos pagos pelas empresas estatais e de economia mista, no qual descontaremos os valores relacionados ao aumento do repasse desta modalidade em relação aos períodos pré e pós-crise financeira¹⁰; e refinanciamentos de dívida (Refis)¹¹ onde descontaremos os pagamentos feitos à vista e que tenham uma entrada mais elevada, logo não diminuiremos o fluxo de pagamentos, somente iremos descontar os valores que ocorrem na assinatura do acordo e são muito superiores ao fluxo de pagamentos dos meses seguintes.

O intuito de utilizar este superávit primário permanente é focar em um resultado que só possua receitas advindas de impostos e contribuições do governo federal, descontadas as transferências para estados e municípios e outras receitas recorrentes, descontando-se as despesas recorrentes do Tesouro Nacional. Com isso, pretendemos verificar se sob um superávit primário mais restritivo e que reflita a real situação financeira do Tesouro a hipótese de a dívida pública ser sustentável é satisfeita.

Abaixo, apresentamos, graficamente, os três conceitos apresentados acima e que permite visualizar a evolução e relação de cada um deles.

---

⁷ Como receitas e despesas atípicas, classificamos aquelas que afetam o resultado fiscal de um determinado período, sem refletir o real esforço fiscal daquele ano e que, provavelmente, não se repetirão em outros anos.

⁸ Devido à dificuldade de obter dados fiscais desagregados dos estados, nos concentramos em obter dados do governo federal para construirmos o primário permanente.

⁹ Como receitas e despesas extraordinárias, destacam-se acordos entre o governo federal e segmentos da indústria e setor financeiro para pagamentos de impostos, operações com o Fundo Soberano, transferências de depósitos para a conta única do Tesouro e venda de participação societária.

¹⁰ Para realizarmos este cálculo, faremos a média de dividendos em relação aos lucros das estatais no período pré-crise e faremos a diferença entre esta média e a obtida no período pós-crise. Quando a média do pós-crise for superior ao do pré-crise, este valor superior de dividendo será descontado do superávit primário.

¹¹ Tanto as receitas extraordinárias quanto os programas de refinanciamento tem seu resultado líquidos de transferências para estados e municípios.

Gráfico 1 – Os superávits primários (em % do PIB)

Fonte: STN, Receita Federal.

Como é possível observar acima, com eclosão da crise e seus efeitos sobre a arrecadação federal, houve um aumento na diferença entre o resultado do primário oficial e o primário permanente. Esse resultado corrobora a interpretação de que houve uma mudança no padrão da política fiscal nos últimos anos, mais especificamente a partir de outubro de 2008. Essa alteração foi uma das principais responsáveis pela deterioração recente do superávit primário, sendo que o resultado oficial apresentou déficit primário nos últimos anos de 2014, resultado que não havíamos observado em toda a nossa série histórica.

3.2. Dividendos, concessões e refinanciamentos.

Devido à relevância das receitas de dividendos, concessões e refinanciamento de dívidas (Refis), torna-se interessante explicitar o que cada uma dessas receitas significa e analisar como elas se comportaram no decorrer dos anos e como cada governo fez uso dela.

Dividendo corresponde à parcela de lucro distribuída aos acionistas, na proporção da quantidade de ações ou participação detida, apurado ao fim de cada exercício social, de acordo com (BM&F Bovespa).

Segundo (Di Pietro, 2006), concessão é um acordo entre a Administração Pública e um particular, no qual o primeiro repassa ao segundo o direito de execução de um serviço público mediante tarifa paga pelo usuário.

As receitas de refinanciamento de dívidas (Refis) são acordos realizados entre os governos e os devedores do setor privado. A lógica por trás do Refis é que existem valores de dívida baixos onde um acordo entre governo e devedor é menos custoso do que uma ação judicial. Outro caso é quando o governo acredita que o processo judicial é muito longo ou há elevada probabilidade do governo não receber o pagamento no futuro, logo o acordo torna-se o caminho mais lógico. Porém, recentemente, o governo federal vem realizando parcelamentos tributários recorrentemente, o que acaba levando a problemas de pagamentos de impostos, pois as empresas podem deixar de pagar os impostos por acreditarem que haverá um parcelamento vantajoso no futuro, conforme foi indicado por (Barreto, 2011). Por exemplo, após a declaração em 2011 de que não seriam feitos mais Refis, o governo reabriu essa possibilidade em 2013 e 2014.

Abaixo, temos um gráfico que cobre de 1994 até final de 2014 cada uma dessas receitas individualmente.

Gráfico 2 – Dividendos, concessões e refinanciamentos (acumulado em 12 meses em % do PIB).

Fonte: Siafi (STN).

Como é possível observar, quando analisamos o governo Fernando Henrique Cardoso, além das privatizações que não entraram no cálculo do superávit primário por serem receitas de ajustes patrimoniais e reduzirem diretamente a dívida do setor público, as receitas de concessões foram extremamente importantes para o

superávit primário do governo. Nesse período, se destacaram as concessões de telefonia, tanto de telefone fixo quanto celular. As receitas de refinanciamentos só se iniciam em 2000, período que foi assinado o primeiro Refis.

No governo Lula as concessões perderam importância e os dividendos de estatais ganharam importância, principalmente no período pós-crise, se tornando uma das mais importantes fontes de receita para o cumprimento do primário no período. Apesar dos diversos programas de refinanciamento assinados no período (Paes, Paex e Refis da Crise), a arrecadação proveniente desta fonte se manteve em torno de 0,2% do PIB no período.

No governo Dilma a receita de dividendos continuou tendo grande importância, porém as outras modalidades aumentaram a sua importância. As receitas com refinanciamento se elevaram significativamente devido ao aumento de receitas do Refis da Crise assinado em 2009, mas com efeitos relevantes a partir de 2011, e à nova lei de refinanciamento que favoreceu empresas com filiais no exterior que não recolheram tributos sobre o lucro. Nas concessões, destaca-se a receita do leilão do campo de Libra no pré-sal.

Abaixo, observamos como essas receitas foram importantes na receita total do Tesouro Nacional.

Gráfico 3 – Razão entre receita de dividendos, concessões e refinanciamentos em relação à receita total do Tesouro Nacional (em %).

Fonte: Siafi (STN).

Acima, apresentamos o gráfico que coloca a receita de dividendo, concessão e refinanciamento dividido pela receita total do Tesouro Nacional, logo quanto maior o valor, maior a dependência da receita total do Tesouro Nacional em relação a estas outras fontes de receita. No período pós-crise, com a redução na arrecadação de impostos e elevação nas receitas de dividendos, houve uma forte elevação na participação de dividendos, concessões e refinanciamentos na receita total. Após uma estabilização nos anos seguintes, essa razão voltou a aumentar, principalmente a partir de 2013, alcançando uma relação um pouco superior a 6% e se reduzindo para algo em torno de 5% ao final de 2014. Esse resultado demonstra a grande importância adquirida por essas receitas na arrecadação total do governo central.

3.2.1. A importância de Caixa Econômica Federal e BNDES na receita de dividendos

Devido ao destaque recente das receitas de dividendos, torna-se importante verificar se foi o aumento da lucratividade dessas empresas ou a maior apropriação de dividendos por parte da União que elevou esses resultados, principalmente para o período pós-crise.

Realizando a análise para as quatro maiores empresas repassadoras de dividendos para o Tesouro Nacional (Petrobrás, Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal e BNDES), a média de lucros dessas empresas no período 2000 a 2008 (pré-crise) foi de R\$ 6,6 bilhões e o repasse médio de dividendos foi de R\$ 1,2 bilhão, logo a razão dividendos por lucro foi de 17,9%. Para o período pós-crise (2009-2014)¹², a média de lucros foi de R\$ 13,6 bilhões e o repasse médio de dividendos foi de R\$ 5,1 bilhões, logo a razão dividendos por lucro foi de 37,2%.

Portanto, apesar do aumento no lucro das empresas no período, o aumento no pagamento de dividendos por parte das principais estatais foi significativamente superior à elevação na sua lucratividade.

Ao realizarmos o mesmo exercício feito anteriormente, mas, agora, para cada empresa, BNDES e Caixa Econômica Federal foram as que tiveram os

---

¹² Para o caso da Petrobras, devido ao prejuízo gigantesco de 2014 associado a perdas com corrupção e *impairment*, consideramos as médias de 2009-2013. Caso acrescentássemos a observação de 2014, toda a análise perderia sentido. Os efeitos sobre dividendos para a União devido às perdas de 2014 serão sentidos ao longo dos anos

resultados mais alarmantes. Ambas as empresas, que são bancos estatais dos quais a União possui 100% do capital, tiveram elevação no lucro médio que era no período pré-crise, de R\$ 1,1 bilhão da Caixa e R\$ 3,0 bilhões do BNDES, para lucro médio de R\$ 5,4 bilhões da Caixa e R\$ 8,4 bilhões do BNDES no período pós-crise. Já o pagamento de dividendos que era de R\$ 0,7 bilhão da Caixa e R\$ 1,5 bilhão do BNDES para a média de 2000 a 2008, elevou-se para R\$ 4,4 bilhões da Caixa e R\$ 10,1 bilhões do BNDES para a média de 2009 a 2014. Logo, a razão dividendo/lucro passou de 65,7% e 50,6% no primeiro período para 81,3% e 119,6% no segundo período para Caixa e BNDES, respectivamente.

Essa maior participação em pagamentos de dividendos para o Tesouro Nacional no período pós-crise, fez com que essas empresas se tornassem as principais repassadoras de recurso, conforme podemos observar no gráfico abaixo.

Gráfico 4 – Participação dos dividendos de Caixa e BNDES (em % do total)

Fonte: Tesouro Nacional.

Conforme apresentado por Afonso e Barros (2013), essa maior participação desses bancos estatais é preocupante, pois em alguns anos os dividendos pagos por estas instituições foram superiores ao lucro anual, sendo que na média de 2009 a 2013, os repasses do BNDES foram superiores ao seu lucro. Isso pode gerar um problema de capitalização no futuro, levando a necessidade de aportes por parte do Tesouro Nacional.

Outro ponto que deve ser destacado é o fato de essas instituições terem recebido recursos do Tesouro Nacional para aumentarem sua capacidade de

realizarem empréstimos. A Caixa Econômica os recebeu por meio de instrumentos híbridos de capital, enquanto o BNDES os recebeu por meio de empréstimos do Tesouro Nacional à instituição, sendo que este capta a taxa de juros de mercado e tem seus créditos corrigidos pela TJLP. Porém, dado o diferencial entre essas taxas em favor do BNDES, a União cobre essa diferença por meio de subsídios.

Como o Tesouro capta esses recursos no mercado (débito) e empresta para o BNDES (crédito), o impacto desta operação acaba sendo nulo sob o ponto de vista da dívida líquida.

Logo, a maior capacidade de empréstimo destas instituições, devido aos aportes do Tesouro Nacional, auxiliou no aumento dos seus lucros e, consequentemente, no repasse de dividendos, sendo importante para o cumprimento da meta do superávit primário e não tendo impacto algum no endividamento líquido do setor público. Esse fato demonstra a capacidade do governo de aumentar a sua arrecadação transformando o BNDES em uma “máquina de primário”, pois quanto maior o volume de empréstimos, se espera que seja maior a lucratividade do banco e, consequentemente, o repasse ao Tesouro Nacional.

Entretanto, essa diferença entre o que o Tesouro recebe do BNDES e paga ao mercado tem custo estimado de R\$ 49,1 bilhões, como apontado por Fernandes (2014). Esses valores foram calculados pela Secretaria de Política Econômica, ligada ao Ministério da Fazenda.

3.3. Dívida pública

Para a dívida pública, serão utilizados os seguintes conceitos: (i) conceito de dívida líquida do setor público, que é o mais utilizado para trabalhos de sustentabilidade da dívida pública do Brasil e considerado principal indicador de solvência do país; (ii) a dívida bruta do setor público¹³, que é o conceito mais recomendado para indicar sustentabilidade de um país por organismos internacionais e agências de rating; e (iii) um indicador de dívida bruta que exclui as reservas internacionais do país.

---

¹³ Para este conceito, utilizamos a série histórica de dívida bruta com metodologia vigente até o final de 2007. A série tem início ao final de 2001, em contraposição a de metodologia vigente a partir de 2008 que tem início no final de 2006, o que encurtaria muito nossa análise, diminuindo a credibilidade do nosso resultado de sustentabilidade.

Para a dívida líquida e bruta do setor público, seguimos os resultados publicados pelo Banco Central e explicados anteriormente. Para o conceito de dívida bruta excluindo as reservas internacionais, utilizamos as reservas internacionais do conceito liquidez e fizemos a conversão cambial pelo dólar PTAX de venda.

A importância de utilizarmos este último dado se deve ao fato de utilizarmos a dívida bruta, porém descontamos o principal ativo em valor e mais líquido do setor público (reservas internacionais), tendo assim um indicador intermediário entre os outros dois conceitos.

Abaixo, apresentamos o gráfico com os dados de dívida pública.

Gráfico 5 – Conceitos de dívida pública (em % do PIB)

Fonte: Banco Central do Brasil.

Enquanto a dívida líquida apresenta trajetória decrescente desde o fim de 2002, a dívida bruta apresenta trajetória decrescente até fim de 2008, porém, após esse período, apresenta trajetória crescente e, recentemente, está próximo do valor apresentado no início de 2002, em um patamar elevado em relação aos outros países emergentes¹⁴ (que possuíam média de 41,2% de endividamento em proporção do PIB em 2014).

4. METODOLOGIA

¹⁴ Os dados de dívida bruta para emergentes foram retirados da World Economic Outlook Databases do Fundo Monetário Internacional.

Após apresentarmos quais os conceitos de endividamento e superávit primário que utilizamos nesta dissertação, esta seção apresenta qual a metodologia utilizada para as análises empíricas da sustentabilidade da dívida pública brasileira e qual o método de estimação desta metodologia. Além disso, apresenta a dinâmica da relação dívida/PIB e quais variáveis a influenciam.

Utilizaremos o modelo apresentado por Bohn (1998, 2008), que verifica se o superávit primário responde positivamente a mudanças na relação dívida/PIB, o que implicaria que essa variável tem reversão à média, o que garante a sustentabilidade da dívida.

A vantagem desse método em relação aos outros utilizados anteriormente é que, como apresentado em Bohn (1995), os testes de sustentabilidade existentes não lidam adequadamente bem com implicações de incerteza e aversão ao risco da taxa de juros, o que não acontece nesse método. Outros modelos dependem da condição de transversalidade que envolve a escolha adequada de uma taxa de desconto, porém a grande maioria dos trabalhos utiliza o retorno dos títulos do governo como desconto e Bohn (1995) argumenta que essa utilização é imprópria, pois no caso em que a taxa de juros é baixa, como o caso americano, o equilíbrio estacionário determinístico para esta taxa indicaria ineficiência dinâmica.

Com relação aos testes de raiz unitária para séries de dívida ou déficits primários e utilização do método de cointegração entre receitas e despesas para verificar a sustentabilidade da dívida, Bohn (2007) argumenta que a rejeição da mesma baseada nesses testes é inválida, pois a restrição orçamentária intertemporal pode ser satisfeita mesmo se os componentes do orçamento são não cointegrados e mesmo se nem dívida, déficits, receitas e despesas são estacionários por meio de diferenças.

Inicialmente, iremos analisar a dinâmica da dívida pública e quais variáveis influenciam essa dinâmica ao longo do tempo.

Portanto, partimos do déficit do governo, em termos nominais, é dado por:

$$DEF_t = G_t - T_t + i_t \cdot D_{t-1} \quad (1)$$

Em que DEF_t é o déficit nominal no período t , G_t gastos do governo excluído juros no período t , T_t arrecadação do governo período t , i_t juros nominal no período t , D_{t-1} estoque de dívida nominal em t e ΔM_t e variação na quantidade de moeda no período t .

Portanto, a dinâmica da dívida será dada por:

$$D_t = D_{t-1} + DEF_t \quad (2)$$

O déficit primário é definido como $DEF_t^p = G_t - T_t$ separa o resultado do governo advindo de receitas e despesas excluído os juros da dívida.

De (1) e (2), chegamos a:

$$D_t = G_t - T_t + (1 + i_t) \cdot D_{t-1} - \Delta M = DEF_t^p + (1 + i_t) \cdot D_{t-1} \quad (3)$$

Seus correspondentes real e em razão do PIB são:

$$\frac{D_t}{P_t} = \frac{DEF_t^p}{P_t} + \left(\frac{1+i_t}{1+\pi_t} \right) \cdot \frac{D_{t-1}}{P_{t-1}} \text{ e } \frac{D_t}{Y_t} = \frac{DEF_t^p}{Y_t} + \left(\frac{1+i_t}{1+\gamma_t} \right) \cdot \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

Como trabalharemos com a dívida em relação ao PIB, faremos $d_t = D_t/Y_t$; $s_t = -DEF_t/Y_t$, $r_t = \frac{1+i_t}{1+\pi_t} - 1 \approx i_t - \pi_t$. Logo, a dinâmica da dívida será dada por:

$$d_t = (1 + r_t) \cdot d_{t-1} - s_t \quad (4)$$

Para a variação da dívida, teremos que a dinâmica é dada por:

$$d_t = def_t^p + (r_t - g_y) d_{t-1} - SE_t \quad (5)$$

em que g_y é a taxa de crescimento real da economia e SE_t é o ganho de senhoriagem

Portanto, a dinâmica da razão dívida/PIB depende de:

- (i) Diferença entre a taxa de juros real e a taxa de crescimento real do produto
- (ii) Diferença entre déficit primário e senhoriagem como proporção do PIB

Para analisarmos como crescimento real do produto¹⁵ e taxa de juros real¹⁶ se comportam ao longo do nosso período de interesse (2003-2014), apresentamos o gráfico abaixo:

¹⁵ Utilizamos o crescimento real do PIB divulgado pelo IBGE

¹⁶ Para a taxa de juros real, utilizamos como taxa nominal de juros, a taxa de juros implícita da dívida, que reflete a taxa de juros paga, em média, pelos títulos públicos. Para a taxa de inflação, utilizamos a inflação calculada em 12 meses do IPCA. Após calcularmos os valores mensais da taxa real de juros, fizemos a média dos meses para obtermos o valor anual.

Gráfico 6 – Crescimento real do produto e taxa de juros real (em %)

Fonte: Banco Central do Brasil, IBGE.

Conforme é possível observar, a taxa de juros real sempre foi superior ao crescimento real do produto. Portanto, o comportamento dessas variáveis, *ceteris paribus*, foi responsável por elevar a razão dívida/PIB.

Os ganhos de senhoriagem como proporção do PIB são apresentados abaixo:

Figura 7 – Ganhos de senhoriagem (em % do PIB)

Fonte: Banco Central do Brasil.

Como é possível observar, para o período de interesse os ganhos de senhoriagem são significativos (média de 0,4% do PIB), porém não são

determinantes para explicar dinâmica da razão dívida/PIB. Além disso, pelo regime de metas de inflação, a política monetária e consequentemente a emissão de moeda, deve se preocupar com o nível de preços e não com a política fiscal. Logo, poderemos seguir o modelo de Bohn (2008). Os dados de superávit primário já foram apresentados anteriormente e auxiliam, *ceteris paribus*, na redução da razão dívida/PIB.

Em suma, das variáveis da equação (5), observamos que para o período 2003-2014 o superávit primário observado na maioria do período de interesse contribuiu para reduzir a relação dívida/PIB, assim como o ganho de senhoriagem, enquanto que o juros real superior ao crescimento do produto real contribuiu para o aumento na relação dívida/PIB.

Após termos apresentado a dinâmica da relação dívida/PIB e quais variáveis a influenciam, iremos derivar as condições necessárias e suficientes para garantirmos a sustentabilidade da dívida por meio da derivação utilizada por Bohn (2008). No caso deste modelo, o ganho de senhoriagem é de aproximadamente zero. A partir da equação (4), teremos que segundo a definição de sustentabilidade de Bohn (2008), a política fiscal é sustentável se o valor presente esperado dos superávits primários for igual à dívida inicial. Logo, teremos:

$$d_{t+n} = (\prod_{k=0}^n (1 + r_{t+k})).d_{t-1} - \sum_{j=0}^n (\prod_{k=j+1}^n (1 + r_{t+k})).s_{t+j} \quad (6)$$

Ao substituírmos em (4) por um valor fixo de r e tirando a expectativa condicional, temos:

$$E_t[d_{t+n}] = (1 + r)^n d_t^* - \sum_{j=0}^n (1 + r)^{n-j} \cdot E_t[s_{t+j}] \quad (7)$$

onde $d_t^* = (1 + r_t).d_{t-1}$ indica o débito no início do período t e $E[.]$ representa a expectativa condicional.

Dividindo por $(1 + r)^n$ e rearranjando, obtemos:

$$d_t^* = \sum_{j=0}^n \frac{1}{(1+r)^j} E_t[s_{t+j}] + \frac{1}{(1+r)^n} E_t[d_{t+n}] \quad (8)$$

Ao final, assumiremos que a soma descontada converge e tomando o limite com $n \rightarrow \infty$, logo:

$$d_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t[s_{t+j}] + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^n} E_t[d_{t+n}] \quad (9)$$

Portanto, para que a dívida seja sustentável, devem-se obedecer duas condições:

$$d_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t[s_{t+j}] \quad (10)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^n} E_t[d_{t+n}] = 0 \quad (11)$$

Em (10) temos a restrição orçamentária intertemporal e em (11) a condição de transversalidade.

Como apresentado por Bohn (2008), podemos estimar a seguinte relação linear:

$$s_t = \rho \cdot d_{t-1} + \alpha \cdot Z_t + \epsilon_t = \rho \cdot d_t + \mu_t \quad (12)$$

onde Z_t é um conjunto de outros determinantes do superávit primário e $\mu_t = \alpha Z_t + \epsilon_t$

Se o coeficiente ρ for positivo e significativo e μ_t for limitado em porcentagem do PIB e o valor presente do PIB é finito, então as condições (10) e (11) são satisfeitas, logo a trajetória da dívida pública é sustentável, como provado pelo autor.

Com relação ao conjunto de outras variáveis determinantes para o superávit, o autor utiliza o gasto temporário, no qual a proxy utilizada é a diferença entre o gasto militar efetivo e o permanente estimado de cada período do governo americano, e o produto temporário, que é obtido por meio da diferença entre o produto estrutural e o produto observado.

Como, para o caso brasileiro, não existem gastos temporários relevantes no orçamento público, o modelo a ser estimado será dado por:

$$s_t = \rho \cdot d_{t-1} + \beta_g \tilde{y} + \epsilon_t \quad (13)$$

onde $\tilde{y}$ é o desvio entre o produto potencial e o produto observado, no qual utilizaremos como proxy o índice de atividade econômica do Banco Central (IBC-Br) e para obtermos o produto potencial, utilizamos o filtro HP.

Conforme indicado por Barro (1979), o peso morto do imposto é minimizado quando o governo segue uma estratégia contra cíclica, logo reduz o superávit quando o crescimento é inferior ao seu valor estrutural e o aumenta quando o crescimento é superior ao seu valor estrutural. Portanto, caso o governo siga uma política contra cíclica, esperamos que o coeficiente β_g seja positivo.

A nossa estimação será realizada por meio de um modelo de correção de erros, conforme proposto por Bohn (2007). Para realizarmos a estimação por este procedimento devemos, primeiramente, verificar se as variáveis de interesse possuem raiz unitária. Após isso, devemos realizar um teste de cointegração para

verificar se as variáveis cointegram e qual o número de vetores de cointegração existentes, por meio do procedimento proposto por Joahnsen (1991). Caso seja verificada cointegração entre as variáveis, então partiremos para estimação por meio do modelo de correção de erros.

Para realizarmos os testes de quebra estrutural, utilizaremos a metodologia desenvolvida por Bai e Perron (1998), no qual podemos reescrever a equação (13) no seguinte formato para m quebras estruturais:

$$s_t = \sum_{i=1}^{m+1} (a_i \cdot d_{t-1} I_{t \in I_i}) + \beta_g \tilde{y} + \epsilon_t \quad (14)$$

Nesse caso, se $m=0$, então a equação (14) voltará a ser a equação (13). I_i é uma sub-amostra de tempo que possui quebras estruturais, enquanto a função $I_{t \in I_i}$ assumirá valor 1 se houver uma quebra estrutural para aquele subperíodo e valor 0 caso não haja uma quebra estrutural.

A grande vantagem do procedimento de Bai e Perron (1998) é que não é necessário, *a priori*, determinarmos o número de quebras estruturais que o modelo possui. Este teste permite que o número e o período de cada quebra estrutural seja determinado endogenamente. A implementação computacional do teste seguirá a formulada por Bai e Perron (2003) que está de acordo com a base teórica formulada por Bai e Perron (1998).

A partir deste método, descobriremos o número e período de cada quebra estrutural e dividiremos a amostra a partir destas datas, para então repetirmos o procedimento e verificarmos se, para cada subperíodo analisado, a hipótese de sustentabilidade da dívida é satisfeita, utilizando a mesma metodologia descrita anteriormente.

A nossa estimação se iniciará em janeiro de 2003 e irá até dezembro de 2014. A opção por uma amostra menor¹⁷, em relação aos trabalhos anteriormente realizados, é para não unirmos duas séries distintas de primário, isto é, uma que inclua Petrobras e Eletrobrás no cálculo do primário e a outra, mais recente, que não inclui as empresas estatais. Além disso, a série de dívida bruta se inicia em 2002 e optamos por trabalhar com o mesmo período em todos os testes, tornando-os comparáveis. Finalmente, a opção por trabalharmos com dados acumulados em 12

---

¹⁷ O menor número de observações em relação aos outros trabalhos não torna nossa análise inconsistente, pois como apresentado por Engle e Yoo (1987), para modelos cointegrados 100 observações, para dados mensais, são mais do que suficientes quando temos 2 regressores. No nosso caso, perfazemos 144 observações.

meses se deve ao fato de evitarmos problemas de sazonalidade nos dados, já que há meses que possuem superávit primário superior a outros, devido à dinâmica distinta de despesas e receitas¹⁸.

Nossas variáveis de interesse serão os superávits primários e os conceitos de endividamento citados anteriormente e como variável de controle utilizaremos o desvio do produto em relação ao seu valor de equilíbrio.

5. RESULTADOS

Após apresentarmos a metodologia que utilizamos nesta dissertação, esta seção verifica os passos necessários para estimarmos um modelo de correção de erros e os resultados destes passos e das nossas estimações utilizando os conceitos de endividamento e superávit primário apresentados anteriormente.

Antes de partirmos para a análise de cointegração, devemos observar se as variáveis possuem raízes unitárias e quantas são. Para isso, realizamos o teste de Dickey e Pantula (1987) para mais de uma raiz unitária¹⁹. Rejeitamos a hipótese de duas raízes unitárias, porém não rejeitamos a hipótese uma raiz unitária para as variáveis em questão.

Após rejeitarmos a hipótese de duas ou mais raízes unitárias, realizaremos os principais testes para verificar se rejeitamos ou não a hipótese de uma raiz unitária. Nestes testes cobrimos as possibilidades do erro ser um resíduo branco (ADF), maior poder de teste para o caso das variáveis possuírem constante e tendência (DF-GLS), ser eficiente para o caso do erro ser heterocedástico (NG-Perron) e invertem a hipótese nula (KPSS). Além disso, utilizamos o teste de raiz unitária desenvolvido por Perron (1997), que permite que a variável analisada possua quebra estrutural.

Abaixo apresentamos os resultados obtidos para todas as nossas variáveis de interesse:

---

¹⁸ Trabalhos como Loporini (2014) e Simonassi (2014) optaram por trabalhar com períodos maiores de tempo, logo houve a necessidade de encadear as séries, além disso, Loporini (2014) se utiliza de dados mensais ao invés de dados acumulados em 12 meses.

¹⁹ Testaremos para duas raízes unitárias, pois séries econômicas não apresentam um número de raízes unitárias superiores a essa.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária e de estacionariedade^a

Variável	ADF	DF-GLS	NG-Perron	KPSS ^b	Perron ^c	Dickey Pantula ^d
Superávit primário oficial	-1,06	-0,62	-1,33	0,98***	-3,34	-0,27
Superávit primário sem contabilidade criativa	-1,13	-1,16	-1,87	1,09***	-3,13	0,35
Superávit primário permanente	-1,01	-1,46	-1,23	1,11***	-3,60	-0,41
Dívida líquida	-2,69	-0,68	-0,98	0,24***	-4,44	-0,62
Dívida bruta	-2,52	-0,58	-1,34	0,82***	-3,68	-0,15
Dívida bruta excluía reservas internacionais	-1,28	-1,13	-0,10	1,22***	-4,04	-0,20

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a ADF (Augmented Dickey-Fuller), DF-GLS (Generalized Dickey-Fuller), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin); ^b Este teste tem estacionariedade como hipótese nula, enquanto todos os outros testes tem uma raiz unitária como hipótese nula; ^c Teste de raiz unitária de Perron (1997), no qual assumimos que as variáveis possuem tendência e constante; ^d O valor apresentado é para o teste de apenas uma raiz unitária. Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5% e valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%.

Como é possível observar, não rejeitamos a hipótese de uma raiz unitária em todos os testes, portanto todas as variáveis são integradas de ordem um.

Após verificarmos que as variáveis são integradas de mesma ordem, o que segundo Enders (2010) é um requisito necessário para realizarmos a análise de cointegração devido ao teorema da representação de Granger proposto por Engle e Granger (1987), o que nos interessa é verificarmos se a combinação linear entre as variáveis é estacionária, ou seja, testar a existência de cointegração entre as séries.

Para verificarmos se as séries cointegram, utilizaremos o procedimento de Johansen (1991) que parte das variáveis de interesse de um vetor autoregressivo (VAR). Com isso, chegamos a seguinte forma matricial.

$$\Delta x_t = \Pi x_t + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, r_i = -\sum_{j=i+1}^{\rho} \Pi_j \text{ e } \Pi = \Pi_1 + \dots + \Pi_{\rho} - I$$

Assim, a existência de um modelo de correção de erro depende da relação entre as matrizes Π e $\alpha\beta'$, que é definida pelo posto de Π :

- i) Se $\text{Posto}(\Pi) = 0 \rightarrow \Pi = 0$. Logo, não há relação entre modelos e não existe cointegração.

- ii) Se Posto (Π) = N (máximo) $\rightarrow \Pi x_t \sim I(1)$, que é o exigido para não ter cointegração. Mas, se $x_t \sim I(1) \rightarrow \Delta x_t \sim I(0)$, o que é uma inconsistência. Assim, assume-se que a hipótese inicial de que $x_t \sim I(1)$ está errada e assume-se que $x_t \sim I(0)$ e não faz sentido analisar cointegração.
- iii) Se $0 < \text{Posto}(\Pi) = r < N$, Π pode ser faturada em duas matrizes com posto r tal que $\Pi = \alpha\beta'$, onde α e β são matrizes $N \times r$ com posto completo ($r \leq n$) e vale a volta do Teorema da Representação de Granger, tal que as variáveis cointegram.

Estando no caso iii, pode-se estimar o modelo VAR acima descrito por máxima verossimilhança sob a restrição de que $\Pi = \alpha\beta'$, chegando à função de log-verossimilhança: $L(\beta) = -\frac{T}{2} \ln |\hat{\Omega}(\beta)|$. Com isso, torna-se importante analisar o determinante e, portanto, os autovalores da matriz de variância e covariância. Assim, o número de autovalores $\hat{\lambda} \neq 0$ é igual ao número de vetores de cointegração. Portanto, torna-se importante testar quantos autovalores são realmente diferentes de zero, o que é feito conjuntamente pelo Teste do Traço e individualmente pelo Teste do Máximo Autovalor.

De forma geral, então, é preciso determinar o modelo de cointegração a ser testado e a ordem de defasagens dos componentes autoregressivos. A ordem das defasagens é escolhida combinando o melhor critério de informação²⁰ com análise de ausência de autocorrelação de resíduos. Determinamos o menor valor de algum critério de informação a partir de uma defasagem e verificamos se a autocorrelação dos resíduos é nula para todas as variáveis. Já quanto ao modelo de cointegração, avalia-se a existência de constante e tendência no nível do vetor de variáveis de interesse e no vetor de cointegração, de modo que sejam 5 diferentes modelos possíveis, escolhidos por via gráfica e analisando o atendimento às hipóteses necessárias para a estimação em máxima verossimilhança. Assim, a escolha do modelo correto envolve apenas a exclusão a priori, a partir da observação dos dados, de modo que seja comum realizar o procedimento em diferentes tipos de modelo, buscando a ratificação do resultado.

- i) Modelo 1: Ausência de tendência e constante no nível e no vetor

---

²⁰ Os critérios de informação utilizados são o de Hannan-Quinn, Akaike e Schwarz. Além destes, utiliza-se, também, o teste LR e o erro final de predição.

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- ii) Modelo 2: Constante dentro do vetor de cointegração

$$\Delta X_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_1) + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- iii) Modelo 3: Constante dentro e fora do vetor de cointegração

$$\Delta X_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_1) + \mu_2 + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- iv) Modelo 4: Constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência linear dentro do vetor de cointegração:

$$\Delta X_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t) + \mu_2 + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- v) Modelo 5: Constante e tendência linear dentro e fora do vetor de cointegração:

$$\Delta X_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t) + \mu_2 + \delta_2 t + \sum_{i=1}^{\rho-1} r_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Ademais, como o procedimento de Johansen (1991) envolve a aplicação da estimação por máxima verossimilhança, convém testar a hipótese adotada de normalidade dos resíduos. Além disso, como partiu-se de um modelo VAR, convém também testar a autocorrelação e a correlação não contemporânea dos resíduos.

Um primeiro teste de normalidade é o Jarque-Bera, que aqui é modificado para o caso multivariado, a partir da decomposição de Choleski. Assim como na Econometria Clássica, utiliza-se o conhecimento da assimetria e da curtose da normal-padrão para comparação com uma estatística criada a partir desses momentos efetivamente observados nos dados:

$$JB = T \left[\frac{b_1' b_1}{6} + \frac{(b_2 - 3N)'(b_2 - 3N)}{24} \right] \rightarrow \chi_{2N}^2, \text{ onde}$$

b_1 é o vetor $N \times 1$ de coeficientes de assimetria de u_t , resíduos ortogonalizados pela decomposição de Choleski ($p' \varepsilon_t = u_t$), b_2 é o vetor $N \times 1$ de coeficientes de curtose de u_t e a hipótese nula é de normalidade.

Entretanto, como sabido, o uso da decomposição de Choleski torna a conclusão do teste potencialmente sensível à ordenação das variáveis, o que motiva a modificação deste teste e a existência de outros testes de normalidade. O teste de Doornik-Hansen (2008) e o teste de Urzua (1996) tratam a questão a partir dos autovalores associados à matriz de autocorrelação dos resíduos ε_t .

Os testes para autocorrelação também são versões multivariadas modificadas de testes da Econometria Clássica. Os testes Portmanteau, cuja hipótese nula é a ausência de autocorrelação dos resíduos, fornecem estatísticas de teste análogas aos testes Box-Pierce e Ljung-Box. Desse modo, seguem distribuições chi-quadrado com $N^2(h - p)$ graus de liberdade, onde h representa a ordem das variâncias-covariâncias, p é a ordem do VAR e N é a dimensão do vetor de variáveis:

$$LB(h) = T^2 \sum_{i=1}^h (T - i)^{-1} \text{tr}(C_{oi}' C_{oo}^{-1} C_{oi} C_{oo}^{-1}),$$

$$BP(h) = T \sum_{i=1}^h \text{tr}(C_{oi}' C_{oo}^{-1} C_{oi} C_{oo}^{-1}), \text{ em que } C_{oi} = \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i}', i = 1, \dots, h \text{ e } H_0: R_1 = \dots = R_h = 0, R_i = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}') \Omega^{-1}.$$

Entretanto, esse tipo de teste, além de ser um teste conjunto, é confiável somente para ordens altas, sendo o teste LM utilizado individualmente e para ordens baixas:

$$H_0: R_i = 0 \text{ com } LM(i) = (T - PN - N - 0.5) \ln\left(\frac{|\tilde{\Omega}|}{|\Omega|}\right) \rightarrow \chi_{N^2}^2$$

Com isso, podemos verificar a cointegração para as estatísticas de dívida e superávit que apresentamos anteriormente. A escolha do melhor modelo dependerá, como visto anteriormente, dos testes de correlação não contemporânea, autocorrelação e normalidade dos resíduos.

Quando a hipótese de cointegração é satisfeita, pelo Teorema da Representação de Granger, podemos, então, representar x_t como um Modelo de Correção de Erros (MCE). O formato dele dependerá de qual modelo de cointegração foi escolhido anteriormente.

5.1. Dívida líquida e superávit primário oficial

Inicialmente, realizaremos o teste de sustentabilidade mais comum na literatura deste tema para Brasil ao verificarmos a dívida líquida do setor público e o superávit primário divulgado pelo Banco Central.

Como ambas as variáveis possuem o mesmo número de raízes unitárias, logo tem tendência estocástica, podemos verificar, por meio do procedimento de Johansen (1991), se as variáveis cointegram e qual o número de vetores de cointegração que possuem. Abaixo, apresentamos os resultados de cointegração obtidos para o modelo 2²¹ de cointegração, que se apresentou como o melhor segundo os testes de autocorrelação, normalidade dos resíduos e critérios de informação.

Tabela 2 – Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Nenhum	22,53**	0,024	16,12**	0,046
Ao menos 1	6,41	0,161	6,41	0,161

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

Como podemos observar da tabela 2, tanto para o teste do traço quanto para o de máximo autovalor, rejeitamos a hipótese nula de não cointegração. Assim como, por meio dos mesmos testes, não rejeitamos a hipótese de existir um vetor de cointegração.

A cointegração das variáveis nos permite representá-las por meio de um modelo de correção de erro, que nos permite verificar a relação de longo prazo existente entre superávit primário e dívida líquida. Abaixo apresentamos os resultados obtidos:

²¹ Como graficamente podemos descartar os modelos 1 e 5, nossa análise de autocorrelação e normalidade dos resíduos se restringiu aos modelos 2, 3 e 4. Nossos testes partiram de 0 a 10 *lags*, sendo que o modelo 2 com 3 *lags* se mostrou o modelo mais adequado. Apresentamos os resultados dos testes para a escolha do melhor modelo no Anexo B

Tabela 3 – Estimações do Vetor de Correção de Erros

	Estimação I		Estimação II	
Eq. Cointegração				
s_{t-1}	1,0000		1,0000	
d_{t-1}	0,173274 (0,15099) [1,14758]		-0,061474 (0,04967) [-1,23763]	
c	-6,385954 (6,53675) [-0,97693]		1,060968 (2,14373) [0,49492]	
Correção de Erros				
	Ds_t	Dd_t	Ds_t	Dd_t
Eq. Cointegração				
	-0,001026 (0,00473) [-0,21692]	-0,049387*** (0,01296) [-3,81024]	-0,014024*** (0,005148) [-2,72416]	-0,125184*** (0,03544) [-3,53263]
Ds_{t-1}	0,171283* (0,08759) [1,95546]	-0,650953*** (0,24006) [-2,71158]	0,140835 (0,08916) [1,57959]	-0,643546*** (0,21886) [-2,94051]
Ds_{t-2}	-0,011683 (0,09394) [-0,12436]	-0,384185 (0,25746) [-1,49220]	-0,071954 (0,09352) [-0,76936]	-0,295197 (0,22957) [-1,28587]
Ds_{t-3}			0,178658* (0,09506) [1,87946]	0,070963 (0,23334) [0,30412]
Dd_{t-1}	-0,018430 (0,03109) [-0,59273]	0,033416 (0,08522) [0,39213]	-0,010367 (0,03120) [-0,33222]	-0,066337 (0,07659) [-0,86609]
Dd_{t-2}	0,045253 (0,03025) [1,49604]	-0,044561 (0,08290) [-0,53751]	0,052528* (0,03053) [1,72082]	0,010555 (0,07493) [0,14087]
Dd_{t-3}			0,014022 (0,03021) [0,46412]	-0,047885 (0,07416) [-0,64568]
$\tilde{y}$			0,020575* (0,01101) [1,86836]	-0,014182 (0,02703) [-0,52465]
R ² ajustado	0,005837	0,103595	0,102935	0,141975
Estatística F	1,205507	5,044849	2,163783	3,120246
Critério de Akaike		1,658488		1,361197
Critério de Schwarz		1,930360		1,760420
Observações		141		140

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

Conforme dito anteriormente, para que a possamos caracterizar o endividamento público como sustentável, precisaríamos que o parâmetro da razão dívida/PIB fosse positivo, indicando que o superávit primário reage a variações na

dívida. Como as variáveis dívida líquida e superávit primário estão contidas em um mesmo vetor, um sinal negativo no vetor de cointegração da razão dívida/PIB representa um sinal positivo no parâmetro desta mesma variável²².

A estimação I, que não utiliza nenhuma variável de controle, indica que o coeficiente do vetor de cointegração da dívida/PIB é não significativo. A estimação II, que utiliza variações em relação ao produto potencial como variável de controle e é nosso modelo de interesse, a trajetória da dívida pública, apesar de apresentar o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB negativo, não é significativo, logo a relação entre o primário oficial e a dívida líquida é não sustentável. O resultado apresentado indica que para variações de 1% na razão dívida/PIB, o superávit primário aumenta 0,06% do PIB, na média, porém seu elevado desvio-padrão faz com que não rejeitemos a hipótese de que este aumento seja nulo.

Para a relação de curto prazo entre as variáveis, presente na parte de correção de erros da tabela 3, observamos que para a estimação II o coeficiente do vetor de ajustamento é negativo e significativo para o superávit primário. Logo, desvios na relação de longo prazo entre as variáveis são compensadas por alterações no superávit primário. Isso significa que se a relação de longo prazo entre as variáveis estiver acima do valor de equilíbrio, logo o superávit primário estiver acima da trajetória de longo prazo entre as variáveis, haverá uma redução naquela variável. O oposto vale para se a relação de longo prazo estiver abaixo do valor de equilíbrio. Além disso, a correção prevista para cada período é de 1,4%.

Na relação de curto prazo, também, é possível observar que a variável que mede variações em relação ao produto potencial possui um resultado positivo e significativo, implicando que o governo segue uma trajetória contra cíclica.

Como iremos observar adiante, para o superávit primário que exclui as receitas de contabilidade criativa, a hipótese de sustentabilidade da dívida pública não é satisfeita. Portanto, além de ter sido custosa, no sentido de credibilidade da política fiscal, as operações de “contabilidade criativa” realizadas pelo governo não

---

²² Como o modelo de correção de erros as variáveis estão do mesmo lado da equação, logo teremos $(s_{t-1} - pd_{t-1})$. Se o coeficiente do vetor de cointegração é negativo e estatisticamente significativo, então o parâmetro da razão dívida/PIB é positivo.

alteraram, de forma significativa, o resultado do superávit primário oficial quanto à sustentabilidade da dívida pública.

5.2. Dívidas brutas e superávit primário oficial

Nesta subseção realizaremos o teste de sustentabilidade com a dívida bruta, que é variável de maior importância para organismos internacionais e agências de rating, além de ser o principal conceito de dívida na grande maioria dos países.

Para isso, teremos a estimação III que utiliza a dívida bruta calculada pelo Banco Central e a IV que utiliza o conceito anterior excluindo reservas internacionais. Em ambos os casos, o modelo de cointegração escolhido foi o 2²³, com constante dentro do vetor de cointegração, que obteve o melhor resultado segundo os testes de autocorrelação e normalidade dos resíduos.

Após escolhermos o melhor modelo, apresentamos, abaixo, os resultados do teste de cointegração para depois prosseguirmos com a estimação do vetor de correção de erros.

Tabela 4 – Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Dívida bruta				
Nenhum	26,40**	0,006	23,13**	0,003
Ao menos 1	3,27	0,53	3,27	0,53
Dívida bruta excluindo reservas				
Nenhum	22,99**	0,021	17,23**	0,031
Ao menos 1	5,76	0,21	5,76	0,21

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

²³ Como graficamente podemos descartar os modelos 1 e 5, nossa análise de autocorrelação e normalidade dos resíduos se restringiu aos modelos 2, 3 e 4. Nossos testes partiram de 0 a 10 *lags*, sendo que o modelo 2 com 5 *lags* se mostrou o modelo mais adequado. Apresentamos os resultados dos testes para a escolha do melhor modelo no Anexo B

Tanto para o modelo III quanto para o IV, o teste do traço e o de máximo autovalor rejeitam a hipótese nula de não cointegração. Assim como, os mesmos testes não rejeitam a hipótese de existir um vetor de cointegração.

Abaixo, os resultados da estimação do vetor de correção de erros do modelo 2 com 5 lags:

Tabela 5 – Estimações do Vetor de Correção de Erros

	Estimação III		Estimação IV	
Eq. Cointegração				
s_{t-1}	1,0000		1,0000	
d_{t-1}	0,28352*** (0,09089) [3,11920]		0,037160 (0,04980) [0,74615]	
c	-20,8828*** (5,96805) [-3,49910]		-3,951776 (2,69232) [-1,46779]	
Correção de Erros	Ds_t	Dd_t	Ds_t	Dd_t
Eq. Cointegração	0,004998 (0,01316) [0,37980]	-0,273451** (0,05703) [-4,79471]	-0,000311 (0,01532) [-0,02031]	-0,303149*** (0,07410) [-4,09114]
Ds_{t-1}	0,149823* (0,09021) [1,66091]	-0,472175 (0,39092) [-1,20785]	0,156880 (0,09052) [1,73312]	-0,534448 (0,43791) [-1,22044]
Ds_{t-2}	-0,098691 (0,09485) [-1,04053]	-0,458377 (0,41104) [-1,11517]	-0,107669 (0,09486) [-1,13501]	-0,537874 (0,45892) [-1,17204]
Ds_{t-3}	0,169223* (0,09639) [1,75570]	0,354024 (0,41771) [0,84754]	0,180059* (0,09653) [1,86526]	0,677038 (0,46701) [1,44974]
Ds_{t-4}	-0,004863 (0,09752) [-0,04987]	0,345981 (0,42260) [0,81869]	-0,007508 (0,09812) [-0,07652]	0,592494 (0,47468) [1,24819]
Ds_{t-5}	0,158515 (0,09922) [1,59755]	0,177162 (0,43001) [0,41200]	0,154889 (0,10026) [1,54480]	-0,178547 (0,48506) [-0,36809]
Dd_{t-1}	-0,012796 (0,01859) [-0,68835]	-0,391783*** (0,08056) [-4,86310]	-0,002710 (0,01718) [-0,15777]	-0,347943*** (0,08310) [-4,18685]
Dd_{t-2}	-0,008680 (0,02003) [-0,43338]	-0,300200*** (0,08680) [-3,45844]	0,012437 (0,01815) [0,68518]	-0,127866 (0,08781) [-1,45612]
Dd_{t-3}	-0,003205 (0,01979) [-0,16194]	-0,186952** (0,08576) [-2,17986]	0,006326 (0,01799) [0,35169]	-0,115732 (0,08702) [-1,32992]

Dd_{t-4}	0,030277 (0,01897) [1,59622]	-0,268222*** (0,08220) [-3,26299]	0,014612 (0,01738) [0,84090]	-0,159958* (0,08641) [-1,85124]
Dd_{t-5}	0,022099 (0,01795) [1,23106]	-0,423911*** (0,07779) [-5,44909]	0,015873 (0,01682) [0,94369]	-0,401392*** (0,08137) [-4,93268]
$\tilde{y}$	0,011915 (0,01291) [0,92291]	-0,175893*** (0,05595) [-3,14376]	0,015622 (0,01292) [1,20953]	-0,149377** (0,06248) [-2,39063]
R ² ajustado	0,027949	0,318352	0,028903	0,264122
Estatística F	1,358097	6,816684	1,370683	5,470191
Critério de Akaike		2,685801		2,911713
Critério de Schwarz		3,258525		3,484436
Observações		138		138

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

Para a estimação III, o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e significativo. Esse resultado é, porém, o oposto do que deveria ser verificado para garantir a sustentabilidade da dívida.

Na dinâmica de curto prazo, a dívida bruta auxilia na correção dos desvios de longo prazo na proporção de 27,3% por período.

Para a estimação IV, o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e não significativo. Esse resultado mostra que excluindo as reservas internacionais, principal ativo e de elevada liquidez do governo, há uma alteração na magnitude do coeficiente, mas que não chega a torná-lo negativo, nem significativo, isto é, alteração não suficiente para tornar a trajetória da dívida sustentável.

A dinâmica de curto prazo mostra que a dívida bruta excluída as reservas internacionais auxilia na correção dos desvios de longo prazo das variáveis em questão em torno de 30,3% por período.

Portanto, quando utilizamos os conceitos de endividamento bruto, tanto o oficial divulgado pelo Banco Central quanto o que exclui as reservas internacionais, não podemos garantir a sustentabilidade da dívida pública.

5.3. Contabilidade criativa

O objetivo desta subseção é verificar se, com a exclusão das receitas obtidas pelo governo federal por meio das operações de “contabilidade criativa”, há

uma alteração no resultados obtidos para as dívida líquida, bruta e bruta excluída as reservas internacionais. Conforme analisado anteriormente, as operações de “contabilidade criativa” são: a antecipação de dividendos, principalmente do BNDES, triangulação financeira entre Tesouro Nacional, BNDES e Petrobras na capitalização desta empresa e venda de dividendos a receber da Eletrobrás pelo Tesouro Nacional ao BNDES.

Como nosso intuito é comparar o coeficiente do vetor de cointegração, utilizaremos o mesmo modelo de cointegração com o mesmo número de *lags*²⁴.

Para isso, devemos verificar se as variáveis cointegram nesta estimação específica para, posteriormente, estimarmos o vetor de correção de erros. Verificaremos, primeiramente, se há alguma alteração no resultado obtido para o primário oficial em relação a este que utiliza o primário sem as receitas de contabilidade criativa.

Tabela 6 – Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Nenhum	22,04**	0,028	16,11**	0,046
Ao menos 1	5,93	0,196	5,93	0,196

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

Tanto para o teste do traço quanto do máximo autovalor, rejeita-se a hipótese nula de não existir um vetor de cointegração e não se rejeita a hipótese de existir ao menos um.

Abaixo, apresentamos os resultados do modelo de correção de erros utilizando a dívida líquida e o superávit primário excluindo as receitas de “contabilidade criativa”.

²⁴ Como iremos comparar os modelos, utilizamos os mesmos modelos da seção anterior sem nos preocuparmos se estes são os melhores para estimação. Logo, neste caso, não apresentaremos a escolha dos modelos no Anexo

Tabela 7 – Estimações do Vetor de Correção de Erros

Estimação V		
Eq. Cointegração		
s_{t-1}	1,0000	
d_{t-1}	-0,044777 (0,05826) [-0,76855]	
c	0,716961 (2,51208) [0,28541]	
Correção de Erros	Ds_t	Dd_t
Eq. Cointegração	-0,003251 (0,01085) [-0,29952]	-0,112055*** (0,03025) [-3,70488]
DS_{t-1}	0,212013** (0,09488) [2,36409]	-0,527973** (0,24993) [-2,11250]
DS_{t-2}	0,063056 (0,09488) [0,66461]	-0,484243* (0,26441) [-1,83142]
DS_{t-3}	0,226033** (0,09591) [2,35679]	0,071955 (0,26728) [0,26921]
Dd_{t-1}	0,012486 (0,02812) [0,44398]	-0,072504 (0,07837) [-0,92512]
DS_{t-2}	0,055164** (0,02812) [2,00318]	-0,019973 (0,07675) [-0,26024]
DS_{t-3}	0,020119 (0,02771) [0,72594]	-0,066243 (0,07724) [-0,85767]
$\tilde{y}$	0,013187 (0,00940) [1,40338]	-0,027816 (0,02619) [-1,06226]
R ² ajustado	0,091278	0,085401
Estatística F	2,994588	2,854162
Critério de Akaike		1,091516
Critério de Schwarz		1,490739
Observações		140

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

O coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB na estimação V é negativo, porém, assim como para o superávit primário oficial, é não

significante. Logo, para este caso de primário que exclui as operações com “contabilidade criativa”, a trajetória da dívida não é sustentável.

Para este caso, a dívida líquida auxilia na correção dos desvios de curto prazo na magnitude de 11,2% por período.

Após não termos obtido resultado favorável à sustentabilidade para as dívidas brutas em relação ao superávit primário oficial, realizaremos este mesmo teste para o superávit primário que exclui as receitas com contabilidade criativa e verificaremos se há alguma alteração no resultado obtido anteriormente.

Como nosso intuito é comparar o coeficiente do vetor de cointegração, utilizaremos o mesmo modelo de cointegração com o mesmo número de *lags*. Para isso, teremos a estimação VI que utiliza a dívida bruta calculada pelo Banco Central e a VII que utiliza o conceito anterior excluindo reservas internacionais.

Tabela 8 – Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Dívida bruta				
Nenhum	28,33**	0,003	25,85**	0,001
Ao menos 1	2,48	0,68	2,48	0,68
Dívida bruta excluindo reservas				
Nenhum	22,90**	0,021	18,08**	0,022
Ao menos 1	4,82	0,30	4,82	0,30

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

Tanto para o modelo VI quanto para o VII, o teste do traço e o de máximo autovalor rejeitam a hipótese nula de não cointegração. Assim como, os mesmos testes não rejeitam a hipótese de existir um vetor de cointegração.

Abaixo, os resultados da estimação do vetor de correção de erros do modelo 2 com 5 *lags*:

Tabela 9 – Estimações do Vetor de Correção de Erros

	Estimação VI		Estimação VII	
Eq. Cointegração				
s_{t-1}	1,0000		1,0000	
d_{t-1}	0,27286*** (0,08624) [3,16401]		0,025010 (0,04685) [0,53383]	
c	-20,1351*** (5,65660) [-3,55958]		-3,249522 (2,52586) [-1,28650]	
Correção de Erros				
	Ds_t	Dd_t	Ds_t	Dd_t
Eq. Cointegração	0,001354 (0,01165) [0,11617]	-0,280945*** (0,05524) [-5,08585]	-0,002058 (0,01396) [-0,14749]	-0,310443*** (0,07441) [-4,17211]
Ds_{t-1}	0,206425** (0,08947) [2,30726]	-0,713828* (0,42410) [-1,68316]	0,203597** (0,09008) [2,26026]	-0,680400 (0,48027) [-1,41670]
Ds_{t-2}	0,016202 (0,09545) [0,16974]	-0,445865 (0,45247) [-0,98540]	0,014245 (0,09536) [0,14938]	-0,711751 (0,50845) [-1,39985]
Ds_{t-3}	0,172678* (0,09550) [1,80823]	0,435856 (0,45267) [0,96285]	0,184585* (0,09573) [1,92810]	0,580367 (0,51044) [1,13700]
Ds_{t-4}	0,047528 (0,09797) [0,48515]	0,947531** (0,46438) [2,04040]	0,058496 (0,09857) [0,59344]	1,353119** (0,52557) [2,57458]
Ds_{t-5}	0,085098 (0,10026) [0,48515]	0,747744 (0,47524) [1,57342]	0,075912 (0,10189) [0,74505]	0,255849 (0,54325) [0,47096]
Dd_{t-1}	-0,006848 (0,01685) [-0,40640]	-0,419085*** (0,07988) [-5,24648]	0,002502 (0,01572) [0,15910]	-0,379600*** (0,08383) [-4,52818]
Dd_{t-2}	-0,010996 (0,01804) [-0,60951]	-0,312125*** (0,08552) [-3,64980]	0,008872 (0,01639) [0,54137]	-0,140558 (0,08738) [-1,60861]
Dd_{t-3}	-0,003233 (0,01767) [-0,18303]	-0,186347** (0,08374) [-2,22532]	0,009571 (0,01605) [0,59617]	-0,103264 (0,08560) [-1,20636]
Dd_{t-4}	0,019046 (0,01692) [1,12545]	-0,263801*** (0,08022) [-3,28849]	0,023670 (0,01597) [1,48181]	-0,141909 (0,08517) [-1,66623]
Dd_{t-5}	0,015359 (0,01599) [0,96030]	-0,420278*** (0,07582) [-5,54331]	0,009488 (0,01504) [0,63105]	-0,388157*** (0,08017) [-4,84176]

$\tilde{y}$	0,006858 (0,01112) [0,61681]	-0,225344*** (0,05270) [-4,27569]	0,010436 (0,01087) [0,96039]	-0,189774*** (0,05794) [-3,27542]
R ² ajustado	0,039725	0,342954	0,042203	0,281030
Estatística F	1,515228	7,500813	1,548778	5,868213
Critério de Akaike		2,434795		2,665203
Critério de Schwarz		3,007519		3,237927
Observações		138		138

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

Para a estimação VI, o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e significativo, resultado semelhante ao obtido para o superávit primário oficial. Logo, a hipótese de sustentabilidade não é válida para a relação entre a dívida bruta e o superávit primário que exclui as receitas com contabilidade criativa, repetindo o resultado obtido quando utilizamos o superávit primário oficial.

Na dinâmica de curto prazo, a dívida bruta auxilia na correção dos desvios de longo prazo na proporção de 28,1% por período.

Para a estimação VII, o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e não significativo. Esse resultado é idêntico ao obtido quando utilizamos o superávit primário oficial.

A dinâmica de curto prazo mostra que a dívida bruta excluídas as reservas internacionais auxilia na correção dos desvios de longo prazo na proporção de 31,0% por período

Portanto, quando utilizamos os conceitos de endividamento bruto, tanto o oficial divulgado pelo Banco Central quanto o que exclui as reservas internacionais, não podemos garantir a sustentabilidade da dívida pública em relação ao superávit primário que exclui as receitas obtidas com contabilidade criativa. Esse resultado é idêntico ao que tínhamos obtido anteriormente quando utilizamos o superávit primário oficial. Assim sendo, também neste caso do uso da “contabilidade criativa”, verificou-se que ela além de reduzir a credibilidade da política fiscal, não foi significativa para alterar os resultados do teste de sustentabilidade da dívida.

5.4. Superávit primário permanente

Nosso último teste de sustentabilidade utilizará o superávit primário permanente criado em relação à dívida líquida, bruta e bruta excluídas as reservas internacionais.

Inicialmente, iremos verificar os resultados para a dívida líquida, Como o superávit permanente é, recorrentemente, inferior ao oficial, iremos verificar se a ocorrem alterações significantes no teste de sustentabilidade da dívida.

Prosseguiremos com os mesmos passos utilizados anteriormente. Primeiramente, verificamos que o modelo mais adequado com relação aos testes de autocorrelação e normalidade dos resíduos é o 4²⁵. Após obtermos o melhor modelo, realizamos os testes de cointegração apresentados na tabela abaixo:

Tabela 10 – Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Nenhum	26,71**	0,039	19,94**	0,041
Ao menos 1	6,77	0,369	6,77	0,369

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

Pela tabela acima, tanto para o teste do traço quanto do máximo autovalor, rejeitamos a hipótese nula de não existir nenhum vetor de cointegração. Para os mesmos testes, não rejeitamos a hipótese nula de existir ao menos um vetor de cointegração entre as variáveis.

²⁵ Como graficamente podemos descartar os modelos 1 e 5, nossa análise de autocorrelação e normalidade dos resíduos se restringiu aos modelos 2, 3 e 4. Nossos testes partiram de 0 a 10 *lags*, sendo que o modelo 4 com nenhum *lag* se mostrou o modelo mais adequado. Apresentamos os resultados dos testes para a escolha do melhor modelo no Anexo B

Tabela 11 – Estimações do Vetor de Correção de Erros

Estimação VIII		
Eq. Cointegração		
s_{t-1}	1,0000	
d_{t-1}	0,757251*** (0,18885) [4,00982]	
Tendência	0,117720*** (0,03167) [3,71658]	
c	-43,79441	
Correção de Erros		
	Ds_t	Dd_t
Eq. Cointegração	0,026095*** (0,00898) [2,90577]	-0,143207*** (0,03443) [-4,15895]
c	-0,028361** (0,01308) [-2,16787]	-0,160123*** (0,05016) [-3,19213]
$\tilde{y}$	0,031415*** (0,00692) [4,541458]	-0,054410** (0,02652) [-2,05136]
R ² ajustado	0,169441	0,127474
Estatística F	15,48461	11,37295
Critério de Akaike		0,955440
Critério de Schwarz		1,141912
Observações		143

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

O valor do coeficiente de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e significativo, logo para esta estimação VIII a hipótese de sustentabilidade da dívida não é satisfeita.

Portanto, quando fazemos um primário que só leva em consideração as receitas de impostos do governo subtraídas as despesas recorrentes, em relação à dívida líquida do governo, a trajetória deste endividamento é não sustentável.

Para a dinâmica de curto prazo, o superávit primário permanente e a dívida líquida são responsáveis por corrigir os desvios das variáveis em relação à trajetória de equilíbrio. A magnitude desta correção é de 2,6% e 14,3% por período, respectivamente.

Após termos realizados os testes com a dívida líquida, iremos fazer os testes para a dívida bruta com o primário permanente, que chamaremos de modelo IX e o modelo que irá utilizar a dívida bruta excluindo as reservas internacionais com este primário, que será o modelo X.

Como realizado em todos os casos anteriores, verificaremos qual o modelo mais adequado com relação aos testes de autocorrelação e normalidade dos resíduos. Tendo feito isto, é feito o teste de cointegração com os resultados apresentados na tabela abaixo:

Tabela 12 – Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Dívida bruta				
Nenhum	16,07**	0,041	15,67**	0,030
Ao menos 1	0,41	0,52	0,41	0,52
Dívida bruta excluindo reservas				
Nenhum	9,80	0,29	8,43	0,33
Ao menos 1	1,37	0,24	1,37	0,24

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

Para o modelo IX tanto para o teste do máximo autovalor quanto para o teste do traço, rejeitamos a hipótese nula de não existir nenhum vetor de cointegração. Porém, não rejeitamos a hipótese nula de existir ao menos um vetor de cointegração.

Entretanto, quando analisamos o modelo X, não rejeitamos a hipótese nula de não existir nenhum vetor de cointegração, portanto para este modelo não poderemos continuar com a análise por meio do vetor de correção de erros.

Abaixo, apresentamos os resultados do vetor de correção de erros²⁶ para o modelo IX, que foi o único que obtivemos cointegração.

²⁶ Como graficamente podemos descartar os modelos 1 e 5, nossa análise de autocorrelação e normalidade dos resíduos se restringiu aos modelos 2, 3 e 4. Nossos testes partiram de 0 a 10 lags, sendo que o modelo 3 com 6 lags se mostrou o modelo mais adequado.

Tabela 13 – Estimações do Vetor de Correção de Erros

Estimação IX		
Eq. Cointegração		
s_{t-1}	1,0000	
d_{t-1}	0,46025*** (0,14411) [3,19380]	
c	-32,70570	
Correção de Erros	Ds_t	Dd_t
Eq, Cointegração	0,009821 (0,00816) [1,20392]	-0,169983*** (0,04585) [-3,70746]
DS_{t-1}	0,016069 (0,09641) [0,16667]	-0,765835 (0,54190) [-1,41325]
DS_{t-2}	0,106878 (0,09641) [1,11235]	-0,556848 (0,54004) [-1,03112]
DS_{t-3}	0,148411* (0,09675) [1,53392]	0,692865 (0,54004) [-1,03112]
DS_{t-4}	0,130372 (0,09660) [1,34957]	1,045504* (0,54296) [1,92556]
DS_{t-5}	-0,072986 (0,09949) [-0,73358]	1,016262* (0,55921) [1,81733]
DS_{t-6}	-0,030474 (0,09836) [-0,30982]	-0,249592 (0,55284) [-0,45147]
Dd_{t-1}	-0,013371 (0,01484) [-0,90073]	-0,292616*** (0,08344) [-3,50705]
Dd_{t-2}	-0,011311 (0,01552) [-0,72893]	-0,239094*** (0,08722) [-2,74143]
Dd_{t-3}	-0,008335 (0,01566) [-0,53208]	-0,086290 (0,08804) [-0,98011]
Dd_{t-4}	0,014186* (0,01478) [0,95955]	-0,147419 (0,08309) [-1,77414]
Dd_{t-5}	0,007154 (0,01449) [0,49379]	-0,301550*** (0,08143) [-3,70340]

Dd_{t-6}	-0,010897 (0,01449) [-0,75215]	0,277634*** (0,08143) [3,40942]
C	-0,025089 (0,01504) [-1,66845]	-0,078566 (0,08452) [-0,92957]
$\tilde{y}$	0,019981* (0,01163) [1,71821]	-0,182725*** (0,06536) [-2,79556]
R ² ajustado	0,140529	0,387399
Estatística F	2,588344	7,143151
Critério de Akaike		1,978326
Critério de Schwarz		2,660365
Observações		137

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

O valor do coeficiente de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e significativo, logo para esta estimação IX a hipótese de sustentabilidade da dívida não é satisfeita.

Esse resultado corrobora os obtidos anteriormente para outras formas de se medir o superávit primário em relação ao endividamento bruto do país.

Para a dinâmica de curto prazo, a dívida bruta é a responsável por corrigir os desvios das variáveis em relação à trajetória de equilíbrio. A magnitude desta correção é de 17,0% por período.

Portanto, ao final de todos os testes, verificamos que em nenhum dos casos analisados a trajetória da dívida se mostrou sustentável. Logo, para tornar sua dívida sustentável, torna-se necessário ao governo alterar sua política fiscal, promovendo uma elevação no superávit primário, para, com isso, reverter a situação atual e tornar sustentável o endividamento público.

5.5. Quebra estrutural

Primeiramente, iremos verificar quebra estrutural para a dívida líquida em relação aos três conceitos de superávit primário desenvolvidos anteriormente.

Abaixo, apresentamos os resultados para quebra estrutural seguindo a metodologia recomendada por Bai e Perron (2003).

Tabela 14 – Teste de quebra estrutural para a dívida líquida

	Teste de quebra	Estatística F	Estatística F padronizada	Valor crítico**	Data da quebra
Primário oficial	0 vs. 1	1,628	3,256	11,47	-
Primário ex	0 vs. 1*	10,985	21,970	11,47	03/2009
contabilidade criativa	1 vs. 2	5,111	10,223	12,95	-
	0 vs. 1*	9,442	18,884	11,47	05/2009
Primário permanente	1 vs. 2*	18,909	37,818	12,95	01/2006
	2 vs. 3	2,148	4,295	14,03	-

Fonte: Elaboração própria

Nota: (*) a quebra é significativa a 5%; (**) valores críticos de Bai e Perron (2003)

Como é possível observar, quando utilizamos o superávit primário oficial, não identificamos nenhuma quebra estrutural para o nosso modelo.

Quando utilizamos o superávit primário que exclui as receitas com contabilidade criativa, encontramos uma quebra estrutural em março de 2009, mostrando que há uma mudança na política fiscal que está relacionada aos efeitos da crise mundial e à alteração no padrão da política fiscal no pós-crise.

Ao final, quando utilizamos o superávit primário permanente, encontramos duas quebras estruturais, a primeira foi em maio de 2009, que está relacionada aos mesmos motivos da quebra observada para o primário sem as receitas de contabilidade criativa. A segunda quebra ocorreu em janeiro de 2006 e está relacionada à elevação do superávit primário permanente ocorrida no primeiro governo Lula, sendo que a partir do segundo mandato em 2006 este se manteve praticamente constante, em patamares elevados, até a crise de 2008.

Abaixo, apresentamos os resultados do coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB do modelo de correção de erros para cada período entre as quebras estruturais encontradas no teste anterior²⁷.

²⁷ Para o caso em que utilizamos dívida líquida e primário permanente a nossa estimação pelo modelo correção de erros para o coeficiente do vetor de cointegração da relação dívida/PIB para os dois primeiros períodos é pouco robusta, pois nossa amostra é pequena.

Tabela 15 – Estimações do Vetor de Correção de Erros para quebra estrutural

Data da estimação	01/2003-03/2009	04/2009-12/2014	
ρ para primário ex cont. criativa	-0,069642*** (0,02478) [-2,81088]	0,398476* (0,22341) [1,78363]	
Data da estimação	01/2003-01/2006	02/2006-05/2009	06/2009-12/2014
ρ para primário permanente	0,100568 (0,07640) [1,31633]	-0,06652*** (0,02174) [-3,06005]	0,755178** (0,30707) [2,45931]

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

Para o superávit primário que exclui as receitas com contabilidade criativa, percebemos que para o período anterior à quebra estrutural o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB é negativo e significativo. Portanto, a hipótese de sustentabilidade da dívida é satisfeita. Porém, quando analisamos o período posterior à quebra estrutural, que é, também, o pós-crise, observamos que o coeficiente é positivo e significativo, logo a hipótese de sustentabilidade da dívida não é satisfeita. Com este resultado, é possível percebermos que a alteração no padrão da política fiscal no pós-crise não foi benéfica para a sustentabilidade da dívida líquida sob o superávit primário que exclui as receitas de contabilidade criativa.

Quando utilizamos o primário permanente, que possui duas quebras estruturais, percebemos que para o primeiro período, que condiz com o primeiro mandato do governo Lula, apesar do aumento deste superávit primário, o coeficiente é positivo e não significativo, logo a hipótese de sustentabilidade não seria satisfeita. Porém, quando verificamos os dados, observamos que no período houve um elevado aumento do superávit primário e uma redução no endividamento público. Portanto, há uma falha existente no método implementado por Bohn (2008), pois nos casos em que mesmo em face de redução do endividamento o governo continua elevando o superávit primário, o resultado apontado será que a hipótese de sustentabilidade não é satisfeita, quando na realidade a conclusão não é verdadeira e, de fato, a hipótese de sustentabilidade é satisfeita para esse período. Logo, é interessante sempre analisar graficamente os dados para obter a conclusão mais correta possível.

A partir de 2006, quando o país obteve elevados resultados para o primário permanente, observamos que o coeficiente é negativo e significativo, satisfazendo a sustentabilidade. Porém, assim como obtido para o superávit primário que exclui as receitas de contabilidade criativa, para o período pós-crise o coeficiente é positivo e significativo, logo a hipótese de sustentabilidade não é satisfeita, o que corrobora a conclusão de que a alteração no padrão da política fiscal não foi favorável à sustentabilidade da dívida líquida, agora para o caso do superávit primário permanente.

Após verificarmos os testes de quebra estrutural para o caso da dívida líquida, iremos realizar o mesmo teste, porém, neste caso, faremos com a dívida bruta que exclua as reservas internacionais.

Abaixo, apresentamos os resultados para quebra estrutural seguindo a metodologia recomendada por Bai e Perron (2003).

Tabela 16 – Teste de quebra estrutural para a dívida bruta excluída as reservas internacionais

	Teste de quebra	Estatística F	Estatística F padronizada	Valor crítico**	Data da quebra
Primário oficial	0 vs. 1	4,230	8,460	11,47	-
Primário ex contabilidade criativa	0 vs. 1*	19,777	39,554	11,47	03/2009
	1 vs. 2	6,157	12,314	12,95	-
Primário permanente	0 vs. 1*	21,744	43,488	11,47	05/2009
	1 vs. 2*	17,082	34,164	12,95	03/2006
	2 vs. 3	0,775	1,550	14,03	-

Fonte: Elaboração própria

Nota: (*) a quebra é significativa a 5%; (**) valores críticos de Bai e Perron (2003)

Como é possível observar, quando utilizamos o superávit primário oficial, não identificamos nenhuma quebra estrutural para o nosso modelo.

Quando utilizamos o superávit primário que exclui as receitas com contabilidade criativa, encontramos uma quebra estrutural em março de 2009, mostrando que, assim como no caso da dívida líquida, há uma mudança na política fiscal que está relacionada aos efeitos da crise mundial e à alteração no padrão da política fiscal no pós-crise.

Ao final, quando utilizamos o superávit primário permanente, encontramos duas quebras estruturais, a primeira foi em maio de 2009. A segunda quebra ocorreu

em março de 2006 e está relacionada aos mesmos motivos apresentados para o caso da dívida líquida

Abaixo, apresentarmos os resultados do coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB do modelo de correção de erros para cada período entre as quebras estruturais encontradas no teste anterior²⁸.

Tabela 17 – Estimações do Vetor de Correção de Erros para quebra estrutural

Data da estimação	01/2003-03/2009	04/2009-12/2014	
ρ para primário ex cont. criativa	-0,047618** (0,01964) [-2,4249]	1,217548 (0,84434) [1,44202]	
Data da estimação	01/2003-03/2006	04/2006-05/2009	06/2009-12/2014
ρ para primário permanente	-0,011409 (0,05494) [-0.20767]	-0,052251*** (0,0912) [-5.7275]	0,352006** (0,14903) [2.18082]

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

Como é possível observarmos acima, os resultados obtidos para a dívida bruta excluída as reservas internacionais são muito semelhantes aos obtidos para a dívida líquida.

Para o caso do primário excluídas as receitas de contabilidade criativa, a hipótese de sustentabilidade é satisfeita para o período anterior à primeira quebra estrutural. Porém, para o período posterior, essa hipótese já não é mais satisfeita. Os resultados indicam que a mudança no padrão fiscal no pós-crise foi prejudicial à sustentabilidade da dívida.

Quando analisamos o superávit primário permanente, anteriormente à primeira quebra (até março de 2006), a hipótese de sustentabilidade não é satisfeita, mas continua sendo válida a ressalva apontada anteriormente, logo apesar do resultado apontar não sustentabilidade, a análise gráfica mostra que essa conclusão é incorreta. Para o período que compreende a primeira e segunda quebra estrutural, que é o período de maior superávit primário, a dívida se apresenta sustentável. Ao final, para o período pós-crise, a hipótese de sustentabilidade não é satisfeita.

²⁸ Para o caso em que utilizamos dívida bruta excluída as reservas internacionais e primário permanente a nossa estimação pelo modelo correção de erros para o coeficiente do vetor de cointegração da relação dívida/PIB para os dois primeiros períodos é pouco robusta, pois nossa amostra é pequena.

Para finalizarmos nossa análise, iremos repetir os dois exercícios anteriores, mas agora utilizaremos a dívida bruta.

Abaixo, apresentamos os resultados para quebra estrutural seguindo a metodologia recomendada por Bai e Perron (2003).

Tabela 18 – Teste de quebra estrutural para a dívida bruta

	Teste de quebra	Estatística F	Estatística F padronizada	Valor crítico**	Data da quebra
Primário oficial	0 vs. 1	4,416	8,833	11,47	-
Primário ex contabilidade criativa	0 vs. 1*	8,029	16,059	11,47	01/2009
	1 vs. 2*	8,463	16,927	12,95	01/2006
	2 vs. 3	0,901	1,803	14,03	-
Primário permanente	0 vs. 1*	10,894	21,789	11,47	04/2009
	1 vs. 2*	21,652	43,303	12,95	01/2006
	2 vs. 3	2,026	4,051	14,03	-

Fonte: Elaboração própria

Nota: (*) a quebra é significativa a 5%; (**) valores críticos de Bai e Perron (2003)

Para o superávit primário oficial, não identificamos nenhuma quebra estrutural.

Para o caso tanto do primário que exclui as receitas com contabilidade criativa, quanto para o primário permanente, encontramos duas quebras estruturais. Para o caso do primeiro, uma quebra ocorreu em janeiro de 2009, associada à crise internacional e a política fiscal do pós-crise e a segunda quebra em janeiro de 2006, que mostra um crescente esforço do governo para elevar o primário no primeiro governo Lula, para o segundo governo quando o país apresentou elevados superávits primários, mas não crescentes. Para o superávit primário permanente, as quebras ocorrem em abril de 2009 e janeiro de 2006, todas ligadas aos mesmos motivos apontados para o caso anterior.

Após nossa análise de quebra estrutural, iremos verificar os resultados para o vetor de cointegração da relação dívida/PIB do modelo de correção de erros para cada período até cada quebra estrutural²⁹.

²⁹ Para os caso em que utilizamos dívida bruta e primários permanente e o que exclui as receitas com contabilidade criativa, a nossa estimação pelo modelo correção de erros para o coeficiente do vetor de cointegração da relação dívida/PIB para os dois primeiros períodos é pouco robusta, pois nossa amostra é pequena.

Tabela 19 – Estimações do Vetor de Correção de Erros para quebra estrutural

Data da estimação	01/2003- 01/2006	02/2006- 01/2009	02/2009- 12/2014
ρ para primário ex cont. criativa	0,047537*** (0,01733) [2,7433]	Não cointegra ^a	3,095627* (1,62093) [1,90978]
Data da estimação	01/2003- 01/2006	02/2006- 04/2009	05/2009- 12/2014
ρ para primário permanente	0,100843*** (0,00942) [10,7037]	-0,178848*** (0,06451) [-2,77235]	Não cointegra ^a

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].^a significa que para o melhor modelo obtido, não foi possível obtermos cointegração.

Os resultados para a dívida bruta se mostraram muito semelhantes aos obtidos para os outros conceitos de endividamento.

Para o primário que exclui as receitas de contabilidade criativa, para o período anterior à primeira quebra a hipótese de sustentabilidade não é satisfeita, porém analisando graficamente observamos que há uma redução no endividamento em face da elevação do superávit primário, por isso o sinal positivo observado, logo o correto seria que a hipótese de sustentabilidade fosse satisfeita. Para a época entre as quebras, não obtivemos cointegração, logo não foi possível continuarmos a análise por meio do vetor de correção de erros. Após a segunda quebra, novamente a hipótese de sustentabilidade não foi satisfeita, logo a postura fiscal no pós-crise não era favorável à sustentabilidade da dívida bruta.

Quando verificamos o primário permanente, não obtivemos sustentabilidade para o período anterior à primeira quebra, porém o caso é semelhante ao observado para o superávit primário que exclui as receitas de contabilidade criativa, logo a hipótese de sustentabilidade é, na realidade, satisfeita. Para o período entre quebras, a hipótese é satisfeita, mostrando que o elevado superávit primário do período era suficiente para tornar a dívida bruta sustentável. Para a época posterior à segunda quebra, o melhor modelo não obteve cointegração, logo não foi possível dar continuidade à nossa análise.

Ao final da nossa análise sobre quebra estrutural, concluímos que quando utilizamos o primário que exclui as receitas de contabilidade criativa, os resultados indicam que para o período pré-crise a hipótese de sustentabilidade era satisfeita. Porém, nossa análise pós-crise mostra que a alteração no padrão da política fiscal não foi benéfica para a hipótese de sustentabilidade, sendo este resultado revertido em relação ao pré-crise. Logo, há a necessidade do governo alterar sua política fiscal, por meio de uma política fiscal mais austera, para retornar à trajetória sustentável que existia anteriormente.

Os resultados para o superávit primário permanente mostram um cenário equivalente ao observado para aquele que exclui as receitas de contabilidade criativa, quando observamos que a dívida era sustentável até o período da crise. Após esse período, observamos que a dívida se tornou não sustentável.

5.6. Robustez do resultado obtido

Para comprovarmos a robustez do resultado obtido, iremos replicar o trabalho realizado por Luporini (2014), que garantiu que a hipótese de sustentabilidade é satisfeita, no qual a análise da sustentabilidade era realizada por meio do superávit mensal oficial e não o acumulado em 12 meses como obtido nesta dissertação.

O intuito desta análise é verificarmos se a hipótese de sustentabilidade da dívida pública também não é satisfeita. Para isso, iremos utilizar o mesmo período de observação desta dissertação, portanto de janeiro de 2003 a dezembro de 2014.

Os procedimentos utilizados serão os mesmos das análises anteriores, portanto verificaremos se a série de superávit primário mensal possui raiz unitária, depois se o primário e a dívida líquida do governo cointegram e, por fim, faremos a análise pelo vetor de correção de erros.

Como para a dívida líquida do governo já sabemos que a série possui uma raiz unitária, precisamos realizar os testes, somente, para o superávit primário oficial mensal. No teste de Dickey e Pantula (1987), rejeitamos a hipótese duas ou mais raízes unitárias, porém não rejeitamos a hipótese de uma raiz unitária.

Abaixo, apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária:

Tabela 20: Testes de raiz unitária e de estacionariedade^a

Variável	ADF	DF-GLS	NG-Perron	KPSS ^b	Perron ^c	Dickey Pantula ^d
Superávit primário mensal oficial	-0,94	1,23	1,81	1,08***	-3,55	-0,40

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a ADF (Augmented Dickey-Fuller), DF-GLS (Generalized Dickey-Fuller), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin); ^b Este teste tem estacionariedade como hipótese nula, enquanto todos os outros testes tem uma raiz unitária como hipótese nula; ^c Teste de raiz unitária de Perron (1997), no qual assumimos que as variáveis possuem tendência e constante; ^d O valor apresentado é para o teste de apenas uma raiz unitária. Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5% e valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%.

Como é possível observar, não rejeitamos a hipótese de uma raiz unitária em todos os testes, portanto a variável é integrada de ordem um.

Agora, verificaremos se as variáveis cointegram. Para isso, obtivemos que o melhor modelo é o 2, que se apresentou como o melhor segundo os testes de autocorrelação, normalidade dos resíduos e critérios de informação. Abaixo, apresentamos os resultados do teste de cointegração:

Tabela 21: Testes de cointegração

	Estatística do traço	p-valor ^a	Máximo autovalor	p-valor ^a
Nenhum	27,87**	0,004	19,86**	0,011
Ao menos 1	8,00	0,08	8,00	0,08

Fonte: Elaboração própria

Nota: ^a p-valor segundo MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Os valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%

Pela tabela acima, tanto para o teste do traço quanto do máximo autovalor, rejeitamos a hipótese nula de não existir nenhum vetor de cointegração. Para os mesmos testes, não rejeitamos a hipótese nula de existir ao menos um vetor de cointegração entre as variáveis.

Pelo resultado acima, é possível representarmos as variáveis por meio de um vetor de correção de erros. Chamaremos este modelo estimado de modelo XI

Tabela 22: Estimações do Vetor de Correção de Erros

Estimação XI		
Eq. Cointegração		
s_{t-1}	1,0000	
d_{t-1}	0,06581 (0,05626) [1,16978]	
c	-3,714499 (2,30844) [-1,60909]	
Correção de Erros		
Eq. Cointegração	DS_t	Dd_t
	0,30989** (0,15446) [2,00622]	-0,13801*** (0,03377) [-4,08619]
DS_{t-1}	-1,11554*** (0,19120) [-5,83431]	0,10050** (0,04181) [2,40381]
DS_{t-2}	-1,09801*** (0,19931) [-5,50913]	0,08569** (0,04358) [1,96637]
DS_{t-3}	-0,81724*** (0,19789) [-4,12971]	0,09680** (0,04327) [2,23709]
DS_{t-4}	-0,95930*** (0,19584) [-4,89825]	0,09084** (0,04282) [2,12131]
DS_{t-5}	-0,81300*** (0,18970) [-4,28582]	0,03862 (0,04148) [0,93116]
DS_{t-6}	-0,82664*** (0,18713) [-4,41751]	0,01896 (0,04092) [0,46351]
DS_{t-7}	-0,69632*** (0,17762) [-3,92020]	-0,00318 (0,03884) [-0,08185]
DS_{t-8}	-0,87604*** (0,16986) [-5,15744]	0,00975 (0,03714) [0,26246]
DS_{t-9}	-0,72458*** (0,16448) [-4,40536]	0,01201 (0,03596) [0,33407]

Ds_{t-10}	-0,69119*** (0,15756) [-4,38670]	-0,02505 (0,03445) [-0,72698]
Ds_{t-11}	-0,52220*** (0,13278) [-3,93277]	-0,00096 (0,02903) [-0,03297]
Ds_{t-12}	0,01112 (0,10117) [0,10996]	-0,06174*** (0,02212) [-2,79075]
Dd_{t-1}	0,53574 (0,44507) [1,20371]	0,09516 (0,09732) [0,97786]
Dd_{t-2}	0,67091 (0,44849) [1,49592]	-0,04024 (0,09806) [-0,41039]
Dd_{t-3}	0,76732* (0,44768) [1,71398]	-0,02130 (0,09789) [-0,21761]
Dd_{t-4}	0,25535 (0,43957) [0,58092]	-0,14388 (0,09611) [-1,49702]
Dd_{t-5}	-0,29101 (0,44630) [-0,65206]	-0,08667 (0,09758) [-0,88812]
Dd_{t-6}	0,445346 (0,44145) [1,00883]	-0,01063 (0,09652) [-0,11010]
Dd_{t-7}	0,58938 (0,43909) [1,34226]	-0,14501 (0,09652) [-1,51042]
Dd_{t-8}	-0,12963 (0,43999) [-0,29462]	0,07114 (0,09620) [0,73952]
Dd_{t-9}	0,04817 (0,41082) [0,11726]	-0,11444 (0,08983) [-1,27398]
Dd_{t-10}	0,92902** (0,37010) [2,51022]	-0,10183 (0,08092) [-1,25835]
Dd_{t-11}	0,42814 (0,37146) [1,15259]	-0,05765 (0,08122) [-0,70981]

Dd_{t-12}	0,18133 (0,36572) [0,49581]	-0,11042 (0,07997) [-1,38078]
$\tilde{y}$	0,23218* (0,12420) [1,86949]	-0,02948 (0,02716) [-1,08547]
R ² ajustado	0,681776	0,227136
Estatística F	12,14067	2,528219
Critério de Akaike		6,062985
Critério de Schwarz		7,270129
Observações		131

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores com (*) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 10%, valores com (**) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 5%, valores com (***) indicam que rejeitamos a hipótese nula a 1%. Erro-padrão em () e estatística t em [].

Para a estimação XI, o coeficiente do vetor de cointegração para a relação dívida/PIB é positivo e significativo. Logo, a hipótese de sustentabilidade não é válida para a relação entre a dívida líquida e o superávit primário oficial mensal.

Portanto, ao replicarmos o estudo de Luporini (2014), não houve alteração em relação à conclusão obtida para a análise realizada nesta dissertação com superávit primário oficial acumulado em 12 meses em relação à dívida líquida.

Esse resultado corrobora o resultado anteriormente observado da necessidade do governo de alterar a sua política fiscal no sentido de torná-la sustentável na relação intertemporal.

6. CONCLUSÃO

Nesta dissertação procuramos verificar, por meio do modelo de Bohn (1998, 2008), a sustentabilidade da dívida pública brasileira. Esse resultado seria obtido se o resultado primário respondesse positivamente às variações na dívida pública.

As nossas estimações utilizaram o vetor de correção de erros, conforme havia proposto Bohn (2007), para diferentes tipos de dívidas e superávits com uma base de dados de 2003 até o final de 2014 e controlando para as variações do produto em relação ao seu valor de equilíbrio. Utiliza-se dívida líquida do setor público, que é a principal forma de mensurar endividamento no Brasil; a dívida bruta do setor pública, que é o principal indicador de endividamento na maioria dos países e o que tem maior relevância para organismos internacionais e agências de rating; a

dívida bruta do setor público subtraída das reservas internacionais, principal ativo do governo e com elevada liquidez. Para o superávit primário utilizamos o dado oficial acumulado em 12 meses divulgado pelo Banco Central; o superávit primário oficial subtraído das receitas de contabilidade criativa; e o primário permanente que leva em consideração as receitas recorrentes e provenientes de tributos subtraídas as despesas recorrentes.

Para as estimações que utilizam o superávit primário oficial obtivemos que para a dívida líquida a hipótese da sustentabilidade não é satisfeita. Este se contrapõe àqueles obtidos em trabalhos anteriores recentes, como o de Luporini (2014) e Simonassi (2014). Um motivo provável para isto, é que estes trabalhos utilizam um período menor do pós-crise em relação a esta dissertação e como neste período houve uma piora nas contas fiscais, isso foi determinante para a reversão na conclusão da hipótese de sustentabilidade.

Quando analisamos a estimação do primário oficial para as dívidas bruta e bruta excluía as reservas internacionais, observamos que as dívidas não são sustentáveis. Para a estimação do superávit primário excluindo as receitas com contabilidade criativa, a hipótese de sustentabilidade para a dívida líquida não é satisfeita, assim como não foi satisfeita para as dívidas bruta e bruta excluía as reservas internacionais, o que indica que apesar da perda de credibilidade imposta por este tipo de operação, elas não foram suficientes para tornar sustentável a dívida pública. Ao final, realizamos a estimação do superávit primário permanente e das dívidas líquida e bruta³⁰ e nenhum desses endividamentos apresentou sustentabilidade, portanto um primário com base em receitas de impostos do governo não seria suficiente para manter uma trajetória sustentável da dívida pública, em qualquer conceito utilizado.

Para os nossos testes de quebra estrutural, verificamos que tanto para o superávit primário que exclui as receitas com contabilidade criativa quanto para o permanente, o período posterior à crise internacional não foi favorável à sustentabilidade em todos os casos analisados, enquanto que o período anterior a este evento teve casos favoráveis à sustentabilidade. Logo, alteração da postura fiscal do governo no pós-crise foi desfavorável à administração da dívida pública,

---

³⁰ Para a dívida bruta excluía as reservas internacionais, não obtivemos cointegração para o melhor modelo selecionado.

além de ter grande relevância para os resultados contrários à sustentabilidade obtidos para os casos em que utilizamos toda a nossa amostra.

Para garantirmos maior robustez aos nossos resultados, replicamos o estudo realizado por Luporini (2014) que havia obtido sustentabilidade da dívida pública. Quando realizamos o estudo para o mesmo período que foi utilizado em nossos modelos, observamos que a hipótese de sustentabilidade continua não sendo satisfeita, portanto por diferentes métodos de análise, mostramos a necessidade do governo de alterar a política fiscal com o objetivo de tornar a dívida pública sustentável intertemporalmente.

Além das estimações de sustentabilidade, também verificamos a composição do superávit primário e a importância das receitas de dividendos, concessões e refinanciamento de dívidas para o seu cumprimento. No governo Fernando Henrique Cardoso há uma elevada dependência das receitas de concessões. No governo Lula aumenta a importância dos repasses das empresas estatais por meio de dividendos, principalmente no período da crise de 2008 quando houve uma redução do primário associado à desaceleração da economia. O governo Dilma apresenta uma elevada dependência dessas três receitas, sendo que em alguns períodos, se descontássemos essas receitas, o governo passaria de superávit para déficit primário. Porém, apesar da elevada dependência do governo Dilma deste tipo de receita, mesmo assim, ao final de seu primeiro mandato, o país apresentou déficit primário no acumulado em 12 meses para o superávit primário oficial.

Uma análise mais focada nas receitas de dividendos mostrou que no período pós-crise o aumento nas receitas de dividendos esteve associada a uma elevação na participação e na razão dividendos/lucro por parte de BNDES e Caixa Econômica Federal, sendo que no caso do primeiro essa razão foi superior a 100% na média de 2009 a 2013. Quando se faz esta análise sobre os dividendos das estatais, é necessário ressaltar que o aumento das operações de repasses do governo federal para os bancos estatais teve como resultado um aumento expressivo das operações de crédito destas instituições e, conseqüentemente, um aumento na sua lucratividade, levando a maiores repasses de dividendos, ressaltando que a quase totalidade do lucro destas instituições é repassada. Nos períodos em que a economia está em um ciclo de crescimento, todo o canal de

transmissão descrito acima tende a acontecer. Porém, há o risco de que em momentos recessivos da economia, o aumento destas operações se reflita em aumento da inadimplência colocando em risco a solvência destas instituições, podendo levar à necessidade de outra capitalização por parte do Tesouro, em um momento que este pode estar em uma situação de superávit primário não favorável, devido ao período recessivo.

7. BIBLIOGRAFIA

- AFONSO, A.; RAULT, C. What do we really know about fiscal sustainability in the EU? A panel data diagnostic. **Review of World Economics**. v. 145, n. 4, p. 731-755, 2010.
- AFONSO, J. R.; BARROS, G. L.. Receitas de dividendos, atipicidades e (des) capitalização. **Texto para Discussão, IBRE, Fundação Getúlio Vargas**. 2013.
- AHMED, S.; ROGERS, J. Government budget deficits and trade deficits. Are present value constraints satisfied in long-term data? **Journal of Monetary Economics**. n. 36, p. 351-374, 1995.
- ALMEIDA, M. O menu de truques contábeis. Disponível em: <https://mansueto.wordpress.com/2013/02/27/o-menu-de-truques-contabeis/>. Acesso em: 18 de julho de 2014. Publicado em fevereiro de 2013
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**. v. 66, p. 47-78, 1998
- BAI, J.; PERRON, P. Computaion and Analysis of Multiple Structural Change Models. **Journal of Applied Econometrics**. v. 6, p. 72-78, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Manual de Finanças Públicas**. Brasília, junho de 2008
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Relatório Gerencial Trimestral dos Recursos do Tesouro Nacional**. 4º Trimestre de 2014, Rio de Janeiro, 2015.
- BARRETO, C. A. **Não haverá mais nenhum Refis, afirma secretário**. Disponível em: <http://www.valor.com.br/impreso/economia/nao-havera-mais-nenhum-refis-afirma-secretario>. Acesso em: 25 de julho de 2014. Publicado em: 21 de novembro de 2011
- BARRO, R. J. On the determinant of public debt. **Journal of Political Economy**. n. LXXXVIII, p.195-222, 1979

BICALHO, A. Teste de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-real. Fundação Getúlio Vargas, **EPGE**, dissertação de mestrado, 2005

BM&F Bovespa. **Conceitos Fundamentais**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/Pdf/ConceitosFundamentais.pdf>. Acesso em: 25 de julho de 2014.

BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. **Journal of Monetary Economics**. n. 27, p. 333-359, 1991

BOHN, H. The sustainability of budget fiscal deficits in a stochastic economy. **Journal of Money, Credit and Banking**. n. 1, v. 27, p. 257-271, 1995

BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. **Quarterly Journal of Economics**. v. 113, p.949-963, 1998

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**. V. 54(7), p. 1837-47, 2007

BOHN, H. The sustainability of the fiscal policy in the United States. In (R. Neck e J.E. Sturm, eds). **Sustainability of Public Debt**. p. 15-49. Cambridge. MA: MIT Press, 2008

BURGER, Philippe et al. Fiscal sustainability and the fiscal reaction function for South Africa. **IMF Working Papers**. p. 1-27, 2011.

CANZONERI, M.; Cumby, R.; Diba, B. Is the price level determined by the needs of fiscal Solvency? **American Economic Review**. p 1221-38. 2001

CORSETTI, G.; ROUBINI, N. Fiscal deficits, public debt, and government solvency: Evidence from de OECD countries. **Journal of Japanese and International Economies**. n. 5, p. 354-380, 1991

DICKEY, D; PANTULA; S. G. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Process. **Journal of Business & Economic Statistics**. v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987

- DI PIETRO, M. S. Z. **Direito Administrativo (19ª ed.)**. São Paulo, Editora Jurídico Atlas, 2006.
- DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v. 70, p. 927-939, 2008
- ENDERS, W. **Applied econometric time series (3rd edition)**. Jhon Wiley & Sons, 2010
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F.; YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. **Journal of Econometrics**. n. 1, v. 35, p. 143-159, 1987
- FERNANDES, A. **Custo dos subsídios do Tesouro ao BNDES chega a R\$ 79,4 bilhões em 4 anos**. Disponível em: <http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,custo-dos-subsidios-do-tesouro-ao-bndes-chega-a-r-79-7-bi-em-4-anos-imp-,1561422>. Acesso em 20 de maio de 2015.
- FLAVIN, M.; HAMILTON, J. On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. **American Economic Review**. n. 76, p. 808-819, 1986
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Assessing Sustainability**. Wahsington, 2002
- GARCIA, M.; RIGOBON, R. A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data. **NBER**. Working Paper n. 10336, 2004
- GHOSH, Atish R., KIM, J. I., MENDOZA, O. G., OSTRY, J. D., QURESHI, M. S. Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **The Economic Journal**. v. 123, n. 566, p. F4-F30, 2013.
- GIAMBIAGI, F.; RONCI, M. Fiscal policy and debt sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002. **IMF Working Paper**. p. 1-43, 2004

GOLDFAJN, I. Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável?

Notas Técnicas do Banco Central do Brasil. v. 25, p. 251–260, 2002.

HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large?”. **Economic Inquiry**. n. 29, p.429-445, 1991

ISSLER, J. V.; LIMA L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**. v. 62, p. 131-147, 2000

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica** , v.59 No. 6, pp. 1551-1580, 1991.

LUPORINI, V. The behavior of the Brazilian federal domestic deficit. Texto para discussão. **CEDEPLAR/UFMG**. n. 161, p. 1-16, 2001

LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian Fiscal Policy, Once Again: Corrective Policy Response Over Time. XL Encontro Nacional de Economia. **ANPEC**. 18 p. Porto de Galinhas, Pernambuco, 2014

MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. **Applied Economics**. v.40, p. 271-84, 2008

MENDES, M. **O que é “contabilidade criativa”**. Disponível em: <http://www.brasil-economia-governo.org.br/2014/02/17/o-que-e-contabilidade-criativa/>. Acesso em: 18 de julho de 2014. Publicado em fevereiro de 2014

MENDONÇA, M.; SANTOS, C.; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: Uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**. v. 39, n. 4, p.873-894, 2009

PERRON, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. **Journal of Econometrics**. v. 80, p. 355-385, 1997.

POTRAFKE, Niklas; REISCHMANN, Markus. Fiscal Transfers and Fiscal Sustainability. **CESifo Working Paper**. n. 4716, 2014

- QUINTOS, C.E. Sustainability of the deficit process with structural shifts. **Journal of Business and Economic Statistics**. n. 13, p. 409–417, 1995.
- ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. **Revista Brasileira de Economia**. n.51, p. 447-470, 1997
- SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserv Bank of Minneapolis. **Quarterly Review**. v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981
- SIMONASSI, Andrei G.; ARRAES, Ronaldo A.; DE SENA, Augusto Marcos C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **EconomiA**. 2014.
- SMITH, G.; ZIN, S. Persistent deficits and the market value of government debt. **Journal of Applied Econometrics**. n. 1, v. 6, p. 31-44, 1991
- TREHAN, B.; WALSH, C. Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing. **Journal of Economic Dynamic and Control**. v. 12, p. 425-444, 1988
- UCTUM, M.; WICKENS, M. Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: An intertemporal analysis. **Federal Reserve Bank of New York**. 1996
- URZUA, C.M. On the correct use of omnibus tests for normality. **Economic Letters**. v. 53, p. 247-251, 1996
- WILCOX, D. W. The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint. **Journal of Money, Credit and Banking**. v. 21, n. 3, p. 291-306, 1989
- WOODFORD, M. Control of the public debt: A requirement for price stability? Working paper n. 5684, **NBER**, Cambridge, 1996

ANEXOS

ANEXO A – Saídas do Eviews para testes de raiz unitária

Teste ADF para o superávit primário oficial

Null Hypothesis: PRIMARIO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.063893	0.2586
Test critical values: 1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS para o superávit primário oficial

Null Hypothesis: PRIMARIO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.617246
Test critical values: 1% level	-3.528400
5% level	-2.987000
10% level	-2.697000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron para o superávit primário oficial

Null Hypothesis: PRIMARIO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 12 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 144

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-6.17427	-1.33535	0.21628	14.6070
Asymptotic critical values*: 1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

Teste KPSS para o superávit primário oficial

Null Hypothesis: PRIMARIO is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.098305
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Teste ADF para o superávit primário sem contabilidade criativa

Null Hypothesis: PRIMARIO_EXCONT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.134529	0.2325
Test critical values:		
1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS para o superávit primário sem contabilidade criativa

Null Hypothesis: PRIMARIO_EXCONT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.115857
Test critical values:	
1% level	-3.529600
5% level	-2.988000
10% level	-2.698000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron para o superávit primário sem contabilidade criativa

Null Hypothesis: PRIMARIO_EXCONT has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 13 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 144

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-9.88399	-1.87345	0.18954	10.7206
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

Teste KPSS para o superávit primário sem contabilidade criativa

Null Hypothesis: PRIMARIO_EXCONT is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.092457
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Teste ADF para o superávit primário permanente

Null Hypothesis: PRIMARIO_PERMANETE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.007450	0.2805
Test critical values:		
1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS para o superávit primário permanente

Null Hypothesis: PRIMARIO_PERMANETE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic
Elliott-Lothman-Stock DF-GLS test statistic	-1.463985
Test critical values:	
1% level	-3.533200
5% level	-2.991000
10% level	-2.701000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron para o superávit primário permanente

Null Hypothesis: PRIMARIO_ PERMANETE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 12 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 144

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-4.87046	-1.23254	0.25306	17.0882
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

Teste KPSS para o superávit primário permanente

Null Hypothesis: PRIMARIO_ PERMANETE is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.113155
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Teste ADF para a dívida líquida

Null Hypothesis: DIVIDA_LIQUIDA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.490194	0.3326
Test critical values:		
1% level	-4.023506	
5% level	-3.441552	
10% level	-3.145341	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS para a dívida líquida

Null Hypothesis: DIVIDA_LIQUIDA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.681924
Test critical values: 1% level	-3.528400
5% level	-2.987000
10% level	-2.697000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron para a dívida líquida

Null Hypothesis: DIVIDA_LIQUIDA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag length: 1 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)
 Sample: 2003M01 2014M12
 Included observations: 144

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-3.29817	-0.98394	0.29833	22.1661
Asymptotic critical values*: 1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

Teste KPSS para a dívida líquida

Null Hypothesis: DIVIDA_LIQUIDA is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.240028
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Teste ADF para a dívida bruta

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.517267	0.1137
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS para a dívida bruta

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-0.575625
Test critical values:	
1% level	-3.535600
5% level	-2.993000
10% level	-2.703000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron para a dívida bruta

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag length: 12 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)
 Sample: 2003M01 2014M12
 Included observations: 144

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-5.05224	-1.33625	0.26449	16.9702
Asymptotic critical values*:				
1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

Teste KPSS para a dívida bruta

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.824838
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Teste ADF para a dívida bruta excluía reservas internacionais

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA_EX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.277943	0.1848
Test critical values:		
1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teste DF-GLS para a dívida bruta excluía reservas internacionais

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA_EX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-1.127341
Test critical values:	
1% level	-3.535600
5% level	-2.993000
10% level	-2.703000

*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

Teste NG-Perron para a dívida bruta excluía reservas internacionais

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA_EX has a unit root

Exogenous: Constant

Lag length: 12 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, maxlag=13)

Sample: 2003M01 2014M12

Included observations: 144

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	-0.12123	-0.09994	0.82438	39.1061
Asymptotic critical values*:				
1%	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000

*Ng-Perron (2001, Table 1)

Teste KPSS para a dívida bruta excluía reservas internacionais

Null Hypothesis: DIVIDA_BRUTA_EX is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.219409
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

ANEXO B – Saídas do Eviews para seleção do melhor modelo de cointegração

Dívida líquida e superávit primário oficial

Número de defasagens no VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-574.8771	NA	17.06704	8.512899	8.598565	8.547712
1	-79.93639	960.7673*	0.012494	1.293182	1.464515*	1.388274
2	-75.30086	8.862033	0.012726	1.311412	1.540835	1.362807*
3	-73.17598	3.999771	0.013136	1.342839	1.654077	1.450662
4	-71.31306	3.451887	0.012378*	1.283836*	1.771171	1.516902
5	-70.23640	1.963328	0.013719	1.385829	1.899827	1.594705
6	-67.01082	5.787057	0.013883	1.397218	1.996882	1.640906
7	-65.36707	2.900750	0.014383	1.431869	2.117199	1.710370
8	-63.84947	2.633483	0.014932	1.468374	2.239371	1.781688

Teste LM de Autocorrelação

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.916923	0.7510
2	4.397979	0.3548
3	7.733146	0.1019
4	4.122684	0.3897
5	6.275860	0.1795
6	1.487787	0.8288
7	3.066828	0.5467
8	2.038896	0.7286
9	3.444652	0.4863
10	2.920875	0.5712

Probs from chi-square with 4 df.

Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.507758	NA*	0.511410	NA*	NA*
2	0.809908	NA*	0.817940	NA*	NA*
3	1.547318	NA*	1.571498	NA*	NA*
4	5.647601	0.5814	5.792377	0.5642	7
5	11.07956	0.4366	11.42552	0.4083	11
6	12.44987	0.6447	12.85719	0.6133	15
7	15.33507	0.7011	15.89424	0.6643	19
8	17.23307	0.7977	17.90727	0.7625	23
9	20.51188	0.8086	21.41134	0.7667	27
10	23.03927	0.8477	24.13315	0.8051	31

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.719699	12.08588	1	0.0005
2	-0.743729	12.90645	1	0.0003
Joint		24.99233	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.276225	62.61294	1	0.0000
2	4.561484	14.22302	1	0.0002
Joint		76.83596	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	74.69882	2	0.0000
2	27.12947	2	0.0000
Joint	101.8283	4	0.0000

Dívida bruta e superávit primário oficial

Número de defasagens no VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-501.4948	NA	6.481482	7.544699	7.631202	7.579851
1	-183.9833	616.0671	0.060187	2.865423	3.038428*	2.935727

2	-177.1313	13.09037	0.057684	2.822856	3.082364	2.928312
3	-170.6372	12.21291	0.055585	2.785629	3.131640	2.926237
4	-168.8297	3.345236	0.057450	2.818353	3.250867	2.994113
5	-166.8630	3.581134	0.059244	2.848701	3.367717	3.059613
6	-152.2012	26.25983	0.047217*	2.620454*	3.295090	2.901669*
7	-143.5704	15.20057*	0.048115	2.638331	3.312475	2.935634
8	-140.7682	4.851597	0.050557	2.689571	3.416855	2.954698
9	-140.3712	0.675416	0.050836	2.692108	3.557135	3.043627
10	-139.2797	1.824705	0.053171	2.735518	3.687047	3.122188

Teste LM de Autocorrelação

Lags	LM-Stat	Prob
1	14.16084	0.0068
2	7.279552	0.1218
3	3.850996	0.4265
4	5.085966	0.2786
5	4.120622	0.3899
6	2.125161	0.7128
7	4.254459	0.3727
8	2.379806	0.6663
9	1.250873	0.8697
10	7.763049	0.1007

Probs from chi-square with 4 df.

Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.665774	NA*	2.685232	NA*	NA*
2	3.012959	NA*	3.037523	NA*	NA*
3	3.379162	NA*	3.411864	NA*	NA*
4	4.824789	NA*	4.900644	NA*	NA*
5	6.174305	NA*	6.300893	NA*	NA*
6	7.273657	0.4010	7.450216	0.3836	7
7	10.32373	0.5015	10.66327	0.4719	11
8	12.06540	0.6741	12.51212	0.6399	15
9	12.69968	0.8536	13.19065	0.8287	19
10	18.94195	0.7046	19.92060	0.6467	23

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.995988	22.81583	1	0.0000
2	-0.110996	0.283361	1	0.5945
Joint		23.09919	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.647034	76.47993	1	0.0000
2	3.209548	0.252485	1	0.6153
Joint		76.73241	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	99.29576	2	0.0000
2	0.535846	2	0.7650
Joint	99.83161	4	0.0000

Dívida bruta excluindo as reservas internacionais e superávit primário oficial

Número de defasagens no VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-571.2609	NA	18.36110	8.585984	8.672487	8.621136
1	-195.6578	728.7821	0.071644	3.039669	3.212675*	3.109973
2	-187.0005	16.53942	0.066838	2.970157	3.229665	3.075612*
3	-184.3081	5.063343	0.068167	2.989673	3.335684	3.130280
4	-182.6025	3.156568	0.070561	3.023918	3.456432	3.199678
5	-180.8138	3.257056	0.072958	3.056923	3.575939	3.267834
6	-167.8129	23.28521*	0.062854*	2.906531*	3.528099	3.168644
7	-162.7376	8.938637	0.063823	2.922581	3.598552	3.187746
8	-160.5870	3.723408	0.064677	2.934134	3.712658	3.250501
9	-160.1703	0.708978	0.068314	2.987616	3.852643	3.339135
10	-159.5376	1.057702	0.071943	3.037874	3.989404	3.424545

Teste LM de Autocorrelação

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.21337	0.0370
2	7.749516	0.1012
3	4.313324	0.3653
4	4.506475	0.3418
5	1.475066	0.8310
6	3.518517	0.4751
7	1.337978	0.8549
8	0.612115	0.9617
9	2.118455	0.7140
10	6.049741	0.1955

Probs from chi-square with 4 df.

Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df

1	1.097575	NA*	1.105587	NA*	NA*
2	1.331865	NA*	1.343322	NA*	NA*
3	1.936419	NA*	1.961310	NA*	NA*
4	2.395609	NA*	2.434208	NA*	NA*
5	2.721259	NA*	2.772100	NA*	NA*
6	5.224234	0.6326	5.388847	0.6126	7
7	5.881508	0.8812	6.081242	0.8679	11
8	6.066403	0.9786	6.277516	0.9747	15
9	7.561404	0.9906	7.876818	0.9879	19
10	12.61193	0.9599	13.32192	0.9447	23

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	1.024422	24.13712	1	0.0000
2	-0.391348	3.522531	1	0.0605
Joint		27.65965	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.469053	69.19738	1	0.0000
2	2.802520	0.224241	1	0.6358
Joint		69.42162	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	93.33449	2	0.0000
2	3.746772	2	0.1536
Joint	97.08127	4	0.0000

Dívida líquida e superávit primário permanente

Número de defasagens no VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-598.9499	NA	24.31665	8.866911	8.952577	8.901724
1	-36.17107	1092.453*	0.006564*	0.649575*	0.820907*	0.719200*
2	-33.69372	4.736099	0.006713	0.671967	0.928965	0.776404
3	-32.41823	2.400923	0.006989	0.712033	1.054698	0.851283
4	-29.81801	4.818050	0.007136	0.732618	1.160949	0.906681
5	-25.74217	7.432427	0.007131	0.731502	1.245500	0.940378
6	-24.94387	1.432240	0.007479	0.778586	1.378251	1.022275
7	-23.30840	2.886130	0.007749	0.813359	1.498689	1.091860

8	-21.04755	3.923238	0.007957	0.838935	1.609931	1.152248

Teste LM de Autocorrelação

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.470358	0.3461
2	5.173299	0.2700
3	5.963958	0.2019
4	5.777660	0.2164
5	2.550220	0.6357
6	2.605094	0.6259
7	1.378924	0.8478
8	1.296381	0.8620
9	4.422646	0.3518
10	2.755771	0.5995

Probs from chi-square with 4 df.

Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	4.181835	0.7586	4.211284	0.7551	7
2	8.938560	0.6276	9.035481	0.6186	11
3	14.30700	0.5024	14.51896	0.4866	15
4	19.47342	0.4269	19.83405	0.4046	19
5	21.78300	0.5334	22.22731	0.5066	23
6	24.13882	0.6226	24.68630	0.5920	27
7	25.33889	0.7524	25.94815	0.7238	31
8	26.56821	0.8464	27.25032	0.8222	35
9	30.49814	0.8330	31.44420	0.7999	39
10	32.97399	0.8655	34.10620	0.8318	43

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.043339	0.044766	1	0.8324
2	-1.171359	32.70127	1	0.0000
Joint		32.74604	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.280180	9.764880	1	0.0018
2	7.605784	126.3956	1	0.0000
Joint		136.1605	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	9.809646	2	0.0074
2	159.0968	2	0.0000
Joint	168.9065	4	0.0000

Dívida bruta e superávit primário permanente

Número de defasagens no VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-550.0472	NA	11.84616	8.147753	8.233420	8.182566
1	-143.2715	789.6234	0.031709	2.224581	2.395914*	2.294206
2	-137.5789	10.88284	0.030932	2.199690	2.456689	2.304128
3	-132.1354	10.24666	0.030287	2.178462	2.521127	2.317712
4	-129.0062	5.798222	0.030686	2.191268	2.619599	2.365331
5	-125.7151	6.001427	0.031019	2.201693	2.715691	2.410568
6	-108.9451	30.08732	0.025722	2.013899	2.613563	2.257587
7	-102.4646	11.43615*	0.024819*	1.977421*	2.662752	2.255922*
8	-99.46204	5.210389	0.025209	1.992089	2.763086	2.305402

Teste LM de Autocorrelação

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.685519	0.3211
2	6.783503	0.1478
3	3.168422	0.5300
4	1.295587	0.8621
5	5.969542	0.2014
6	10.77619	0.0292
7	0.862360	0.9299
8	0.186067	0.9959
9	2.282441	0.6840
10	3.141430	0.5344

Probs from chi-square with 4 df.

Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.687320	NA*	0.692374	NA*	NA*
2	2.030578	NA*	2.055532	NA*	NA*
3	2.941866	NA*	2.987222	NA*	NA*
4	3.389332	NA*	3.448145	NA*	NA*
5	4.652242	NA*	4.758893	NA*	NA*
6	9.127484	NA*	9.439108	NA*	NA*
7	9.848242	0.1312	10.19868	0.1165	6
8	10.01945	0.4388	10.38050	0.4078	10

9	11.92177	0.6126	12.41658	0.5729	14
10	14.83668	0.6731	15.56101	0.6232	18

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.261249	1.558399	1	0.2119
2	-0.010539	0.002536	1	0.9598
Joint		1.560935	2	0.4582

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.910094	4.728045	1	0.0297
2	3.065706	0.024645	1	0.8753
Joint		4.752690	2	0.0929

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.286445	2	0.0431
2	0.027181	2	0.9865
Joint	6.313625	4	0.1769

Dívida bruta excluindo reservas internacionais e superávit primário permanente

Número de defasagens no VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-612.4830	NA	29.67117	9.065926	9.151592	9.100738
1	-154.6576	888.7198	0.037489	2.392024	2.563356*	2.461649
2	-147.9361	12.85003	0.036022	2.352001	2.609000	2.456439*
3	-145.9904	3.662350	0.037132	2.382212	2.724877	2.521463
4	-142.7161	6.067123	0.037540	2.392884	2.821216	2.566947
5	-138.5220	7.647995	0.037448	2.390030	2.904028	2.598906
6	-125.7195	22.96926	0.032919	2.260581	2.860245	2.504269
7	-118.5819	12.59576*	0.031457*	2.214440*	2.899770	2.492941
8	-116.7402	3.195964	0.032502	2.246179	3.017176	2.559492

Teste LM de Autocorrelação

Lags	LM-Stat	Prob

1	5.991140	0.1998
2	2.288576	0.6828
3	0.913118	0.9227
4	0.671758	0.9548
5	7.242982	0.1236
6	10.27256	0.0361
7	2.246628	0.6905
8	1.354363	0.8521

Teste de Portmanteau para Autocorrelação

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.200249	NA*	0.201722	NA*	NA*
2	0.507567	NA*	0.513593	NA*	NA*
3	0.608456	NA*	0.616740	NA*	NA*
4	0.772767	NA*	0.785993	NA*	NA*
5	2.225262	NA*	2.293506	NA*	NA*
6	6.315879	NA*	6.571480	NA*	NA*
7	8.094526	0.2313	8.445901	0.2072	6
8	9.210734	0.5122	9.631331	0.4734	10
9	10.82062	0.7001	11.35441	0.6580	14
10	11.72576	0.8611	12.33083	0.8297	18

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Teste de normalidade de Jarque-Bera

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.269781	1.661847	1	0.1974
2	0.283699	1.837742	1	0.1752
Joint		3.499589	2	0.1738

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.912990	0.043216	1	0.8353
2	3.587737	1.971855	1	0.1603
Joint		2.015071	2	0.3651

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.705064	2	0.4263
2	3.809597	2	0.1489
Joint		4	0.2384