



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Programa de Pós-Graduação

RONALDO FERREIRA PERES

**EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A SUSTENTABILIDADE
DA DÍVIDA DO GOVERNO CENTRAL**

BRASÍLIA-DF
Junho de 2017

RONALDO FERREIRA PERES

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A SUSTENTABILIDADE
DA DÍVIDA DO GOVERNO CENTRAL

Dissertação apresentada no Mestrado Acadêmico do Departamento de Economia, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, da Universidade de Brasília, como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia.

Data da Defesa: 12 de junho de 2017

Banca:

Prof. Dr. Roberto de Góes Ellery Júnior
Universidade de Brasília
Orientador

Prof. Dr. Victor Gomes
Universidade de Brasília
Examinador Interno

Dr. Adolfo Sachsida
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Examinador Externo

BRASÍLIA-DF
Junho de 2017

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a Deus pelas bênçãos.

Em segundo lugar, agradeço aos meus pais e aos meus irmãos pela compreensão e pelo carinho.

Em terceiro lugar, agradeço aos professores do mestrado acadêmico, em especial ao meu orientador, Professor Roberto de Góes Ellery Júnior, pelos conhecimentos transmitidos.

Em quarto lugar, agradeço aos funcionários e servidores da Universidade de Brasília, em especial à Secretaria de Pós-Graduação em Economia, pelo zelo para com os discentes.

Em quinto lugar, agradeço aos colegas de trabalho pelo incentivo.

Por fim, agradeço a todos os que, direta ou indiretamente, colaboraram para que essa jornada fosse possível.

“Combati o bom combate, acabei a
carreira, guardei a fé.”

RESUMO:

Este trabalho objetiva encontrar evidências sobre a sustentabilidade da dívida bruta do governo central (governo federal e Banco Central) no período de dezembro de 2001 a dezembro de 2016, por meio da aplicação dos modelos desenvolvidos por Davig (2005) e por Aldama e Creel (2016), que partem da abordagem de mudança de regime de Markov e consideram a existência de dois regimes fiscais. O primeiro modelo avalia a sustentabilidade da razão descontada da dívida bruta do governo central pelo produto interno bruto (PIB) ao passo que o segundo modelo testa, para o governo central, a resposta da razão resultado primário-PIB à razão dívida bruta-PIB do período anterior. De fato, ambos os modelos produzem resultados semelhantes, permitindo a conclusão de que os dois regimes fiscais são localmente insustentáveis, sendo que os anos recentes se enquadram no regime de maior insustentabilidade da política fiscal.

Palavras-chave: Sustentabilidade, Dívida Bruta, Mudança de Regime de Markov.

Sistema de Classificação JEL: E62; H62; H63.

ABSTRACT:

This work aims to find evidence on the sustainability of the gross debt of the central government (federal government and Central Bank) in the period from December 2001 to December 2016, through the application of the models developed by Davig (2005) and by Aldama and Creel (2016), which depart from the Markov regime switching approach and consider the existence of two fiscal regimes. The first model evaluates the sustainability of the discounted ratio of the central government's gross debt-to-gross domestic product (GDP), while the second model tests, to the central government, the response of the primary budget balance-to-GDP ratio to the gross debt-to-GDP ratio of the previous period. In fact, both models produce similar results, allowing the conclusion that the two fiscal regimes are locally unsustainable and the recent years fall under the regime of greater unsustainability of fiscal policy.

Keywords: Sustainability, Gross Debt, Markov Regime Switching.

JEL Classification System: E62; H62; H63.

SUMÁRIO

| | |
|---|----|
| 1. INTRODUÇÃO..... | 8 |
| 2. REVISÃO DE LITERATURA | 15 |
| 3. MODELOS..... | 28 |
| 3.1. Apresentação dos Modelos com Mudança de Regime de Markov | 28 |
| 3.2. Modelo de Davig | 29 |
| 3.3. Modelo de Aldama e Creel..... | 30 |
| 4. BASE DE DADOS | 34 |
| 5. RESULTADOS | 38 |
| 5.1. Modelo de Davig | 38 |
| 5.2. Modelo de Aldama e Creel..... | 41 |
| 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS | 45 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 48 |
| APÊNDICE A: GRÁFICOS DAS SÉRIES FISCAIS | 54 |
| APÊNDICE B: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA | 58 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1: Séries Temporais | 37 |
| Tabela 2: Determinação do Número de Regimes Fiscais..... | 39 |
| Tabela 3: Parâmetros Estimados | 40 |
| Tabela 4: Matriz de Transição e Duração Esperada dos Regimes | 40 |
| Tabela 5: Parâmetros Estimados | 42 |
| Tabela 6: Matriz de Transição e Duração Esperada dos Regimes | 43 |
| Tabela 7: Parâmetros Estimados | 45 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|---|----|
| Gráfico 1: Probabilidades Filtradas e Suavizadas da Dívida no Regime 2 | 41 |
| Gráfico 2: Probabilidades Filtradas e Suavizadas da Política Fiscal no Regime 2 | 44 |

1. INTRODUÇÃO

A discussão sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira historicamente ganha destaque em momentos de acirramento das expectativas negativas sobre o comportamento futuro das principais variáveis macroeconômicas. No final dos anos 70 e no decorrer dos anos 80 do século passado, houve o levantamento de dúvidas sobre a solvência da dívida externa a cargo do governo federal. Nesse período, o Brasil, entre outros fatos, presenciou: o esgotamento do processo de substituição de importações em vigor, de forma deliberada, desde a década de 1930; a aceleração da taxa de inflação; e a redução drástica da capacidade de investimento do setor público. Externamente, a capacidade de pagar os encargos vincendos das dívidas existentes por meio de novos empréstimos encontrou dificuldades na restrição de liquidez oriunda, principalmente, da elevação da taxa básica de juros da economia norte-americana a partir de 1979 e da moratória mexicana em 1982. A solução encontrada entre 1981 e 1984 consistiu em reduzir a absorção doméstica e elevar as exportações. Somente após a adesão ao Plano Brady em 1994, a dívida externa passou a ser mais facilmente administrável.

Imediatamente após a implantação do Plano Real em 1994, que definitivamente pôs fim à elevada taxa de inflação anual de mais de 100% vigente há mais de dez anos, não houve a adoção de uma restrição orçamentária forte, visto que o aumento das receitas, via de regra, apenas se contrapôs ao crescimento contínuo das despesas públicas entre 1995 e 1998. Com isso, a estabilização de preços da economia recaiu brevemente sobre uma âncora monetária ainda em 1994 e depois sobre uma âncora cambial, na qual o câmbio oscilou dentro de uma banda corrigida por pequenas desvalorizações. A contrapartida da valorização em termos reais da moeda brasileira foi a piora gradativa das contas externas e a gestação de uma crise fiscal. A privatização de diversas estatais, em especial dos setores de telecomunicações e de distribuição de energia, combinada com a manutenção da taxa de juros real elevada, permitiu a entrada das divisas necessárias à cobertura do déficit em transações correntes até a crise da Rússia em 1998.

Na ausência de resultados primários que contrabalançassem as despesas com juros e a entrada das divisas, o resultado foi a elevação da dívida mobiliária, com parcela não desprezível de títulos pós-fixados ou vinculados ao câmbio. Deve-se ressaltar que a elevação substancial da taxa de juros, em decorrência dos efeitos das crises mexicana e asiática, buscou amenizar o risco de desvalorização cambial, que traria efeitos negativos

sobre a inflação e os endividamentos interno e externo. No entanto, após a crise da Rússia, a dificuldade em se atrair as divisas necessárias para a continuidade do processo forçou a desvalorização cambial, que, de fato, ocorreu no início de 1999 e implicou o aumento imediato da dívida pública. De modo a afastar as desconfianças sobre o controle da inflação e das contas externas e públicas, houve, no decorrer de 1999, a mudança da política econômica, que passou a ser conhecida como tripé macroeconômico (taxa de câmbio flutuante, regime de metas de inflação e meta fiscal fundamentada na geração de superávit primário).

Embora a dívida fiscal estivesse estabilizada ao redor de 40% do produto interno bruto (PIB) entre 1998 e 2001, a dívida total continuou aumentando devido aos efeitos cambiais e ao reconhecimento de passivos ocultos (Giambiagi (2005)). No fim de 2001 e em boa parte de 2002, quando houve a percepção de que o então candidato à Presidência da República Lula poderia ser eleito, o risco-país se elevou abruptamente, refletindo o cenário de que, a partir de 2003, o tripé macroeconômico fosse abandonado e o Brasil decretasse a moratória de suas dívidas interna e externa. No cenário de dívida pública elevada, o aumento do risco-país e a fuga de capitais implicaram depreciação do real frente ao dólar norte-americano e, conseqüentemente, elevação da taxa de inflação. Para tentar reverter esse panorama, houve a elevação da taxa de juros. Contudo, isso acarretou o aumento da chance de calote da dívida e promoveu nova rodada de depreciação do real e de aumento da taxa de inflação.

Nessa situação, conhecida como dominância fiscal da política monetária, Blanchard (2004) argumenta que a política monetária torna-se ineficaz para o controle inflacionário. A continuidade da política econômica então vigente com o novo Presidente buscou eliminar à ocasião as dúvidas sobre a sustentabilidade das dívidas públicas interna e externa. De um lado, a depreciação anterior do real facilitou a reversão do déficit em transações correntes em um ambiente de expansão da economia internacional, impulsionada, principalmente, pela China, com gradativa melhoria dos termos internacionais de troca, de modo que, entre 2003 e 2007, o País registrou superávits em transações correntes e passou a acumular reservas internacionais de modo crescente. Ao final de 2002, o nível de reservas internacionais foi de US\$ 37,8 bilhões, ao passo que, em setembro de 2008, o montante atingiu a marca de US\$ 206,5 bilhões. Com isso, a dívida externa líquida do setor público brasileiro passou a ser negativa a partir de setembro de 2006.

De outro lado, houve a elevação e o cumprimento da meta de superávit prevista na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) para 2003. Na verdade, a geração de superávits primários robustos nos anos posteriores fez com que o debate sobre a política fiscal se voltasse para a possibilidade de obtenção de déficit nominal zero, o que, em meados de 2008, poderia ser alcançado até 2010, caso não houvesse a propagação ao Brasil, nos meses finais de 2008, dos efeitos adversos da mais séria crise econômica internacional desde 1929. Em suma, a grande bonança internacional facilitou o alcance de taxa de crescimento real média do PIB da ordem de 4,2% ao ano no intervalo 2003-2008, o fortalecimento das contas externas e a melhora das contas públicas, a despeito da manutenção da expansão dos gastos públicos. Guardadas as devidas proporções, não é exagero comparar esse momento econômico da década anterior ao milagre econômico do final dos anos 60 e início dos anos 70 do século passado.

Após a quebra do banco de investimento *Lehman Brothers*, no contexto da crise financeira internacional de 2008, as reservas internacionais reduziram cerca de 9,5% entre setembro de 2008 e fevereiro de 2009. Contudo, passaram a crescer novamente nos meses seguintes, até atingir o valor de US\$ 378,7 bilhões em setembro de 2012. Dessa data em diante, o nível de reservas oscilou ao redor de US\$ 367,5 bilhões, obtendo o ápice de US\$ 379,2 bilhões em agosto de 2014. Mais recentemente, a partir de junho de 2013, o Banco Central tentou controlar a depreciação da moeda nacional por meio da realização recorrente de operações de *swap* cambial, ao invés da venda contínua de reservas. As operações de *swap* cambial correspondem ao pagamento pelo Banco Central da taxa equivalente à variação nominal do câmbio somada ao cupom cambial em troca do recebimento da taxa de juros DI. Observou-se no ano de 2015 que os encargos dessas operações geraram despesas com juros nominais de R\$ 102,6 bilhões. Em 2016, ocorreu o contrário, devido à apreciação da moeda nacional, com o Banco Central tendo direito ao recebimento, em termos líquidos, de encargos da ordem de R\$ 83,8 bilhões.

Deve-se ressaltar que a diferença entre a dívida bruta do governo geral e a dívida líquida do setor público¹ passou a crescer desde meados dos anos 2000. Inicialmente, o

¹ O conceito de dívida bruta do governo geral abriga apenas as dívidas brutas dos governos federal, estaduais e municipais, não abarcando os débitos das empresas estatais e do Banco Central, junto ao resto do mundo, ao setor privado, ao setor público financeiro e ao Banco Central. Porém, no caso brasileiro, a nova metodologia de apuração da dívida bruta do governo geral inclui as operações compromissadas realizadas pelo Banco Central. Já o conceito de dívida líquida do setor público corresponde à diferença entre passivos e ativos das administrações direta e indireta da União, estados e municípios, inclusive o

principal fator responsável por isso foi o acúmulo substancial de reservas internacionais, de sorte que esse ativo passou de 6% para 14,3% do PIB entre dezembro de 2005 e dezembro de 2009. Depois, outro fator adicional foi a realização de empréstimos pela União aos seus bancos públicos, em especial ao Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Esses empréstimos consistiram na entrega de títulos da dívida mobiliária com o compromisso de o tomador pagar, em condições muito favoráveis, os montantes emprestados². Em geral, os contratos previram carência para o pagamento dos encargos e das amortizações, prazo longo para a amortização e taxa de encargos inferior ao custo médio do estoque da dívida mobiliária em circulação. Entre janeiro de 2008 e dezembro de 2014, a concessão de créditos às instituições financeiras oficiais aumentou expressivos 8,9 pontos percentuais (p.p.) do PIB.

Além disso, o recebimento de rendimentos dos ativos inferior ao pagamento dos custos dos passivos tendeu a ampliar o diferencial entre a dívida bruta do governo geral na nova metodologia e a dívida líquida do setor público. Se, em dezembro de 2005, esse diferencial foi de 8,2 p.p. do PIB, em dezembro de 2014, chegou a expressivos 23,7 p.p. do PIB. Apesar disso, no mesmo período, a dívida bruta em consideração aumentou apenas marginalmente, graças ao crescimento econômico até 2014, exceto 2009, e à geração de superávit primário até 2013. Ao final de 2005, a dívida bruta foi de 56,1% do PIB, enquanto, em dezembro de 2014, foi de 56,3% do PIB. No entanto, durante o quadriênio 2011-2014, a manutenção das medidas anticíclicas, adotadas inicialmente como resposta à crise financeira internacional de 2008, combinada com o abandono prático do tripé macroeconômico e com a continuidade da “contabilidade criativa”, trouxe problemas à sustentabilidade da dívida pública interna.

Tendo em vista que o sistema tributário brasileiro retira competitividade do produto nacional, seja interna, seja externamente, houve a expansão das medidas de desoneração tributária, com o intuito de recuperar a competitividade produtiva perdida e acelerar a retomada do crescimento econômico, visto que o PIB de 2012 foi inferior ao

Banco Central e as empresas estatais, exceto as dos grupos Eletrobras e Petrobras, junto ao resto do mundo, ao setor financeiro nacional (privado e público) e ao setor privado não financeiro.

² A rigor, esses empréstimos constituíram uma forma de realização da “contabilidade criativa”, em que os números divulgados sobre as contas públicas passam a não corresponder ao estado real delas. Para maiores explicações sobre o termo “contabilidade criativa”, ver, por exemplo, Milesi-Ferretti (2004). Por meio desse expediente, o governo federal evitou capitalizar os seus bancos, o que afetaria adversa e diretamente o resultado primário e a dívida líquida. No entanto, não há como se evitar o impacto indireto sobre a dívida líquida nos exercícios seguintes, visto que o acréscimo das despesas de juros elevará a dívida líquida *a posteriori*.

de 2011, que, por sua vez, já tinha sido inferior ao de 2010. Ocorre que as desonerações beneficiaram setores com maior poder de barganha, de sorte que os ganhos de competitividade não alcançaram de maneira mais ou menos uniforme todos os setores produtivos. Além disso, as desonerações implicaram perdas de arrecadação bilionárias na esfera federal. Em 2012, 2013 e 2014, elas foram de, respectivamente, R\$ 46,5 bilhões, R\$ 78,6 bilhões e R\$ 104 bilhões. Em termos gerais, as desonerações tributárias foram a principal razão da relativa estagnação das receitas primárias líquidas do governo central³, que oscilaram ao redor de 18,4% do PIB entre os anos de 2011 a 2014.

Por seu turno, a estagnação vista pelo lado das receitas primárias não foi observada pelo lado das despesas. As despesas primárias do governo central cresceram 1,3 p.p. do PIB entre os anos de 2011 a 2014, saltando de 16,7% para 18% do PIB. Na falta de efetivo controle do crescimento das despesas, a consequência foi, de início, a redução do superávit primário, e, no final de 2014, a obtenção de déficit primário. Entre junho de 2011 e dezembro de 2014, a redução do resultado primário acumulado dos últimos doze meses chegou a expressivos 3 p.p. do PIB, indicando certo expansionismo fiscal. Constan do Apêndice A os gráficos das séries das despesas primárias, das receitas primárias líquidas, do resultado primário e da dívida bruta do governo central, cujos números se referem ao acumulado dos últimos doze meses e são expressos em unidades monetárias e em função do PIB.

A substituição do tripé macroeconômico pela nova matriz econômica adicionou mais incertezas ao ambiente econômico devido à inconsistência entre os resultados esperados produzidos por seus instrumentos, que são: a expansão do crédito público, a redução forçada da taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic), a adoção de política fiscal expansionista e a tentativa de depreciação da taxa de câmbio nominal. A ideia da redução da taxa de juros Selic é atrair menos recursos externos, com o intuito de depreciar a taxa de câmbio real, e reduzir os encargos da dívida pública, possibilitando a redução do superávit primário. No entanto, a política fiscal expansionista, interpretada como elevação líquida dos gastos públicos, por meio da mudança de preços relativos via elevação dos preços dos bens e serviços não comercializáveis, tende a apreciar a taxa de câmbio real, isto é, esse instrumento entra em

³ O conceito de governo central abrange o governo federal e o Banco Central. Na quarta seção, que trata da base de dados, é explicada com detalhes a obtenção da série da dívida bruta do governo central.

choque com a tentativa de depreciação da taxa de câmbio real almejada pela depreciação nominal da moeda nacional.

No período de 2011 a 2014, houve a continuidade da prática conhecida como “contabilidade criativa”. O governo federal afetou a confiabilidade do resultado primário oficial divulgado mensalmente, por exemplo, por meio dos seguintes atos: antecipação das receitas de dividendos futuros das empresas estatais; adiamento do pagamento ao BNDES das subvenções econômicas vinculadas às equalizações de taxas de juros dos financiamentos concedidos pelo Banco; atrasos nos repasses devidos às instituições financeiras federais responsáveis pelos pagamentos de despesas de programas sociais; não reconhecimento dos empréstimos aos bancos públicos como despesas de capitalização; e aumento acentuado do saldo de restos a pagar. Outro problema de credibilidade da política fiscal foi o cumprimento, nos anos de 2013 e 2014, da meta anual de superávit primário imposta pela LDO apenas com o abatimento das desonerações tributárias concedidas.

Ainda que, em 2014, já havia sinais de desaceleração da atividade econômica, os efeitos reais da falta de previsibilidade na condução da política econômica recente vieram à tona nos anos de 2015 e 2016, em que a taxa de crescimento real do PIB foi negativa em expressivos 3,8% e 3,6%, respectivamente. A falta de clareza sobre a melhor forma de corrigir, em 2015 e nos primeiros meses de 2016, os erros passados da política econômica tampouco ajudou a melhorar as expectativas sobre as variáveis macroeconômicas. Após o afastamento da então Presidente Dilma, o foco inicial do ajuste gradual das contas públicas recaiu na criação de um teto de crescimento vinculado à taxa de inflação para a maior parte das despesas primárias, que já está em vigor, e na aprovação da reforma previdenciária, em discussão no Congresso Nacional. Deve-se notar que a queda real do PIB se refletiu na redução real das receitas, no aprofundamento do déficit primário e na subida explosiva da dívida bruta do governo central. A literatura mostra que o alto endividamento impõe enormes desafios à condução da política econômica.

Cecchetti *et al* (2010) comentam que, quanto mais alto o nível da dívida pública, maior é a probabilidade de que um choque coloque a dívida em uma trajetória insustentável, além de ser maior o prêmio de risco. O fato de a dívida pública ser alta também reduz o potencial de crescimento econômico no longo prazo, pois o maior comprometimento de receitas públicas com o pagamento de encargos da dívida implica que a capacidade governamental de manter um determinado padrão de serviços públicos

e transferências somente pode ocorrer com a elevação da carga tributária. O impacto das distorções alocativas dos tributos sobre o crescimento é agravado pela elevação das taxas de juros reais decorrente do alto endividamento público, que causa a expulsão do capital privado produtivo da economia, fenômeno conhecido como *crowding out*. Se a economia for aberta, esse fenômeno pode ser reduzido, mas a renda doméstica é reduzida pela remessa de recursos. Não menos importante é a redução da efetividade das respostas anticíclicas aos choques adversos se a dívida pública é alta. A redução da capacidade estabilizadora da política fiscal torna mais volátil a economia com alta dívida pública.

Checherita e Rother (2010) mostram, para uma amostra de doze países da zona do euro, que existe uma relação não linear entre a razão dívida-PIB e a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Essa relação é côncava (forma de um U invertido), sendo que, se a razão dívida-PIB se situar, na média, entre 90% e 100%, o alto endividamento prejudica o crescimento econômico. Inclusive, isso pode ocorrer antes desse patamar: quando a razão dívida-PIB se situa ao redor de 70% a 80%, a dívida pode afetar o crescimento pelos canais da poupança privada e dos investimentos públicos; e o fato de que os déficits nominais e a alteração da razão dívida-PIB são linear e negativamente associados com o crescimento econômico indica que o aumento do estoque da dívida pública para elevar o crescimento pode reduzir os graus de liberdade da política fiscal antes que os encargos da dívida gerem efeitos adversos ao crescimento econômico. Especificamente, a dívida bruta do Brasil encontra-se em nível superior à média das dívidas dos outros emergentes, o que, assumindo válidas as implicações do alto endividamento sobre o crescimento do PIB, coloca em destaque o acompanhamento de sua dinâmica.

Assim, o presente trabalho se divide em seis seções, das quais a primeira é esta introdução. Na segunda seção, consta a revisão de literatura, em que é descrito o histórico dos testes de sustentabilidade da dívida pública. Basicamente, a utilização dos testes tradicionais de raiz unitária e cointegração não é mais recomendada. Como alternativa usam-se os testes para modelos não lineares ou a abordagem empírica, em que o resultado primário reage às mudanças no endividamento do período anterior. Na terceira seção, são apresentadas as características dos modelos com mudança de regime de Markov e descritos os dois modelos a serem replicados para os dados do Brasil. Por seu turno, a quarta seção descreve a forma de construção das séries econômicas necessárias para a replicação dos dois modelos expostos na seção anterior. Já a quinta seção traz os resultados sobre a sustentabilidade da dívida bruta do governo central. Por fim, a sexta

seção tece as considerações finais sobre os resultados encontrados e mostra a fronteira de estudo relativa à temática da sustentabilidade do endividamento público.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Hamilton e Flavin (1986) testam a hipótese de que a restrição orçamentária do governo norte-americano em termos de valor presente tenha sido observada no período de 1962 a 1984. Considerando o fato de que a acumulação de dívida pelo setor público guarda paralelo com a escalada sem fundamento econômico do preço dos ativos, há a aplicação de três testes empíricos, relacionados às bolhas, sobre o endividamento público. O primeiro é o teste de Dickey-Fuller para raízes unitárias com defasagens em nível e em diferença de ordem um, em que as hipóteses nulas de não estacionariedade das séries do resultado primário e da dívida são rejeitadas ao nível de significância de 10%, corroborando para a verificação prática da ideia de que os compradores de títulos públicos racionalmente esperam que, em valores presentes, a restrição orçamentária do governo seja equilibrada.

O segundo é o teste de Flood-Garber generalizado em que a obtenção esperada de superávits primários futuros depende parcialmente dos superávits primários passados e há a inclusão das dívidas de períodos anteriores na restrição de endividamento com o intuito de corrigir problema de correlação serial entre os termos de erro. A conclusão desse teste é de que o valor esperado da dívida futura descontada ao valor presente não é estatisticamente diferente de zero, isto é, a restrição orçamentária do governo é intertemporalmente balanceada. Já o terceiro é o teste de Flood-Garber restrito, cujas principais diferenças em relação ao anterior são as hipóteses de que o termo de erro associado à restrição de endividamento segue um processo de ruído branco e de que as expectativas dos credores quanto aos futuros superávits primários se baseiam inteiramente nos superávits passados. Novamente, observa-se a aceitação da hipótese nula de inexistência de bolha (inexistência de superendividamento).

Trehan e Walsh (1988) argumentam que as conclusões de Hamilton e Flavin sobre a estacionariedade das séries não descontadas do resultado primário e da dívida são relativamente fracas, pois, ao nível convencional de significância de 5%, a hipótese nula de existência de raiz unitária não pode ser rejeitada, além de que o curto período de 22 anos da base de dados diminui o poder do teste sobre a estacionariedade dessas séries. Por meio de dados relativos ao período de 1890 a 1986, Trehan e Walsh alegam que o

teste da validade da restrição de valor presente do governo requer a verificação da cointegração da série do gasto público inclusive despesas relativas a juros com as séries da receita tributária e da receita de senhoriagem, pois, embora as séries do déficit público inclusive despesas de juros com ou sem receita de senhoriagem sejam estacionárias, a série da receita de senhoriagem possui raiz unitária na defasagem em nível mesmo a 10% de nível de significância.

Essa verificação é buscada por meio dos testes de Engle-Granger, em que a existência de duas séries integradas de primeira ordem cointegradas implica que os resíduos de uma série regredida contra outra deveriam ser estacionários. Nos termos da descrição constante de Engle e Granger (1987), a estacionariedade dos resíduos pode ser validada por meio do teste de Dickey-Fuller, o qual assume especificação enxuta para o modelo em primeira ordem. Assim, Trehan e Walsh rejeitam a hipótese nula de que os resíduos da regressão do gasto público acrescido dos juros sobre a receita tributária e a receita de senhoriagem possuem raiz unitária ao nível de significância de 1%, o que assegura a cointegração entre essas três séries e, conseqüentemente, evidencia que o orçamento do governo norte-americano é balanceado no decorrer do tempo.

Wilcox (1989), utilizando a base de dados do trabalho de Hamilton e Flavin, obtém conclusão diferente sobre a sustentabilidade da dívida pública. Para Wilcox, a restrição de endividamento em termos de valor presente foi obedecida até 1974, sendo não mais satisfeita a partir dessa data. Constam como inovações de seu artigo em relação ao de Hamilton e Flavin: o uso de taxa de juros reais estocásticas ao invés de taxa de juros real fixa, o que encontra guarida na variação do retorno dos títulos governamentais observada ao longo do tempo; a possibilidade de não estacionariedade da série do resultado primário; e a permissão de que as violações à restrição de endividamento sejam eventualmente estocásticas ao invés de somente não estocásticas que, por sua vez, asseguram a estacionariedade da série da dívida descontada.

Wilcox, inclusive, evidencia que a conclusão de Hamilton e Flavin sobre a estacionariedade da série da dívida não descontada está incorreta, pois a adição de defasagem em diferença de ordem dois aumenta o valor da estatística de teste em comparação à situação inicial, a ponto de sugerir que os dados são mais compatíveis com a aceitação da hipótese nula de existência de raiz unitária na série não descontada da dívida. Por sua vez, Trehan e Walsh (1991) elaboram dois testes supondo em cada um deles diferentes comportamentos para a taxa real de juros. No primeiro, a adoção da taxa

real de juros fixa no tempo e a estacionariedade da série defasada em diferenças do resultado primário garantem que a estacionariedade do resultado operacional, entendido como o resultado primário acrescido das despesas de juros reais, seja condição necessária e suficiente para a validade da restrição orçamentária intertemporal.

No segundo, mesmo que a taxa real de juros seja variável ao longo do tempo, a estacionariedade do resultado operacional é condição suficiente para garantir que a restrição orçamentária intertemporal seja válida. Porém, nesse caso, a taxa real de juros deve ser sempre positiva. A conclusão desse teste independe do comportamento individual das séries da dívida e do resultado primário. Já a aplicação desses dois testes à base de dados de Hamilton e Flavin produz resultados diversos. Wilcox demonstrou que a série da dívida não descontada possui raiz unitária, mas a série do resultado primário é estacionária. Como outro teste aplicado por Trehan e Walsh mostra que essas duas últimas séries são integradas de ordens diferentes, não há meios de se garantir a validade da restrição orçamentária intertemporal, em contraponto ao resultado esperado pelo primeiro teste, que assume a premissa de que a taxa real de juros é constante.

Por outro lado, a estacionariedade em primeira diferença da série da dívida é suficiente para garantir que a restrição orçamentária intertemporal é satisfeita. Isso pode ser interpretado como uma evidência de que a taxa de juros real é variável e de que a série do resultado operacional é estacionária. Conseqüentemente, indica a validade do argumento de que o orçamento do governo é balanceado em termos de valor presente. Trehan e Walsh também afirmam que o uso de séries de dados de curto período torna mais difícil a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, visto que a reversão à média se manifesta, em geral, apenas em períodos de tempo maiores, porém, no caso do déficit norte-americano, as conclusões com base em poucas observações são as mesmas do trabalho prévio deles com a base de dados de quase 100 anos.

Bohn (1991) examina como a receita tributária e o gasto público variam em resposta aos altos déficits nominais do governo norte-americano, com base em dados de 1800 a 1988. Segundo o autor, o uso de séries da receita, despesa e dívida com extensa duração se justifica em função de dois fatores. Em primeiro lugar, a obediência do governo à restrição orçamentária intertemporal não impede a manutenção de altos déficits por longos períodos, contanto que essa obediência seja estabelecida em algum período de tempo posterior, seja por meio do corte de gastos, seja por meio do aumento de impostos. Em segundo lugar, a dívida pública é uma variável fiscal que em linhas gerais se

movimenta com baixa volatilidade, mas apresenta alta volatilidade em momentos extremos, tais como guerras.

Inicialmente Bohn mostra que as séries da arrecadação tributária, do gasto não financeiro e da dívida não são estacionárias, exceto em primeira diferença. Além disso, como a série do resultado operacional é estacionária sem diferenciação, as séries dos tributos, dos gastos e da dívida são cointegradas. Por meio do teste da razão de verossimilhança de Johansen (1988), Bohn aceita a hipótese nula de que o número de vetores cointegrados envolvendo os tributos, os gastos e a dívida é igual a um. Após isso, há a estimativa de modelos com vetores de correção de erros e modelos de vetores autorregressivos para computar as funções de impulso-resposta do impacto futuro na arrecadação e nos gastos em função de choques em cada uma dessas duas últimas variáveis.

Com isso, a ideia do autor é testar, considerando válida a suposição de que o orçamento seja balanceado, a hipótese de que as mudanças na tributação são acompanhadas pelas mudanças no tamanho do gasto público, também conhecida como hipótese “tribute e gaste”, bem como a hipótese reversa denominada “gaste e tribute”. Os resultados principais demonstram que 50% a 65% dos déficits estatisticamente causados pelos cortes de tributos são eliminados por meio do subsequente corte de gastos ao passo que 35% a 50% desses déficits são eliminados por meio do aumento de tributos. Já 65% a 70% dos déficits causados pelos aumentos de gastos públicos são corrigidos futuramente através do corte de gastos e 30% a 35% desses déficits são enfrentados pelo aumento de tributos. Assim, Bohn conclui que são válidas as hipóteses de “tribute e gaste” e “gaste e tribute”, evidenciando que, em geral, o déficit alto é corrigido tanto pela redução de gastos como pelo aumento de tributos.

Argumenta ainda que esses resultados não invalidam o Teorema da Equivalência Ricardiana, o qual, segundo Barro (1979), afirma que, desde que o governo observe sua restrição orçamentária intertemporal em todos os momentos, mudanças na dívida e nos tributos, para um dado montante de gastos públicos, não influenciam a taxa real de juros e os investimentos privados. Em especial, com base no comportamento passado do governo norte-americano, os consumidores ricardianos entendem que 50% a 65% do montante relativo ao corte de impostos no presente se transforma em efetivo aumento de riqueza.

Tanner e Liu (1994) examinam a obediência norte-americana à restrição orçamentária intertemporal por meio da execução de um teste de cointegração das receitas e despesas, que incluem as primárias e as de juros, com o acréscimo de quebra estrutural exógena para capturar os efeitos, a partir de 1982, da mudança da administração fiscal. A base do teste desses autores provém de Hakkio e Rush (1991), em que a restrição orçamentária intertemporal envolve uma relação, sem a adição de quebras estruturais, entre as receitas e as despesas inclusive juros. Tanner e Liu, para dados de 1950 a 1989, não rejeitam a hipótese nula de que a estimativa do parâmetro que mede a relação linear entre as receitas e despesas é estatisticamente igual à unidade, mas rejeitam a hipótese nula de ausência de mudança no processo fiscal, isto é, aceitam a hipótese de cointegração entre as séries das receitas e despesas inclusive juros na presença de quebra estrutural. Portanto, concluem que tem sido observada a solvência governamental de longo prazo.

Bohn (1995) monta um arcabouço teórico para avaliar a sustentabilidade do endividamento público por meio de um modelo estocástico, no qual a taxa de retorno dos títulos da dívida é inferior à taxa média de crescimento da economia, sem que isso implique que a economia deixe de ser dinamicamente eficiente, o que é impossível para os modelos determinísticos. Utilizando um modelo elaborado por Lucas (1978) de trocas econômicas entre agentes que vivem infinitamente em um ambiente de incerteza, Bohn demonstra que a sustentabilidade da gestão da dívida do governo depende de duas condicionalidades, a restrição orçamentária intertemporal e a condição de transversalidade. Essa última objetiva impedir a ocorrência de estratégias de “rolagem” infinita da dívida inicial, que é basicamente a execução dos esquemas Ponzi.

Os fatores de desconto do gasto público futuro e da arrecadação tributária futura deixam de estar relacionados às taxas de juros dos títulos públicos e passam a ser determinados pela distribuição de receitas e despesas através dos estados da natureza. De modo semelhante, a condição de transversalidade requer que o limite da dívida pública futura descontada seja nulo em função de uma taxa dependente da distribuição de probabilidade da dívida futura. Isso é importante, principalmente, se a taxa média de juros real é inferior à taxa média de crescimento da economia. Nesse caso, a adoção de uma política de gestão da dívida em que a razão entre a dívida do governo e o produto agregado permanece constante é sustentável, pois a taxa de desconto na condição de transversalidade é aproximadamente a taxa de juros dos estados contingentes indexados à renda, e não a taxa de juros da dívida pública.

Já a restrição orçamentária intertemporal, para a correção de uma dívida inicial por meio da geração de superávits primários em determinados períodos, ganha mais flexibilidade, pois o modelo estocástico quase não impõe restrições sobre o nível médio dos déficits primários, de modo que o governo pode escolher déficits em uns estados da natureza e superávits em outros. Novamente, se a taxa média de juros da dívida pública é menor que a taxa média de crescimento da economia, a razão dívida-produto esperada para o próximo período estará abaixo do nível que o governo quer manter constante. Logo, a geração de déficits primários somente precisará ser compensada por superávits primários nos estados da natureza nos quais a taxa de juros dos títulos públicos supera a taxa de crescimento da economia. Apesar de suas conclusões, Bohn não constrói um teste de sustentabilidade válido para um ambiente estocástico com aversão ao risco, pois esse teste necessitaria de fortes suposições sobre a distribuição da dívida pública em diferentes estados da natureza a partir de uma única série temporal.

Ahmed e Rogers (1995) analisam se as restrições de valor presente relativas ao orçamento governamental e ao balanço de transações correntes, individual e conjuntamente, têm sido mantidas no longo prazo para as economias dos Estados Unidos e do Reino Unido. A seguir, será discutida apenas a análise relativa ao orçamento governamental, interesse maior desta dissertação. Partindo da restrição orçamentária intertemporal em termos de valores esperados, já demonstrada por Bohn (1995), cujo fator de desconto dos valores futuros é a taxa marginal de substituição, Ahmed e Rogers demonstram que os testes de cointegração ainda são apropriados, em um ambiente estocástico, para a validade da restrição orçamentária intertemporal do governo sob duas condições. A primeira está relacionada ao fato de que a cointegração é uma condição necessária para a validade da restrição intertemporal do governo, já a segunda, ao fato de que a cointegração é uma condição suficiente.

As condições necessária e suficiente ocorrem quando as expectativas são racionais, a utilidade marginal do consumo segue um passeio aleatório em decorrência da hipótese de consumo da teoria da renda permanente e a covariância entre a taxa marginal de substituição do consumo e as receitas ou despesas é invariante no tempo. Por outro lado, a validade da restrição orçamentária intertemporal assegura que as variáveis relativas à arrecadação, às despesas e aos juros reais da dívida passada são cointegradas com um vetor de cointegração específico. Ahmed e Rogers confirmam, para os dois países, que a restrição orçamentária governamental tem sido obedecida em todo período

amostral. Já o vetor de cointegração para os Estados Unidos se mantém estável mesmo após uma particular quebra estrutural quando há observações suficientes antes e depois da quebra. Não é possível, no entanto, afirmar sobre a estabilidade do vetor de cointegração para o Reino Unido devido à inconsistência interna dos resultados.

Bohn (1998) avalia o comportamento da dívida pública norte-americana por meio da resposta do superávit primário às mudanças na razão dívida-produto de início de período, encontrando evidência de que, para o período de 1916 a 1995, o superávit é uma função crescente da razão dívida-produto e decrescente do nível temporário do gasto público e do indicador do ciclo de negócios, nos termos do modelo motivado por Barro (1979) de suavização da tributação, em que as alíquotas dos impostos dependem exclusivamente do gasto público permanente e do nível da dívida pública. No modelo de Bohn, o nível temporário do gasto público e o indicador do ciclo de negócios correspondem, respectivamente, aos gastos públicos nos tempos de guerra e às flutuações cíclicas do produto. Por sua vez, a resposta positiva do superávit primário à razão dívida-produto implica, pela identidade orçamentária, que a razão dívida-produto reverte à sua média, o que é verificado em uma autorregressão controlada pelos gastos públicos em tempos de guerra e pelas flutuações cíclicas do produto.

Nesse sentido, a realização de testes de séries temporais univariadas da razão dívida-produto é inconsistente, pois essa razão é afetada por diversos choques que dificultam a percepção de sua reversão à média, como as flutuações nas taxas de juros, nos gastos públicos e nas taxas de crescimento econômico. Adicionalmente, Bohn argumenta que o fato de o superávit primário responder positivamente às mudanças na razão dívida-produto é uma condição suficiente para a sustentabilidade da dívida pública em um ambiente estocástico, independentemente da comparação entre as taxas de juros e as taxas de crescimento econômico, inclusive em uma economia com incerteza e aversão ao risco. As outras principais alternativas de avaliação da sustentabilidade da dívida são os testes que estimam a “condição de transversalidade” e os testes de cointegração. Os primeiros envolvem o desconto da dívida pública a uma taxa de juros específica, sendo que o uso das taxas dos títulos públicos como taxas de desconto é inapropriado. Já os segundos se utilizam de hipóteses restritivas sobre a política fiscal e a utilidade marginal em um ambiente estocástico.

Cipollini (2001) utiliza um modelo de correção de erros de transição suave para testar e estimar uma mudança de regime no ajuste em direção a uma relação de

cointegração entre a razão gasto público-produto e a razão receitas totais-produto. Esse modelo, introduzido por Granger e Teräsvirta (1993), permite o aparecimento de quebra estrutural causada por uma variável observável, isto é, quebra de natureza endógena, bem como a captura da dinâmica assimétrica que descreve o comportamento do governo ante as diferentes trajetórias da razão déficit-produto. Utilizando dados trimestrais e sazonalmente ajustados do Reino Unido, relativos ao período do primeiro trimestre de 1963 até o terceiro trimestre de 1997, Cipollini obtém a conclusão de que o governo somente reage, após dois anos e de modo suave, a mudanças de grande valor na razão gasto público-produto para manter a dinâmica do déficit sob controle. Em sua argumentação, expõe que o déficit excessivo afeta a restrição de sustentabilidade da dívida pública, ao passo que o superávit excessivo interfere na restrição de popularidade do governante.

Arestis *et al* (2004) utilizam um modelo autorregressivo com efeito limiar, que se utiliza dos desvios de uma variável limiar a partir de um ponto de início a ser estimado, para explicar a ocorrência de possíveis mudanças de regime na série do déficit norte-americano. Esse modelo, introduzido por Tong (1978), considera a possibilidade de uma série temporal reverter à média após atingir um certo limiar. Usando dados trimestrais do segundo trimestre de 1947 ao primeiro trimestre de 2002, os autores concluem que a política fiscal norte-americana experimentou diversas mudanças estruturais no período em questão, ocasionadas pelas assimetrias no processo de ajuste, com a intervenção governamental no sentido de reduzir os déficits em termos *per capita* ocorrendo apenas meio ano após esses terem atingido certo limiar. Tanto no modelo de correção de erros de transição suave quanto no modelo autorregressivo com efeito limiar, a justificativa para o atraso na ação governamental relativa à mudança do rumo da política fiscal se deve aos fatores político-institucionais ligados à elaboração, aprovação e implementação dos orçamentos.

Afonso e Rault (2007) examinam a sustentabilidade das contas públicas de quinze países que compunham a União Europeia até abril de 2004, por meio de técnicas econométricas de painel de dados aplicadas às séries temporais de 1970 a 2006. Essas técnicas são: testes de raízes unitárias de primeira geração para painel, que adotam a hipótese de independência das observações dos países em uma mesma unidade de tempo, exceto pelos efeitos específicos do tempo sobre os erros; testes de raízes unitárias de segunda geração para painel, que permitem lidar com diversas formas de dependência ao

longo das diferentes unidades no painel; testes de raízes unitárias para painel que permitem quebras estruturais; e testes de cointegração para painel entre as razões dos gastos e das receitas públicas. Os autores também aplicam testes de raiz unitária, com ou sem a permissão de quebra estrutural, a cada série temporal, com o intuito de tornar a análise mais robusta.

Afonso e Rault obtêm que os testes de raízes unitárias para painel com permissão para existência de quebras estruturais produzem conclusão semelhante aos testes de raízes unitárias de primeira e de segunda gerações para painel, qual seja: a primeira diferença das séries do estoque real da dívida pública dos países objeto do estudo é integrada de ordem zero, que é condição necessária para a sustentabilidade da política fiscal desses países. Já os testes de cointegração para painel informam que as razões dos gastos e das receitas públicas são integradas de ordem um, indicando a existência de relação de longo prazo entre elas, pelo menos ao nível de significância de 10%. Não obstante esses resultados, não foram foco do estudo os débitos implícitos dos governos nem o envelhecimento populacional acompanhado do déficit atuarial dos regimes previdenciários públicos, que constituem fatores de eventual impacto futuro adverso à sustentabilidade das contas públicas.

Ghosh *et al* (2011) desenvolvem um arcabouço para avaliar a sustentabilidade da dívida pública, com base nos conceitos de dívida limite, fadiga fiscal e espaço fiscal. O primeiro conceito é o valor da razão dívida-produto a partir do qual a trajetória da dívida se torna explosiva e o governo não mais consegue se financiar no mercado, sendo obrigado a declarar o *default* de suas obrigações com o serviço da dívida no caso de inexistir resultado primário suficiente para a cobertura dos gastos com juros⁴. O segundo é a situação em que o resultado primário responde mais lentamente ao crescimento da dívida e não se contrapõe adequadamente ao diferencial entre a taxa de juros e a taxa de crescimento econômico. Por seu turno, o terceiro corresponde à diferença entre a dívida limite e a dívida atual. Além disso, o modelo desenvolvido pelos autores pressupõe que o governo segue uma função de reação fiscal em resposta às mudanças na dívida e que os credores do governo levam em conta o prêmio de risco decorrente de eventual *default* da dívida pública.

⁴ Tecnicamente, essa afirmação considera que os títulos têm vencimento infinito, de modo que o principal da dívida nunca é pago.

A aplicação desse arcabouço para 23 economias avançadas no período de 1970 a 2007 mostra que a relação entre o resultado primário e a dívida defasada não é linear como Bohn (1998) propõe, evidenciando o fenômeno da fadiga fiscal. Na verdade, essa relação pode ser aproximada por uma função cúbica. Em baixos níveis de dívida, há falta de relação ou relação negativa entre o resultado primário e a dívida; à medida que a dívida aumenta, passa a haver uma relação positiva, que diminui quando a razão dívida-produto atinge por volta de 90% a 100%. Quanto ao espaço fiscal, os resultados mostram que Grécia, Itália, Japão e Portugal possuem menor margem para enfrentar choques inesperados, como os decorrentes de revisão de dados que provocam aumento da razão dívida-produto; ao contrário, Austrália, Coreia do Sul, Nova Zelândia e os países nórdicos possuem maior margem para tal.

A apresentação dos trabalhos dos autores anteriores tem por objetivo mostrar a evolução da literatura relativa aos testes sobre a sustentabilidade da dívida pública. Como bem afirma Chen (2014), inicialmente os trabalhos usavam exclusivamente os testes de raiz unitária para avaliar a tendência de reversão à média da dívida e do déficit públicos. Depois a metodologia dos testes de cointegração, com ou sem quebra estrutural, tornou-se predominante. Posteriormente, graças ao avanço das técnicas estatísticas para realização de testes de raiz unitária e de cointegração com dados em painel, houve a publicação de diversos trabalhos com essa nova abordagem. Todavia, os trabalhos de todas as citadas metodologias apresentam dois problemas: de um lado, as diferenças metodológicas e amostrais dificultam a obtenção de uma interpretação uniforme sobre a sustentabilidade fiscal; de outro, os testes de raiz unitária e de cointegração convencionais perdem poder quando o déficit público é ajustado de modo assimétrico ou não linear, o que pode acarretar a rejeição errônea da sustentabilidade do déficit público.

Por conseguinte, Chen expõe que têm surgido trabalhos de avaliação da sustentabilidade fiscal por meio da execução de testes em modelos não lineares para as séries das razões déficit-produto e dívida-produto. A hipótese de que a série do déficit nominal é um processo não linear advém de duas razões. A primeira é o ajuste assimétrico do resultado nominal em função de respostas diferentes dos formuladores de política econômica a desvios no déficit ou superávit da tendência de longo prazo do resultado nominal, pois a adoção de medidas de reversão do déficit é mais intensiva se o déficit estiver acima de sua tendência de longo prazo. A segunda é o comportamento assimétrico dos indicadores do ciclo de negócios conforme a evidência empírica, o que sugere a

assimetria da série do déficit, visto que o déficit é afetado pelos ciclos econômicos através dos estabilizadores fiscais e das medidas fiscais discricionárias. Na sequência são expostos a metodologia e os resultados obtidos para dois artigos, que serão replicados quase na íntegra para os dados do Brasil mais adiante.

Davig (2005) estima os modelos de Hamilton e Flavin, Wilcox e Roberds (1991) com dados da dívida dos Estados Unidos para o período de 1960 a 1999. O modelo de Roberds consiste em testar restrições de equações cruzadas impostas pela restrição de valor presente a um modelo de vetores autorregressivos bivariados da dívida e do resultado primário. Roberds, na ocasião, obteve conclusão de que a restrição de endividamento em termos de valor presente foi violada. Os resultados dos três modelos estimados por Davig confirmam que há mudança dos resultados originais obtidos por Hamilton e Flavin e Roberds. Outrossim, Davig propõe um novo teste para verificar a validade da restrição de valor presente, com base na abordagem da mudança de regime de Markov. Dessa maneira, existem dois regimes para a dívida descontada: em um, ela colapsa; em outro, ela se expande. Apesar de a restrição de valor presente ser violada no regime de expansão da dívida descontada, não se verifica prejuízos à sustentabilidade fiscal global. Essa conclusão justifica o fato de que a dívida pública sempre encontra prontamente os compradores necessários para as novas emissões de títulos públicos.

Aldama e Creel (2016) testam, com base em dados anuais de 1965 a 2013, a sustentabilidade da política fiscal francesa por meio da estimação de um modelo fiscal com mudança de regime de Markov, obtendo a evidência de que existem dois regimes fiscais, um sustentável e outro insustentável. No regime sustentável, há a confirmação da tese de Bohn (1998) de que a razão superávit primário-PIB responde positivamente à razão dívida-PIB do período anterior. Também concluem pela validade da Restrição de Jogo Não Ponzi com baixo nível de confiança, o que implica a validade da restrição orçamentária de valor presente mesmo com a existência de períodos de insustentabilidade da política fiscal. Afirmam ainda que a validade da condição de estabilização da razão dívida-PIB no longo prazo depende da taxa de juros real ajustada ao crescimento econômico considerada. A taxa de juros real aparente média implica a validade dessa condição, ao contrário da taxa de juros real de mercado média⁵.

⁵ A definição da taxa de juros real aparente não consta do artigo em questão. Consoante Duménil e Lévy (2005), a taxa de juros real aparente corresponde à razão, subtraída da taxa de inflação, entre as despesas com juros e o estoque da dívida. Já a taxa de juros real de mercado equivale à taxa real representativa da

Por fim, convém comentar brevemente os trabalhos prévios sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira. Mello (2005), com base em dados mensais de janeiro de 1995 a julho de 2004, ao estimar uma função de reação fiscal, obtém, entre outras, as seguintes conclusões: os níveis de governo regional e central, assim como o setor público consolidado, aumentam seus níveis de superávit primário em resposta a aumentos do endividamento líquido; a dinâmica da dívida é sustentável; e o governo central adota a hipótese “gaste e tribute”. Souza *et al* (2007) executam testes de raiz unitária e de cointegração para as séries das receitas e dos gastos nominais, considerando o mesmo período de Mello. Os principais resultados são: as séries anteriores são integradas de ordem um; a série do déficit nominal é estacionária, mas negativa em média; e não há evidência de que as séries componentes do déficit nominal são cointegradas. Em suma, a dívida não é sustentável.

Lima *et al* (2008) analisam a sustentabilidade da dívida por meio de um modelo autorregressivo quantílico, em que ocorre a separação dos períodos de estacionariedade dos de não estacionariedade. Essa metodologia permite a construção de teto para a dívida nas previsões futuras. Por meio de dados da “Dívida Mobiliária Interna Federal fora do Banco Central”, expressos em função do PIB e descontados pelo fator de desconto estocástico, relativos ao período do primeiro trimestre de 1976 até o primeiro trimestre de 2005, os autores concluem que a razão dívida-PIB descontada é um processo estacionário de média zero e, portanto, essa razão é globalmente sustentável. Apesar disso, as previsões para os trimestres restantes de 2005 e o primeiro trimestre de 2006 demonstram que o teto foi sempre ultrapassado.

Mendonça *et al* (2009) estimam, com base em dados mensais, a função de reação fiscal do setor público consolidado brasileiro para o período de 1995 a 2007, por meio de um modelo com mudança de regime de Markov, em que a razão da necessidade de financiamento do setor público (NFSP) primária pelo PIB é a variável dependente e a sua defasagem juntamente com as defasagens da razão dívida líquida-PIB, da taxa anualizada de inflação e da taxa anualizada de crescimento do produto industrial são as variáveis explicativas. Segundo os autores, a provável existência de raiz unitária nas variáveis do modelo não afeta a estimação da função de reação fiscal com variáveis tomadas em nível, pois a introdução de regressores defasados contorna o problema da regressão espúria. Os

intermediação dos títulos públicos de dez anos no mercado financeiro, não sendo necessariamente igual à taxa de emissão desses títulos.

resultados indicam a existência de dois regimes fiscais distintos, com o final do ano de 2000 sendo o período mais provável de transição entre eles.

O primeiro regime é marcado por reação mais intensa do superávit primário às variações na razão dívida líquida-PIB, enquanto o segundo, por uma resposta baixa, quase nula. Com isso, parece que a ideia de Bohn (1998) não é condição necessária para a sustentabilidade da dívida brasileira. De fato, a estipulação de metas elevadas e praticamente fixas para o superávit primário parece garantir a sustentabilidade desejada, que independe do comportamento de curto prazo da dívida líquida. Luporini (2015), através de dados mensais de janeiro de 2001 a agosto de 2013, elabora, mormente, uma função de reação fiscal, demonstrando que, a cada 1 p.p. de aumento na razão dívida líquida-PIB, a razão superávit primário-PIB se eleva em 0,096 p.p. Além do mais, a resposta fiscal tem assumido uma tendência declinante a partir de 2006.

Bicalho e Issler (2011), com base em dados mensais das receitas, das despesas e do endividamento líquido do governo central de fevereiro de 1997 a agosto de 2008, estimam o modelo de Bohn (1991). Concluem que os testes de raiz unitária apresentam resultados conflitantes entre si, mas o teste do vetor de cointegração assegura sustentabilidade para a razão dívida líquida-PIB. Argumentam que a hipótese “gaste e tribute” se mantém para o período analisado, com o aumento nos gastos correntes sendo compensado pela elevação de 37% no valor presente dos impostos futuros e pela redução de 62% no valor presente dos gastos futuros. Esse padrão de comportamento mostra um amadurecimento fiscal, pois Issler e Lima (2000) encontraram, para o período de 1947 a 1992, que a elevação dos gastos correntes provocava redução de apenas 11% no valor presente dos gastos futuros.

Mendonça *et al* (2016), a partir de dados de janeiro de 2002 a dezembro de 2014, expõem que a série do resultado nominal do governo central é estacionária com média negativa e o governo arrecada montante inferior aos gastos extras que executa. Isso mostra que a dívida não pode ser considerada solvente no longo prazo. Também preveem, por meio do modelo fatorial dinâmico, com base nas receitas e despesas de dezembro de 2006 a agosto de 2015, o comportamento das receitas e despesas do governo central por 36 meses, até agosto de 2018, concluindo que o resultado primário pode sofrer grave deterioração neste período, sendo mais um fator de restrição à solvência da dívida pública, tendo em vista a tendência de elevação substancial das despesas e de leve queda da arrecadação no período em comento.

3. MODELOS

3.1. Apresentação dos Modelos com Mudança de Regime de Markov

Os modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov foram introduzidos por Hamilton (1989), com aplicação prática para a modelagem da série da taxa de crescimento real do produto nacional bruto da economia norte-americana no pós-guerra. Segundo Martin *et al* (2012), esses modelos guardam bastante semelhança com os modelos de séries temporais com limiares, em que os valores das variáveis dependentes estão sujeitos a mais de um regime em cada ponto no tempo. As diferenças decorrem do fato de que a mudança de regime é determinística nestes e estocástica naqueles. Assim, a variável de estado nos modelos com mudança de regime de Markov assume valores discretos e finitos e não é observável, ao contrário dos modelos com limiares, em que a variável de estado assume valores intermediários no círculo unitário e é expressa como função das variáveis defasadas observadas.

Franke (2012) informa que o modelo autorregressivo de 1ª ordem com mudança de regime de Markov apresenta uma característica central, qual seja, a observação corrente depende apenas do estado atual e da observação passada. Ademais, enumera quatro outras hipóteses para os modelos com mudança de regime de Markov. A primeira diz que a evolução da cadeia de Markov no tempo não depende das observações, mas dos parâmetros da matriz de transição Π . A segunda, que o processo da variável de estado é estritamente estacionário, irredutível e uma cadeia de Markov aperiódica. A terceira, que os termos de erros são independentes e identicamente distribuídos com média zero, variância unitária e densidade positiva contínua. A quarta, que os termos de erros são independentes da variável de estado e das defasagens da variável dependente.

Franke também argumenta que os modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov apresentam dois problemas: a determinação do número de regimes e a seleção da ordem autorregressiva. Conforme Cappé *et al* (2005), a escolha do número de regimes pode ocorrer por meio de três estimadores relacionados ao teste da razão de verossimilhança generalizada: o primeiro é o de máxima verossimilhança penalizada (PML); o segundo, o de comprimento mínimo de descrição (MDL); e o terceiro, o de Critério de Informação de Schwarz. Franke ainda expõe que Frühwirth-Schnatter (2004) destaca a importância de se escolher o número de regimes e a ordem autorregressiva simultaneamente, o que tende a evitar a escolha de poucos regimes e a seleção de ordem

autorregressiva elevada. Por sua vez, Francq e Zakoian (2001) aplicam o regime de mudança de Markov aos modelos ARMA, demonstrando que a condição de estacionariedade local não é necessária nem suficiente para obter a estacionariedade global.

3.2. Modelo de Davig

Esta subseção apresenta, nos termos propostos por Davig, a estrutura que rege o teste da validade da restrição de valor presente do endividamento em um ambiente com a ocorrência da mudança de regime de Markov. Esse teste baseia-se na seguinte equação: $B_t^* = \gamma(S_t) + \rho B_{t-1}^* + \varepsilon_t$, em que S_t corresponde à variável de estado não observável, a qual segue o formato de uma cadeia de Markov irreduzível com espaço de estado finito $\Theta = \{1, 2, \dots, r\}$ e $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. As probabilidades de transição estacionária associadas à equação anterior são $p_{ij} = \Pr[S_t = j / S_{t-1} = i]$, com $1 \leq i \leq r$ e $1 \leq j \leq r$. No caso norte-americano, por meio de testes de razão de verossimilhança, chega-se ao valor de r igual a 2, indicando que existem apenas dois regimes fiscais de comportamento da dívida, um de expansão da dívida descontada e outro de redução. Com isso, a matriz de transição é:

$$\Pi = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}$$

A estimação do modelo autorregressivo de 1ª ordem com mudança de regime de Markov para a dívida descontada resulta em uma constante γ diversa para cada regime. Para $S_t=1$, se o intercepto $\gamma(1)$ não for significativamente diferente de zero, condicionalmente nesse regime, o valor da dívida descontada tende a zero e, conseqüentemente, a restrição de valor presente é satisfeita. Para $S_t=2$, se o intercepto $\gamma(2)$ for significativamente diferente de zero, o regime fiscal é de expansão da dívida pública descontada. Logo, condicionalmente nesse regime, a restrição de valor presente é violada, isto é, a dívida localmente é insustentável. Todavia, o fato de a média condicional do processo da dívida descontada ser diferente de zero em um regime não impede que o processo de endividamento seja globalmente sustentável, que, por sua vez, requer média incondicional igual a zero para o processo de mudança de regime de Markov. Davig distingue formalmente os conceitos de sustentabilidade global e local por meio das seguintes definições, a seguir literalmente reproduzidas:

Definição 1: Para $B_0 < \infty, S_0 \in \Theta$ e uma sequência $\{S_t\}_{t=0}^{\infty}$ que se desenvolve gradualmente de acordo com a matriz de transição Π , uma política fiscal globalmente sustentável implica que a esperança incondicional da dívida descontada é zero, $E[B_t^*] = 0$.

Definição 2: Para $B_0 < \infty, S_0 = j$ e uma sequência $\{S_t = j\}_{t=0}^{\infty} \forall t$, uma política fiscal localmente sustentável implica que a esperança condicional da dívida descontada é zero, $E[B_t^*/S_t = j] = 0$.

O teste de sustentabilidade global da política fiscal sob mudança de regime de Markov segue o seguinte teorema enunciado por Davig: se a dívida descontada segue o processo $B_t^* = \gamma(S_t) + \rho B_{t-1}^* + \varepsilon_t$ e $\rho < 1$, então $E_t[B_{t+j}^*] \rightarrow 0$ conforme $j \rightarrow \infty$ se $\Lambda(I_2 - \rho\Pi)^{-1}\Gamma = 0$, em que $\Gamma = [\gamma(1) \ \gamma(2)]'$, $\Lambda = [\lambda(1) \ \lambda(2)]$, $\lambda(i) = \Pr[S_t = i]$ para $i \in \{1,2\}$ e I_2 é a matriz identidade 2×2 . Em suma, a verificação da esperança incondicional da dívida descontada ser igual a zero depende do teste de $\Lambda(I_2 - \rho\Pi)^{-1}\Gamma = 0$. Especificamente, os valores de $\lambda(1)$ e $\lambda(2)$ são iguais aos valores ergódicos obtidos de Π :

$$\lambda(i) = \frac{1-p_{jj}}{(1-p_{ii})+(1-p_{jj})}, \text{ para } i = 1,2 \text{ e } j = 1,2.$$

3.3. Modelo de Aldama e Creel

Esta subseção apresenta os testes de sustentabilidade da política fiscal desenvolvidos por Aldama e Creel. Inicialmente, parte-se da seguinte regra de política fiscal sujeita à mudança de regime de Markov: $s_t = \gamma(z_t)b_{t-1} + \mu_t(z_t)$, em que o parâmetro de mudança de regime $\gamma(z_t)$ representa a resposta da razão inicial dívida-produto b_{t-1} sobre a razão resultado primário-produto s_t condicional no regime fiscal z_t . Os regimes fiscais são definidos da seguinte forma: $\gamma(z_t) = \gamma_S > 0$ se $z_t = 1$ (regime fiscal sustentável) ou $\gamma(z_t) = \gamma_{NS} \leq 0$ se $z_t = 0$ (regime fiscal insustentável). No regime sustentável, o resultado primário melhora no período seguinte em resposta ao aumento do endividamento; o contrário acontece no regime insustentável, em que o resultado primário fica estagnado ou mesmo piora. Em síntese, o primeiro teste consiste em verificar o sinal do parâmetro $\gamma(z_t)$.

O termo $\mu_t(z_t)$ na primeira equação corresponde a: $\mu_t(z_t) = \alpha(z_t) + \alpha_y(z_t)\hat{y}_t + \alpha_g(z_t)\hat{g}_t + \sigma(z_t)\varepsilon_t^S$, em que \hat{y}_t é o hiato do produto, \hat{g}_t é o gasto público

temporário, $\alpha(z_t)$ é a constante de mudança de regime de Markov e $\sigma(z_t)$ é o erro-padrão da mudança de regime associado ao termo de erro independente e identicamente distribuído segundo a distribuição normal padrão. Especificamente, o parâmetro $\gamma(z_t)$ de mudança de regime corresponde ao escalar oriundo da multiplicação do vetor linha $\gamma = (\gamma_S \ \gamma_{NS})$, representativo dos parâmetros de regime, pelo vetor coluna $Z_t = (z_t \ 1 - z_t)^T$, associado ao processo de Markov z_t , isto é, o escalar $\gamma(z_t) \equiv \gamma Z_t = (\gamma_S \ \gamma_{NS}) \times (z_t \ 1 - z_t)^T$. Por seu turno, o processo de Markov z_t é associado à matriz de transição P , cujos elementos são $p_{ij} = \mathbb{P}(z_t = i / z_{t-1} = j), \forall (i, j) \in [0,1]$, tal que $Z_t = P Z_{t-1} + v_t$ com $v_t \equiv Z_t - E_{t-1}[Z_t]$.

A hipótese de que o processo de Markov z_t é um processo ergódico sempre é válida, pois $p_{ii} < 1$ e $p_{ii} + p_{jj} > 0, \forall (i, j) \in (0,1)$. Essa hipótese implica que $E_t Z_{t+j} = p^j Z_t$ converge para uma única distribuição ergódica $\pi (j \rightarrow +\infty \Rightarrow p^j Z_t \rightarrow \pi)$, em que $\pi = (\pi_S \ \pi_{NS})^T$ é o vetor coluna das probabilidades ergódicas associadas a cada regime fiscal, de modo que as probabilidades ergódicas são definidas por $\pi_i = (1 - p_{jj}) / [(1 - p_{ii}) + (1 - p_{jj})], \forall (i, j) \in (0,1)$. Com isso, o valor esperado do parâmetro $\gamma(z_t)$ condicional no tempo t converge ao seu valor esperado incondicional (ergódico), isto é, $E_t[\gamma(z_t + j)] = \gamma p^j Z_t \rightarrow \gamma \pi$ quando $j \rightarrow +\infty$. Por outro lado, seguindo Bohn (1995), tem-se que a restrição orçamentária de valor presente (ROVP) é igual a $B_t = \sum_{i=0}^{+\infty} E_t[Q_{t,i} S_{t+i}]$, em que B_t é o estoque da dívida pública formada por títulos públicos, S_{t+i} é o resultado primário e $Q_{t,i}$ é o fator de desconto estocástico, que capta a incerteza e o risco de aversão do consumidor.

O fator de desconto estocástico é obtido a partir da equação padrão de Euler, que decorre do problema de otimização intertemporal da utilidade do consumidor sob uma determinada restrição orçamentária. Em termos matemáticos, esse problema é: $\max \mathbb{E}_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t)$ s. a $C_t + (1 + r_t)^{-1} B_t = B_{t-1} + Y_t - T_t$. Com isso, o fator de desconto estocástico corresponde a $Q_{t,1} \equiv \beta[u'(C_{t+1})/u'(C_t)]$. A ROVP, que indica a impossibilidade de o governo executar um esquema Ponzi contra os seus credores, é equivalente a seguinte condição de transversalidade (CT): $\lim_{T \rightarrow +\infty} E_t[B_{t+T}/(1 + r_{t,T+1})] = \lim_{T \rightarrow +\infty} E_t[Q_{t,T+1} B_{t+T}] = 0$. Essas condições devem ser mantidas com igualdade, visto que o consumidor representativo da economia não pode montar um esquema Ponzi contra o governo.

A restrição orçamentária do governo em um único período é equivalente à seguinte equação: $(1 + r_t)^{-1}B_t = (G_t - T_t) + B_{t-1}$, em que G_t é o gasto público e T_t é a arrecadação de impostos *lump-sum*. Sob crescimento balanceado, todas as variáveis em nível da equação anterior crescem à taxa de crescimento real do produto y_t , portanto tem-se que a restrição orçamentária em termos de razões do produto é: $b_t = [(1 + r_t)/(1 + y_t)] * b_{t-1} - (1 + r_t)s_t$, em que b_t é a razão dívida-produto do final de período, s_t é a razão resultado primário-produto e r_t é a taxa de juros real. Por meio da regra de política fiscal sujeita à mudança de regime de Markov, da iteração da última equação e da expressão do fator de desconto estocástico ajustado aos j períodos de crescimento ($\tilde{Q}_{t,j} \equiv Q_{t,j} \prod_{i=0}^{j-1} (1 + y_{t+i})$), obtém-se que a CT em termos da razão dívida-produto é igual a: $\lim_{T \rightarrow +\infty} \mathbb{E}_t[\tilde{Q}_{t,T+1} b_{t+T}] = 0$.

Sob as condições de que a economia é dinamicamente eficiente e que as inovações μ_t são limitadas⁶, a condição necessária e suficiente para a validade da CT em termos da razão dívida-produto é $\gamma\pi > 0$, em que $\gamma\pi \equiv \gamma_S\pi_S + \gamma_{NS}\pi_{NS}$ é a esperança incondicional de $\gamma(z_t)$. Considerando que a CT em questão ($\mathbb{E}_t[\tilde{Q}_{t,T+1} b_T]$) é aproximada por $(1 - (1 + y)\gamma\pi)^T b_t$ quando $T \rightarrow +\infty$, $\gamma\pi > 0$ implica a redução de $\mathbb{E}_t[\tilde{Q}_{t,T+1} b_{t+T}]$ pelo fator $(1 - (1 + y)\gamma\pi)^T$ relativo ao esquema Ponzi, isto é, a taxa de crescimento médio da razão dívida-produto é reduzida pelo fator $(1 - (1 + y)\gamma\pi) > 0$. A condição $\gamma\pi > 0$ assegura que a política fiscal com mudança de regime de Markov obrigatoriamente tem de satisfazer em média a condição de Jogo Não Ponzi (JNP) implicada pela CT, de modo que os regimes sustentáveis têm de ser frequentes o suficiente para compensar os regimes insustentáveis no longo prazo.

Considerando a definição de probabilidades ergódicas e caracterizando a duração esperada de cada regime fiscal por $d_i = 1/(1 - p_{ii})$, a condição necessária e suficiente para a validade da condição JNP em média torna-se $\gamma_S > |\gamma_{NS}| * (d_{NS}/d_S)$. Essa condição é o segundo teste e a sua validade implica, ainda que a política fiscal seja periodicamente insustentável, a satisfação da ROVP. Outro requerimento a ser exigido da política fiscal é a estacionariedade da razão dívida-produto. Com a adoção da hipótese de que há um limite superior para a razão resultado primário-produto tal que $s_t \leq s^{max}$, tem-se que existe um limite máximo para a razão dívida-produto igual a $b^{max} =$

⁶ Condições assumidas por Bohn (1998) para a obtenção de uma condição suficiente para a política fiscal satisfazer a ROVP.

$s^{max} \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{E}_t[Q_{t,i}]$. Por outro lado, caso $b_t > b^{max}$, o governo executa um esquema Ponzi contra os seus credores.

Como o segundo teste não exclui a possibilidade de haver uma trajetória explosiva para a razão dívida-produto, a condição necessária e suficiente para a sustentabilidade fiscal seria a regra de estabilização da dívida ao redor de um nível de equilíbrio determinístico abaixo do limite superior. Tendo em vista que a regra fiscal com mudança de regime de Markov implica que a razão dívida-produto segue o processo autorregressivo de mudança de regime markoviano definido por $b_t = \phi(z_t)b_{t-1} + u_t(z_t)$, em que $\phi(z_t) = [(1 + r_t)/(1 + y_t)] * (1 - (1 + y_t)\gamma(z_t))$ e $u_t(z_t) = -(1 + r_t)\mu_t(z_t)$, a condição necessária e suficiente para a estacionariedade estrita do processo demanda $\gamma\pi > r - y$. Logo, a estacionariedade da razão dívida pública-produto no longo prazo ocorre se $\gamma_S > |\gamma_{NS}| * (d_{NS}/d_S) + (r - y) * [(d_S + d_{NS})/d_S]$. Essa última condição é o terceiro teste.

Consequentemente, a obediência às duas condições anteriores implica que a razão dívida pública-produto converge para o valor de sua média incondicional igual a: $\mathbb{E}[b_t] = [-(1 + r)\mathbb{E}(\alpha(z_t))]/[(1 + r)\gamma\pi - (r - y)/(1 + y)]$, em que $\mathbb{E}(\alpha(z_t)) < 0$ é o valor ergódico de $\alpha(z_t)$. Sob a condição de que $r - y > 0$ em uma economia dinamicamente eficiente, a condição de estabilização da dívida é mais estrita que a condição JNP. A reação necessária do superávit primário à dívida inicial nos regimes sustentáveis deve ser grande o suficiente para compensar os déficits primários nos regimes de insustentabilidade, considerando a razão entre as durações estimadas dos regimes fiscais, a taxa de juros real ajustada ao crescimento econômico e a fração inversa do tempo de permanência nos regimes sustentáveis.

Caso $r < y$, a condição representativa do terceiro teste poderia implicar que o governo está violando a condição do segundo teste, pois poder-se-ia ter que $\gamma_S < |\gamma_{NS}| * (d_{NS}/d_S)$. Nesse caso, a estacionariedade da razão dívida-produto nem sempre elimina a possibilidade de execução de esquema Ponzi pelos credores contra o governo e vice-versa, justificando a verificação conjunta das duas condições. Além disso, a hipótese de que existem diferentes regimes fiscais talvez acarrete que a razão dívida pública-produto pode seguir uma trajetória explosiva periodicamente, sem que isso necessariamente impossibilite a sua estacionariedade global. Essa situação acontece quando, por exemplo, $r - y > 0$, $\gamma_{NS} = 0$ e a razão dívida-produto é limitada. Nesse caso, a condição do

terceiro teste impõe que $\gamma_S > (r - y) * [(d_S + d_{NS})/d_S]$, de sorte que, para qualquer $\gamma_{NS} < 0$, a condição sobre γ_S se torna mais forte.

4. BASE DE DADOS

Existem duas séries disponíveis no sítio eletrônico do Banco Central sobre a evolução mensal da dívida bruta do governo geral. A primeira série, baseada na metodologia utilizada até 2007, é mais extensa, com início em janeiro de 1998; a segunda, baseada na metodologia usada a partir de 2008, tem menos observações, partindo de dezembro de 2006 em diante. É possível, todavia, retroceder a série da dívida bruta do governo geral na metodologia atual para dezembro de 2001, a partir da seguinte equação: $DBGG_t^{m2008} = DBGG_t^{m2007} + OPCO_t + DMBC_t - DMCB_t$, em que $DBGG_t^{m2008}$ é a dívida bruta do governo geral na nova metodologia, $DBGG_t^{m2007}$ é a dívida bruta do governo geral na antiga metodologia, $OPCO_t$ é o saldo líquido das operações compromissadas do Banco Central inclusive as efetuadas no extramercado, $DMBC_t$ é a dívida mobiliária emitida pelo Banco Central em mercado⁷ e $DMCB_t$ é a dívida mobiliária emitida pelo Tesouro Nacional na carteira do Banco Central.

Entre dezembro de 2001 e dezembro de 2016, a dívida bruta do governo geral na antiga metodologia sempre foi superior à dívida apurada na nova. Esta metodologia implica computar no endividamento público apenas os títulos emitidos pelo governo geral que estão em circulação no mercado, isto é, os vendidos diretamente pelo Tesouro Nacional e os vendidos pelo Banco Central com compromisso de recompra em termos líquidos. Os títulos vendidos com compromisso de recompra e os comprados com compromisso de revenda constituem as operações compromissadas, que são um instrumento de política monetária de controle da liquidez. Logo, os títulos emitidos pelo Tesouro que permanecem na carteira da Autoridade Monetária não aumentam a dívida bruta do governo geral na nova metodologia. Da mesma forma, os juros relativos a esses títulos não elevam a despesa de juros, pois trata-se de uma operação intragoverno.

A partir da série da dívida bruta do governo geral na nova metodologia, é possível obter a série da dívida bruta do governo central por meio da seguinte equação: $DBGC_t = DBGG_t^{m2008} - DEXT_t - DIEM_t$, em que $DBGC_t$ é a dívida bruta do governo central, $DEXT_t$ é a dívida externa bruta dos governos federal, estaduais e municipais e $DIEM_t$ é

⁷ A partir de 4 de maio de 2002, tornou-se proibida a emissão de títulos da dívida pública pelo Banco Central, nos termos do art. 34 da Lei Complementar nº 101, de 2000.

a composição da dívida bancária interna dos governos estaduais e municipais com outras dívidas desses mesmos entes, exceto as refinanciadas junto à União. Em termos equivalentes, a dívida bruta do governo central corresponde à soma da dívida pública mobiliária federal interna em poder do público com o saldo líquido das operações compromissadas, com a dívida bancária do governo federal e com a dívida assumida pela União ao amparo da Lei nº 8.727, de 1993, isto é, a dívida bruta do governo central abrange a dívida bruta interna do governo federal mais o saldo líquido das operações compromissadas realizadas pelo Banco Central.

Na prática, o conceito de dívida bruta do governo central deveria⁸ abranger a totalidade das dívidas dos governos federal e do Banco Central junto ao setor privado, ao setor público financeiro e ao resto do mundo. Contudo, o conceito de dívida bruta do governo central utilizado neste trabalho é mais restrito, pois busca basicamente dar importância à dívida pública mobiliária federal interna em poder do mercado e às operações compromissadas, que são os componentes do endividamento público interno responsáveis por despesas substanciais com juros nominais. Desse modo, os passivos internos do Banco Central relativos ao papel-moeda em poder do público e aos depósitos (soma dos recolhimentos compulsórios com outros depósitos) não são considerados como dívida bruta do governo central. Isso se justifica também pelo fato de que esses passivos são de natureza eminentemente monetária.

O papel-moeda em poder do público não gera despesas com juros. Já os recolhimentos compulsórios sobre recursos a prazo e sobre depósitos de poupança, bem como a exigibilidade adicional sobre depósitos, por serem remunerados, geram despesas de juros ao Banco Central. No entanto, a utilização dos recolhimentos compulsórios como instrumento de financiamento público é limitada pelo fato de que a eventual retirada de recursos das instituições financeiras provoca a redução proporcional do montante mantido como recolhimento compulsório. Deve-se notar que a principal função desse instrumento de política monetária é controlar o multiplicador monetário, influenciando o total de crédito que os bancos podem emprestar e, por conseguinte, colaborando para a estabilidade do Sistema Financeiro Nacional.

⁸ A opção pelo termo escrito “deveria” se justifica, pois o endividamento bruto divulgado pelos órgãos oficiais de governo é a dívida bruta do governo geral, não existindo a divulgação da dívida bruta do governo central em sua forma ampliada.

Convém esclarecer também que a série da razão DBGC-PIB é descontada pelo fator de desconto estocástico nos termos quase iguais aos descritos por Lima *et al.* Com isso, a série da DBGC é descontada pelo fator de acumulação da taxa de juros real, calculado pelo fator de acumulação da taxa de juros Selic dividido pelo fator de acumulação da taxa de inflação medida pela variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo. Como nem todos os títulos da dívida pública mobiliária federal interna geram despesas de juros vinculados à taxa Selic, o mais adequado seria usar a ponderação da taxa Selic com as taxas médias de cada um dos outros tipos de títulos ao invés de unicamente a taxa Selic, mas essas taxas médias somente estão disponíveis a partir de janeiro de 2005. Por seu turno, a série do PIB nominal é descontada pelo fator de acumulação da taxa de crescimento real do PIB sem ajuste sazonal.

A Tabela 1 a seguir evidencia as séries trimestrais de dezembro de 2001 a dezembro de 2016 utilizadas para as replicações dos modelos de Davig e de Aldama e Creel. Nesse último modelo, a obtenção das séries do hiato do produto e do gasto público temporário real é feita pelo filtro Hodrick-Prescott (HP). Embora o filtro HP seja de fácil aplicação prática, ele gera crescimento negativo para o PIB potencial devido ao fato de a taxa de crescimento real do PIB no acumulado dos últimos quatro trimestres em comparação ao mesmo período do ano anterior ser negativa desde o primeiro trimestre de 2015, isto é, para o final do período amostral, o comportamento da série do PIB potencial reflete o comportamento da série do PIB real. Esse resultado contradiz o senso comum de que o PIB potencial é positivo ao longo do tempo, exceto em casos de guerra, crise epidemiológica ou desastre natural de grandes proporções, nos quais há destruição de capital ou perda de força de trabalho.

Outra crítica ao filtro HP está relacionada à não consideração dos fatores de produção e da produtividade na obtenção da série do PIB potencial. De modo complementar, é utilizada a série, obtida de Souza-Júnior (2017), do hiato do produto estimado pela metodologia da função de produção. Segundo Cotis *et al* (2005), ao contrário do filtro HP, a metodologia da função de produção assegura confiabilidade no ponto final de amostra, por ser uma estimação para trás. Não obstante isso, essa metodologia falha em avaliar a incerteza associada à estimação do produto potencial e as suas estimativas dependem da especificação adequada da função de produção e da apuração do estoque de capital físico da economia. Souza-Júnior apura o produto potencial a partir da estimação da produtividade total dos fatores, com base na

representação da economia por meio de uma função Cobb-Douglas com retornos constantes de escala.

Tabela 1: Séries Temporais

| Série | Código (Tabela) |
|--|---|
| Créditos externos do governo federal (R\$ milhões) | Série histórica da dívida líquida e bruta do governo geral – metodologia vigente até 2007 |
| Resultado primário do governo central – despesa total (R\$ milhões) | 7547 |
| Dívida bancária dos governos estaduais (R\$ milhões) | Série histórica da dívida líquida e bruta do governo geral – metodologia vigente até 2007 |
| Dívida bancária dos governos municipais (R\$ milhões) | Série histórica da dívida líquida e bruta do governo geral – metodologia vigente até 2007 |
| Dívida bruta do governo geral (saldos) – metodologia utilizada até 2007 (R\$ milhões) | 4502 |
| Dívida bruta do governo geral (saldos) – metodologia utilizada a partir de 2008 (R\$ milhões) | 13761 |
| Dívida líquida do setor público (saldos) – externa – governo federal (R\$ milhões) | 2074 |
| Dívida líquida do setor público (saldos) – externa – governos estaduais (R\$ milhões) | 2077 |
| Dívida líquida do setor público (saldos) – externa – governo municipais (R\$ milhões) | 2078 |
| Dívida mobiliária (saldos) – títulos do Tesouro Nacional – posição em carteira – carteira do Banco Central (R\$ milhões) | 4152 |
| Dívida mobiliária (saldos) – títulos do Banco Central – posição em carteira – total em mercado – (R\$ milhões) | 4166 |
| Dívida mobiliária dos governos estaduais (R\$ milhões) | Série histórica da dívida líquida e bruta do governo geral – metodologia vigente até 2007 |
| Dívida mobiliária dos governos municipais (R\$ milhões) | Série histórica da dívida líquida e bruta do governo geral – metodologia vigente até 2007 |

| | |
|--|---|
| Hiato do produto estimado por meio da metodologia da função de produção | Indicador IPEA de Produto Potencial ¹ |
| Índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) ($\Delta\%$ mensal) | 433 |
| NFSP sem desvalorização cambial – fluxo acumulado em 12 meses – resultado primário – total – governo federal e Banco Central (R\$ milhões) | 5068 |
| Operações compromissadas (R\$ milhões) | Série histórica da composição da DLSP |
| Outras dívidas estaduais (R\$ milhões) | Série histórica da dívida líquida e bruta do governo geral – metodologia vigente até 2007 |
| PIB acumulado dos últimos 12 meses – valores correntes (R\$ milhões) | 4382 |
| Taxa acumulada de crescimento real do PIB ao longo do ano (em relação ao mesmo período do ano anterior) (%) | Sistema de Contas Nacionais Trimestrais ² |
| Taxa acumulada de crescimento real do PIB em quatro trimestres (em relação ao mesmo período do ano anterior) (%) | Sistema de Contas Nacionais Trimestrais ² |
| Taxa de juros Selic acumulada (% ao mês) | 4390 |

Fonte: Banco Central, exceto ¹ IPEA e ² IBGE.

5. RESULTADOS

5.1. Modelo de Davig

Tendo em vista que a série da DBGC descontada não é estacionária em nível mesmo a 10% segundo os testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), a verificação da sustentabilidade local da restrição orçamentária do governo central ocorre por meio da utilização da razão DBGC-PIB, devidamente descontada, visto que essa razão, além de ser estacionária ao nível de significância de 5%, pode ser representada por um processo AR(1), com o componente autorregressivo menor que a unidade. O Apêndice B apresenta os resultados dos testes de raiz unitária ADF e PP para as séries comentadas.

Segundo Laurini e Portugal (2003), o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação de Schwarz (BIC) nunca subestimam o número mínimo de regimes, sendo que a escolha do número de regimes deve recair sobre a quantidade de regimes que possui o menor valor para o AIC e o BIC. Já o teste da razão de verossimilhança, calculado a partir da estatística $LR = 2 * (\log\text{-verossimilhança}(n) - \log\text{-verossimilhança}(n-1))$, testa a hipótese nula de que o número de regimes fiscais é igual a $n-1$ contra a hipótese alternativa de que é igual a n . A Tabela 2 abaixo demonstra que a hipótese de existência de três regimes é rejeitada em prol da hipótese de dois regimes com base no AIC e BIC, e o contrário acontece com base no teste da razão de verossimilhança. Como Cappé *et al* não se opõem ao uso do BIC, o número de regimes fiscais para o Brasil será igual a dois, tal qual a escolha realizada por Davig para a economia norte-americana.

Tabela 2: Determinação do Número de Regimes Fiscais

| | 3 Regimes | 2 Regimes |
|-----------------------------------|---------------------|-----------|
| AIC | 3,7259 | 3,6505 |
| BIC | 4,1757 | 3,8927 |
| Log-Verossimilhança | -100,6386 | -104,3404 |
| Teste da Razão de Verossimilhança | Estatística: 7,4036 | |
| | p-valor: 0,0065 | |

A estimação do modelo autorregressivo de 1ª ordem com mudança de regime de Markov produz os parâmetros mencionados na Tabela 3 seguinte. Nota-se que, mesmo a 1% de nível de significância, os interceptos $\gamma(1)$ e $\gamma(2)$ são significativamente diferentes de zero. Isso significa que, condicionalmente em cada regime fiscal, a restrição de valor presente do governo não é obedecida. Isto é, tanto no regime de redução da razão dívida-produto descontada, caracterizado pelo intercepto $\gamma(1)$, quanto no regime de aumento dessa razão, caracterizado pelo intercepto $\gamma(2)$, a razão DBGC-PIB descontada é localmente insustentável. De algum modo, esse resultado é surpreendente, pois esperaria-se que a queda da razão DBGC-PIB descontada implicaria a sustentabilidade local do processo de endividamento no regime 1. Uma possível explicação para tal fato é a manutenção da razão DBGC-PIB, sem desconto, em patamares sempre superiores a 45% no período amostral, exceto em dezembro de 2004, quando atingiu o piso de 44,4%. Entre março de 2003 e dezembro de 2013, a razão DBGC-PIB oscilou ao redor de 49,6%.

Tabela 3: Parâmetros Estimados

| $\gamma(1)$ | $\gamma(2)$ | ρ | $\ln L$ |
|------------------|------------------|-----------------|-----------|
| 44,9160 (1,6315) | 47,2588 (1,1066) | 1,0000 (0,0164) | -104,3404 |

Nota: Valores entre parênteses representam os erros-padrão.

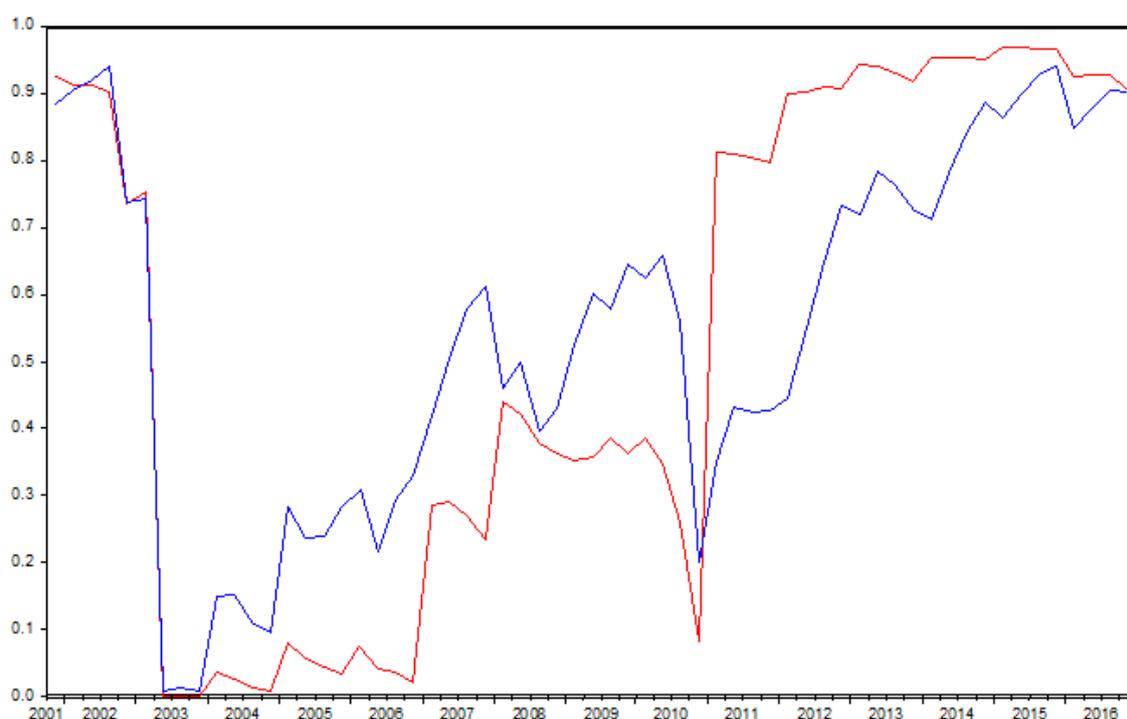
A Tabela 4 abaixo apresenta as probabilidades constantes da matriz de transição Π e a duração esperada de cada regime fiscal. Observa-se que a mudança do regime 1 para o regime 2, e vice-versa, ocorre com probabilidade muito baixa, sendo, portanto, muito elevada a probabilidade de permanência no mesmo regime fiscal. Já a probabilidade de ingresso no regime 2 (aumento da razão DBG-C-PIB descontada) dada a permanência no regime 1 no trimestre anterior é ligeiramente superior à probabilidade de ingresso no regime 1 dada a permanência no regime 2 no período anterior. Essas considerações se traduzem na duração esperada de quase 43 meses (ou 3,6 anos) para o regime 1 e de pouco mais de 68 meses (ou 5,7 anos) para o regime 2.

Tabela 4: Matriz de Transição e Duração Esperada dos Regimes

| $p_{ij} = \Pr[S_t = j/S_{t-1} = i]$ | $j = 1$ | $j = 2$ |
|--|-------------------|-------------------|
| $i = 1$ | 0,9302 | 0,0698 |
| $i = 2$ | 0,0438 | 0,9562 |
| Duração esperada do regime em trimestres | Regime 1 14,32 | Regime 2 22,81 |

As probabilidades filtradas e suavizadas de a razão DBG-C-PIB descontada estar no regime 2 constam do Gráfico 1 a seguir. As probabilidades filtradas (linha azul) na unidade de tempo t baseiam-se nas informações passadas e presentes até t ao passo que as probabilidades suavizadas (linha vermelha) são calculadas com base nas informações de toda a amostra. A maior probabilidade de enquadramento da razão DBG-C-PIB descontada no regime 2 encontra-se basicamente nos períodos de dezembro de 2001 a março de 2003 e de dezembro de 2014 a dezembro de 2016. O primeiro período concentra os efeitos do risco de que houvesse abandono do tripé macroeconômico a partir de 2003 durante o provável mandato do então candidato à Presidência da República Lula. O segundo período reflete o aumento acelerado do endividamento bruto em um contexto de crescimento real negativo do PIB entre 2015 e 2016.

Gráfico 1: Probabilidades Filtradas e Suavizadas da Dívida no Regime 2



A verificação da sustentabilidade global da razão DBGC-PIB descontada pode ser dispensada por dois motivos. Em primeiro lugar, essa razão descontada é aceita como localmente insustentável nos dois regimes fiscais admitidos. Em segundo lugar, a avaliação da sustentabilidade global do endividamento com base no teste da razão de verossimilhança, na forma executada por Davig, não parece adequada, pois esse teste serve para indicar o número de regimes. A propósito, Aldama e Creel alegam que o arcabouço teórico de Davig, no qual há possibilidade de expansão periódica da dívida descontada, não permite testar se a política fiscal satisfaz globalmente a restrição orçamentária intertemporal ou o critério de estabilização da dívida no longo prazo, a partir da matriz das probabilidades de transição e da duração esperada dos regimes.

5.2. Modelo de Aldama e Creel

Aldama e Creel propõem a execução de testes de sustentabilidade da política fiscal com fundamento em Bohn (1998), a partir do seguinte modelo de mudança de regime de Markov: $s_t = \gamma(z_t)b_{t-1} + \alpha(z_t) + \alpha_y(z_t)\hat{y}_t + \alpha_g(z_t)\hat{g}_t + u_t$, em que s_t é a razão resultado primário-PIB, b_{t-1} é a razão dívida pública-PIB do final do período t-1, \hat{y}_t é o hiato do produto, \hat{g}_t é o gasto público temporário real e z_t é o regime fiscal. O primeiro teste busca verificar o sinal de $\gamma(z_t)$, que representa a resposta da razão resultado primário-PIB ao tamanho da razão dívida-PIB do período passado. Caso a estimativa

desse parâmetro seja positiva, o regime de política fiscal é sustentável, estando obedecida a condição de sustentabilidade de Bohn; caso contrário, é insustentável. Também é possível a estimativa de longo prazo de todos os parâmetros do modelo anterior, acompanhada da devida estatística de teste, com base nas probabilidades ergódicas π_1 e π_2 . Com isso, a estimativa de longo prazo de cada parâmetro corresponde a $\alpha = \alpha_1\pi_1 + \alpha_2\pi_2$ e o respectivo desvio-padrão é calculado por $\sigma_\alpha = \sqrt{\pi_1\sigma_{\alpha_1}^2 + \pi_2\sigma_{\alpha_2}^2 + 2\pi_1\pi_2cov(\alpha_1, \alpha_2)}$.

A Tabela 5 a seguir apresenta os resultados da aplicação do modelo de Aldama e Creel aos dados trimestrais do Brasil, considerando a série do hiato do produto obtida tanto por meio do filtro HP como por meio da função de produção. Independentemente da série do hiato do produto utilizada, nota-se que a resposta da razão resultado primário do governo central (RPGC)-PIB ao tamanho da razão DBGC-PIB do trimestre anterior é negativa em ambos os regimes. O regime 1 equivale ao período de resposta negativa menos acentuada e o regime 2, ao período de resposta negativa mais acentuada. Condicionalmente a cada regime fiscal, ao nível de significância de 1%, a política fiscal brasileira tem sido localmente insustentável. De igual modo, a resposta de longo prazo da razão RPGC-PIB à razão DBGC-PIB passada é negativa e significativa mesmo a 1%. Esses resultados equivalem ao primeiro teste de Aldama e Creel.

Tabela 5: Parâmetros Estimados

| Hiato do Produto Estimado pelo Filtro HP | | | |
|---|-------------------|--------------------|---------------------------|
| | Regime 1 | Regime 2 | Estimativa de Longo Prazo |
| Dívida Inicial | -0,0754 (-4,3634) | -0,3137 (-13,8307) | -0,1638 (-8,4338) |
| Constante | 0,0586 (6,8489) | 0,1641 (13,3769) | 0,0977 (9,6987) |
| Hiato do Produto | 0,1923 (7,0798) | 0,0816 (0,9003) | 0,1512 (2,5515) |
| Gasto Temporário | -0,3993 (-2,8609) | -3,8574 (-6,1312) | -1,6820 (-4,2129) |
| Hiato do Produto Estimado pela Função de Produção | | | |
| | Regime 1 | Regime 2 | Estimativa de Longo Prazo |
| Dívida Inicial | -0,1183 (-5,3951) | -0,3155 (-11,1578) | -0,2010 (-8,1236) |
| Constante | 0,0815 (7,4683) | 0,1665 (11,4193) | 0,1172 (9,3260) |
| Hiato do Produto | 0,1605 (3,6034) | 0,0472 (1,0344) | 0,1130 (2,4991) |
| Gasto Temporário | -0,3595 (-2,4691) | -4,8476 (-9,9020) | -2,2421 (-6,6568) |

Nota: Valores entre parênteses representam as estatísticas de teste da distribuição normal padrão, sob a condição de normalidade assintótica.

Convém observar que, em geral, as estimativas dos parâmetros dos regimes 1 e 2 são significantes a 1%. No entanto, a estimativa do parâmetro da despesa temporária real em função do PIB no regime 1 do modelo com hiato do produto estimado pela função de

produção é significativa apenas a 5%, enquanto a estimativa do parâmetro do hiato do produto no regime 2 não é significativa nem a 10%, seja no modelo com hiato do produto estimado pelo filtro HP, seja no estimado pelo método da função de produção. Por sua vez, os sinais das estimativas dos parâmetros do hiato do produto e do gasto temporário real em função do PIB são, respectivamente, positivos e negativos. Esses sinais estão de acordo com a teoria econômica. Quanto mais positivo for o hiato do produto, espera-se que o governo obtenha maior arrecadação em função de medidas anti-inflacionárias e, portanto, consiga maior superávit primário. Quanto maior for o montante de gastos temporários, naturalmente menor será o superávit esperado.

A Tabela 6 a seguir apresenta a matriz de transição e a duração esperada dos regimes fiscais para o modelo com o hiato do produto estimado pelo filtro HP, que é o padrão proposto por Aldama e Creel. A probabilidade de permanência em um dado regime fiscal é muito elevada, o que se traduz em duração esperada de, aproximadamente, 207 meses (ou 17,2 anos) para o regime 1 e 122 meses (ou 10,2 anos) para o regime 2. Inclusive, a grande duração do regime de resposta mais negativa da razão RPGC-PIB à razão DBGC-PIB do trimestre anterior é um indicativo do tamanho e da duração da recuperação fiscal futura necessária para reequilibrar as contas públicas do governo central.

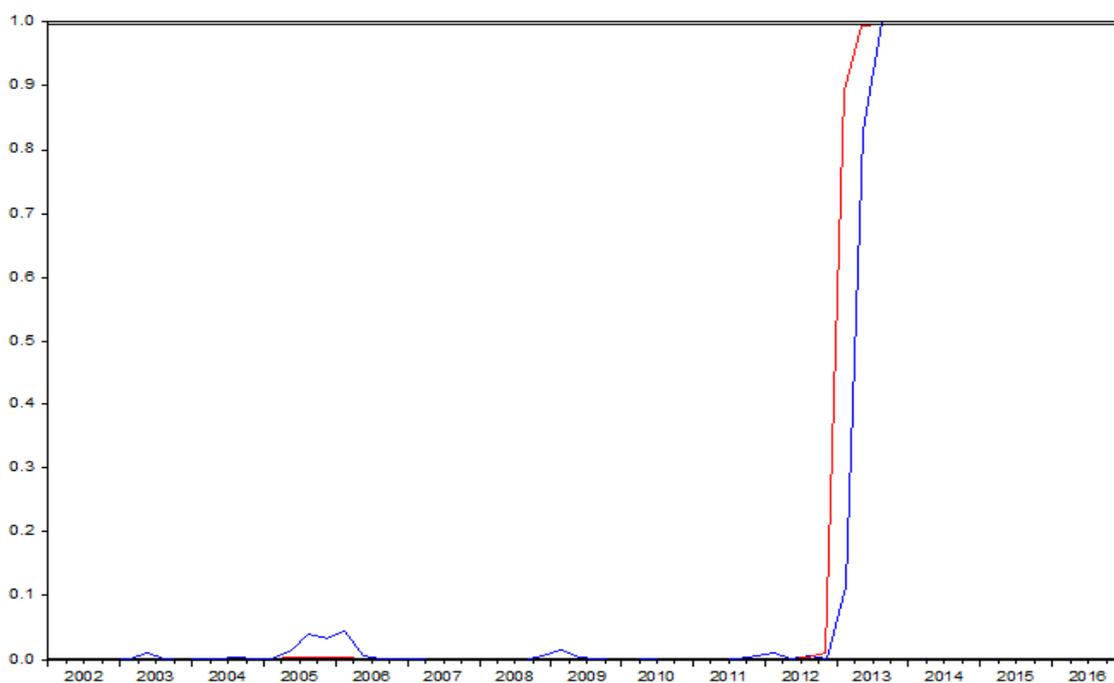
Tabela 6: Matriz de Transição e Duração Esperada dos Regimes

| Probabilidades de Transição | $P(z_t=j/z_{t-1}=i)$ | |
|--|----------------------|---------|
| | $j = 1$ | $j = 2$ |
| $i = 1$ | 0,9855 | 0,0145 |
| $i = 2$ | 0,0246 | 0,9754 |
| Regimes | 1 | 2 |
| Probabilidade Ergódica (π_i) | 0,6291 | 0,3709 |
| Duração Esperada em trimestres (d_i) | 68,91 | 40,63 |

O Gráfico 2 abaixo ilustra as probabilidades filtradas (linha azul) e suavizadas (linha vermelha) da política fiscal do governo central no regime de resposta mais negativa da razão resultado primário-PIB à razão dívida bruta-PIB do período anterior. A partir de março de 2013, a probabilidade de enquadramento da resposta da razão RPGC-PIB à razão DBGC-PIB do final do período anterior no regime 2 cresce abruptamente, indicando que, de setembro de 2013 em diante, não houve mais mudança de regime fiscal,

que se manteve no regime 2. Esse resultado não é estranho, pois, desde junho de 2011, o resultado primário acumulado dos últimos quatro trimestres indica tendência de queda sistemática, ao passo que a razão DBGC-PIB cresceu expressivos 16,5 p.p. nos últimos três anos, saltando de 47,5% no final de 2013 para 64% no final de 2016. Maior endividamento e resultado primário cada vez menor (e, a partir do quarto trimestre de 2014, negativo no acumulado dos últimos doze meses) indicam que a resposta do resultado primário à dívida tornou-se ainda mais negativa.

Gráfico 2: Probabilidades Filtradas e Suavizadas da Política Fiscal no Regime 2



Os outros dois testes de Aldama e Creel (verificação da validade da condição de Jogo Não Ponzi e da condição de estabilização de longo prazo da razão dívida-PIB) falham para o caso brasileiro, pois a resposta da razão RPGC-PIB à razão DBGC-PIB do período anterior é sempre negativa, independentemente do regime fiscal. Como medida de robustez ao método da mudança de regime de Markov, realiza-se a estimação dos parâmetros do modelo de Aldama e Creel pelo método dos mínimos quadrados ordinários, robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação serial, cujos resultados são expressos na Tabela 7 seguinte, conforme as duas metodologias de cálculo do hiato do produto.

Nota-se que a resposta da razão resultado primário-PIB à razão dívida bruta-PIB do período anterior é negativa, indicando que, entre os anos de 2002 e 2016, a política fiscal do governo central seguiu uma trajetória não sustentável. Em outros termos, a ideia

de Bohn (1998) de que há uma resposta positiva do resultado primário presente ao endividamento passado não é aceita. A restrição do período amostral até março de 2012 (último pico da razão resultado primário-PIB) tampouco altera esse resultado. Também os sinais das estimativas dos parâmetros do hiato do produto e do gasto público temporário real em função do PIB continuam de acordo com a teoria econômica, no entanto, essas estimativas deixam de ser significantes mesmo a 10%.

Tabela 7: Parâmetros Estimados

| | Hiato do Produto Estimado pelo Filtro HP | Hiato do Produto Estimado pela Função de Produção |
|-------------------------|--|---|
| Constante | 0,1565 (6,3748)*** | 0,1453 (8,1798)*** |
| Dívida Inicial | -0,2807 (-5,5225)*** | -0,2565 (-6,7779)*** |
| Hiato do Produto | 0,0875 (0,7541) | 0,1500 (1,6131) |
| Gasto Temporário | -0,0985 (-0,2764) | -0,2926 (-0,8246) |
| R ² ajustado | 0,6438 | 0,6770 |

Notas: Variável dependente é a razão resultado primário-PIB. *** indica significância estatística a 1%. Valores entre parênteses representam as estatísticas de teste da distribuição t de Student.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo da primeira seção, houve a breve apresentação dos processos mais agudos de endividamento ocorridos desde o final dos anos 70 do século passado e a discussão sobre a importância do acompanhamento da dinâmica da dívida pública. Na última seção, os testes de sustentabilidade baseados em modelos com mudança de regime de Markov, desenvolvidos por Davig e por Aldama e Creel, foram replicados para o Brasil, a partir de dados trimestrais de dezembro de 2001 a dezembro de 2016. No primeiro caso, chegou-se ao resultado de que os regimes fiscais de aumento e de redução da razão DBG-C-PIB descontada são localmente insustentáveis. No segundo caso, obteve-se que a razão resultado primário-PIB responde negativamente ao aumento da razão DBG-C-PIB do período anterior nos dois regimes fiscais possíveis. Com efeito, os resultados de ambos os testes se complementam, indicando a insustentabilidade da política fiscal no período analisado, sobretudo nos últimos anos.

Contudo, a evidência encontrada precisa ser ponderada por diversos fatores. Em primeiro lugar, os dados relativos às finanças públicas e ao PIB apurados segundo uma metodologia homogênea para o Brasil são bastante recentes, de modo que não foi possível

o uso de dados anuais, ao contrário dos trabalhos de Davig e de Aldama e Creel, pois há apenas dezesseis observações anuais. Particularmente, o início da série histórica do endividamento bruto do governo geral na nova metodologia pode ser retroagido para dezembro de 2001. O uso de dados trimestrais ao invés de anuais para a avaliação do comportamento da política fiscal não é o mais adequado por duas razões: as decisões fiscais relevantes são tomadas levando-se em conta o exercício financeiro integral, a despeito de ajustes no decorrer de sua vigência, e os dados trimestrais podem adicionar ruídos aos comportamentos das variáveis de interesse.

Em segundo lugar, o desconto da DBGC pela taxa de juros real indica que, quanto maior for a taxa de juros Selic e menor a taxa de inflação, menor será a DBGC descontada. Isso sinaliza que o crescimento da taxa de juros real ao longo dos anos facilita a estacionariedade da série da dívida descontada mesmo que a dívida seja crescente ao longo do tempo. Essa inferência desconsidera o impacto adverso da elevação da taxa de juros real sobre as decisões de investimento e, conseqüentemente, sobre o produto. A divisão da DBGC descontada pelo PIB descontado em função da taxa de crescimento real do produto capta esse problema indiretamente. Ocorre que, caso a taxa de juros real seja superior à taxa de crescimento real do PIB, a razão DBGC-PIB descontada tenderá a zero no decorrer do tempo. Esse resultado mostra que a escolha do fator estocástico poderia influenciar a aceitação da ideia errônea de que a dívida pública é localmente sustentável quando, de fato, é insustentável. Tal fato não ocorreu para os dados do Brasil.

Em terceiro lugar, os testes executados explicitamente não levam em conta ocasionais problemas de gestão da dívida consubstanciados no encurtamento do prazo de vencimento da dívida em circulação no mercado. Em quarto lugar, os testes executados apresentam limitações metodológicas. Aldama e Creel argumentam que o teste de Davig faz uso da abordagem de mudança de regime de Markov, mas é uma versão modificada do teste de raiz unitária de Wilcox. Ao não envolver um modelo explícito de política fiscal, o teste de Davig falha em explicar o comportamento das variáveis desse modelo. Por sua vez, a abordagem empírica, na qual o teste de Aldama e Creel se inclui, parte da estimação de uma função de reação fiscal nos termos de Bohn (1998), porém, como D'erasmo *et al* (2016) comentam, não serve para comparar as medidas alternativas de política fiscal que garantem a sustentabilidade da dívida pública nem para lidar com as crises futuras de endividamento.

A abordagem estrutural, construída sob um modelo de equilíbrio geral dinâmico de dois países, permite quantificar os efeitos de políticas fiscais alternativas para a recuperação da solvência fiscal em diferentes níveis observados de dívida. Já a abordagem do calote doméstico permite relaxar a hipótese intrínseca às abordagens empírica e estrutural de que o governo está comprometido com o pagamento de sua dívida. A abordagem do calote doméstico é motivada pelo trabalho pioneiro de Reinhart e Rogoff (2008), que documentam diversos episódios de calote na dívida pública doméstica ao redor do mundo entre 1750 e 2007. Esses autores comentam que o Brasil, nos anos de 1986, 1987 e 1990, corrigiu a dívida indexada à inflação parcialmente, devido às defasagens no esquema de indexação. Em 1990, as perdas impostas aos credores atingiram 62 bilhões de dólares norte-americanos.

D'erasmo *et al* sugerem duas direções de estudos futuros sobre a sustentabilidade da dívida pública, com base na abordagem do calote doméstico. A primeira objetiva acrescentar ao modelo de sustentabilidade da dívida as forças que afetam a capacidade do governo de honrar os seus débitos no longo prazo e a dinâmica da dívida no curto prazo na existência de uma crise financeira, em que se aumenta a demanda por títulos públicos. Sabe-se que, a despeito do pessimismo sobre a piora recente dos indicadores fiscais, a dívida pública encontra financiamento crescente, visto que os títulos públicos têm funcionado como veículos de liquidez nos sistemas financeiros modernos. A segunda direção tem por meta modelar a sustentabilidade da dívida pública através da incorporação de múltiplos equilíbrios nos mercados de títulos públicos, o que, de certa forma, guarda relação com a ideia de Davig de existência de dois regimes para a dinâmica da dívida, um sustentável e outro insustentável. A possibilidade de existência de múltiplos equilíbrios tem sido tratada tanto pela literatura do calote externo como pelos trabalhos teóricos sobre as crises de dívida doméstica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMED, Shaghil; ROGERS, John H. Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data? **Journal of Monetary Economics**, v. 36, p. 351-374, 1995.

AFONSO, António; RAULT, Christophe. **What do we really know about fiscal sustainability in the EU? A panel data diagnostic**. European Central Bank, out. 2007 (Working Paper Series, n. 820).

ALDAMA, Pierre; CREEL, Jérôme. **Why Fiscal Regimes Matter for Fiscal Sustainability Analysis: An Application to France**. OFCE, mai. 2016 (Working Paper, 2016-15).

ARESTIS, Philip; CIPOLLINI, Andrea; FATTOUH, Bassam. Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit. **Economic Inquiry**, v. 42, n. 2, p. 214-222, abr. 2004.

BARRO, Robert J. On the Determination of the Public Debt. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 5, p. 940-971, out. 1979.

BICALHO, Aurélio; ISSLER, João Victor. Teste de Sustentabilidade da Dívida, Ajuste Fiscal no Brasil e Consequências para o Produto. In: BACHA, Edmar Lisboa; BOLLE, Monica Baumgarten de (org.). **Novos dilemas da política econômica: ensaios em homenagem a Dionísio Dias Carneiro**. Rio de Janeiro: LTC, 2011.

BLANCHARD, Olivier. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**. NBER, mar. 2004 (Working Paper Series, n. 10389).

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

BOHN, Henning. The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 1, p. 257-271, fev. 1995.

BOHN, Henning. The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, ago. 1998.

CAPPÉ, Olivier; MOULINES, Eric; RYDÉN, Tobias. **Inference in Hidden Markov Models**. 1. ed. New York: Springer, 2005. 653 p.

CECCHETTI, Stephen G.; MOHANTY, M. S.; ZAMPOLLI, Fabrizio. **The future of public debt: prospects and implications**. BIS, mar. 2010 (Working Papers, n. 300).

CHECHERITA, Cristina; ROTHER, Philipp. **The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the euro area**. European Central Bank, ago. 2010 (Working Paper Series, n. 1237).

CHEN, Shyh-Wei. Testing for fiscal sustainability: New evidence from G-7 and some European countries. **Economic Modelling**, v. 37, p. 1-15, 2014.

CIPOLLINI, Andrea. Testing for Government Intertemporal Solvency: A Smooth Transition Error Correction Model Approach. **The Manchester School**, v. 69, n. 6, p. 643-655, dez. 2001.

COTIS, Jean-Philippe; ELMESKOV, Jørgen; MOUROUGANE, Annabelle. Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective. In: REICHLIN, Lucrezia (org.). **The Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues**. London: CEPR, 2005. p. 35-60.

DAVIG, Troy. Periodically Expanding Discounted Debt: A Threat to Fiscal Policy Sustainability? **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 7, p. 829-840, dez. 2005.

D'ERASMO, P.; MENDOZA, E. G.; ZHANG, J. What is a Sustainable Public Debt? In: TAYLOR, John B.; UHLIG, Harald (org.). **Handbook of Macroeconomics, Volume 2B**. 1. ed. Amsterdam: North-Holland, 2016. p. 2493-2597.

DUMÉNIL, Gérard; LÉVY, Dominique. Costs and Benefits of Neoliberalism: A Class Analysis. In: EPSTEIN, Gerald A. (org.). **Financialization and the World Economy**. 1. ed. Northampton, Massachusetts: Edward Elgar, 2005. p. 17-45.

ENGLE, Robert. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

FRANCQ, C.; ZAKOIAN, J. M. Stationarity of multivariate Markov switching ARMA models. **Journal of Econometrics**, v. 102, n. 2, p. 339-364, jun. 2001.

FRANKE, Jürgen. Markov Switching Time Series Models. In: RAO, Tata Subba; RAO, Suhasini Subba; RAO, C.R. (org.). **Handbook of Statistics, Volume 30 – Time Series Analysis: Methods and Applications**. 1. ed. Oxford: North-Holland, 2012. p. 99-122.

FRÜHWIRTH-SCHNATTER, Sylvia. Estimating marginal likelihoods for mixture and Markov switching models using bridge sampling techniques. **Econometrics Journal**, v. 7, n.1, p. 143-167, jun. 2004.

GHOSH, Atish R.; *et al.* **Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies**. NBER, fev. 2011 (Working Paper Series, n. 16782).

GIAMBIAGI, Fábio. Estabilização, Reformas e Desequilíbrios Macroeconômicos: Os Anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIAGI, Fábio; *et al* (org.). 1. ed. **Economia Brasileira Contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. p. 166-195.

GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. 1. ed. London: Oxford Economic Press, 1993. 198 p.

HAKKIO, Craig S.; RUSH, Mark. Is the Budget Deficit “Too Large?”. **Economic Inquiry**, v. 29, p. 429-445, jul. 1991.

HAMILTON, James D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, mar. 1989.

HAMILTON, James D.; FLAVIN, Marjorie A. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. **The American Economic Review**, v. 76, n. 4, p. 808-819, set. 1986.

JOHANSEN, Søren. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, jun./set. 1988.

ISSLER, João Victor; LIMA, Luiz Renato. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, v. 62, n. 1, p. 131-147, jun. 2000.

LAURINI, Márcio Poletti; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Markov Switching Based Nonlinear Tests for Market Efficiency using the R\$/US\$ Exchange Rate**. In: *Insper, out. 2003 (Finance Lab Working Papers)*.

LIMA, Luiz Renato; GAGLIANONE, Wagner Piazza; SAMPAIO, Raquel M. B. Debt ceiling and fiscal sustainability in Brazil: A quantile autoregression approach. **Journal of Development Economics**, v. 86, p. 313-335, jun. 2008.

LUCAS, Robert E. Jr. Asset Prices in an Exchange Economy. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1429-1445, nov. 1978.

LUPORINI, Viviane. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 437-458, abr./jun. 2015.

MARTIN, V. L.; HURN, A. S.; HARRIS, D. **Econometric Modelling with Time Series: Specification, Estimation and Testing**. 1. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2012. 924 p.

MELLO, Luiz de. **Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil**. Organisation for Economic Co-operation and Development, abr. 2005 (Economics Department Working Papers, n. 423).

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de; SANTOS, Cláudio Hamilton Matos dos; SACHSIDA, Adolfo. 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, out./dez. 2009.

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de; *et al.* **Revisitando a Sustentabilidade do Endividamento Público no Brasil**. IPEA, mai. 2016 (Texto para Discussão, n. 2199).

MILESI-FERRETTI, Gian Maria. Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. **Journal of Public Economics**, v. 88, p. 377-394, jan. 2004.

REINHART, Carmen M.; ROGOFF, Kenneth S. **The Forgotten History of Domestic Debt**. NBER, abr. 2008 (Working Paper Series, n. 13946).

ROBERDS, William. Implications of expected present value budget balance: application to postwar U.S. data. In: HANSEN, Lars Peter; SARGENT, Thomas J. (org.). **Rational Expectations Econometrics**. 1. ed. Boulder, Colorado: Westview Press, 1991. p. 163-175.

SOUZA, Geraldo da Silva e; MOREIRA, Tito Belchior S.; ALBUQUERQUE, Joaquim Ramalho de. Intertemporal Solvency and Public Debt: Evidence from Brazil – 1995-2004. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 30, p. 7-14, jun./dez. 2007.

SOUZA-JÚNIOR, José R. C. Capacidade Produtiva Ociosa Atual e Projeção para o Produto Potencial 2017-2018. **Carta de Conjuntura do IPEA**, v. 34, 2017. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2017/03/30/capacidade-produtiva-ociosa-atual-e-projecao-para-o-produto-potencial-2017-2018/>.

TANNER, Evan; LIU, Peter. Is the Budget Deficit “Too Large”? Some Further Evidence. **Economic Inquiry**, v. 32, p. 511-518, jul. 1994.

TONG, Howell. On a Threshold Model. In: CHEN, C. H. (org.). **Pattern Recognition and Signal Processing**. 1. ed. Amsterdam: Springer Netherlands, 1978. p. 575-586.

TREHAN, Bharat; WALSH, Carl E. Common Trends, the Government’s Budget Constraint, and Revenue Smoothing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 425-444, jun./set. 1988.

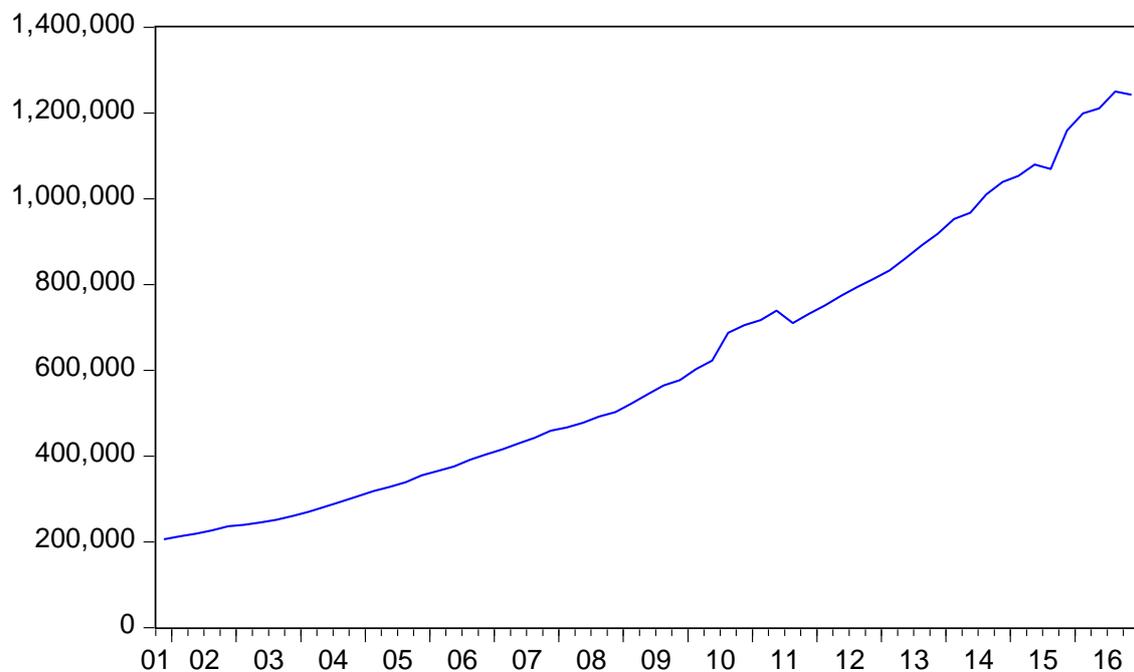
TREHAN, Bharat; WALSH, Carl E. Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U. S. Federal Budget and Current Account Deficits. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 23, n. 2, p. 206-223, mai. 1991.

WILCOX, Davig 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, ago. 1989.

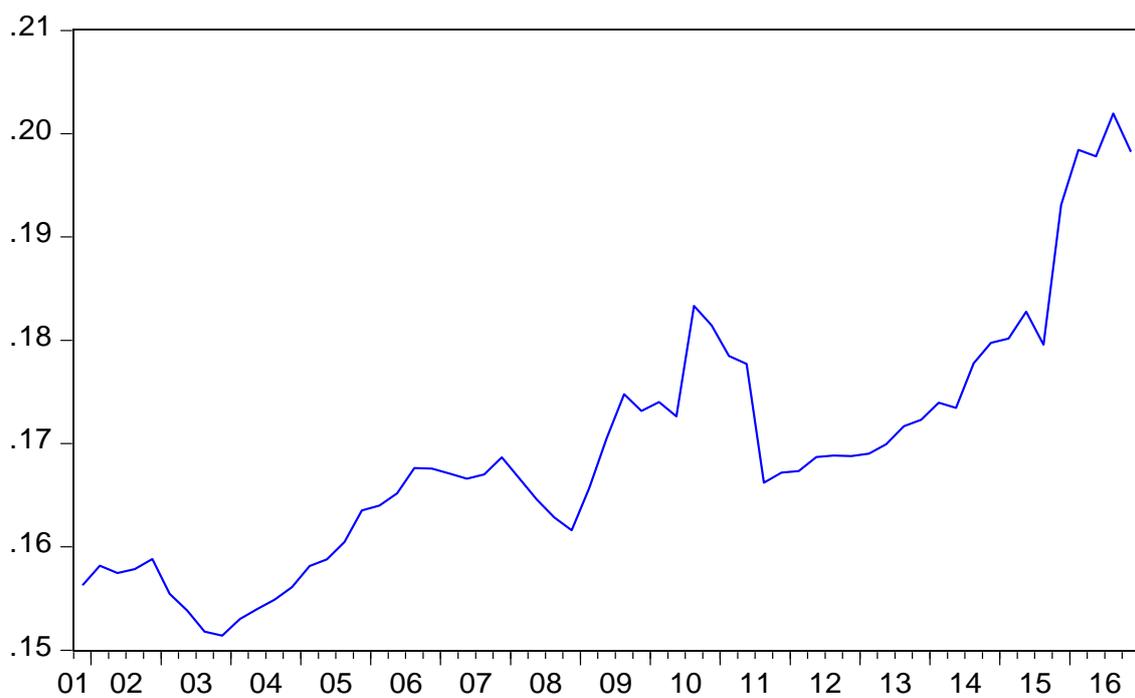
APÊNDICE A: GRÁFICOS DAS SÉRIES FISCAIS

Observação: variáveis acumuladas nos doze últimos meses em R\$ milhões.

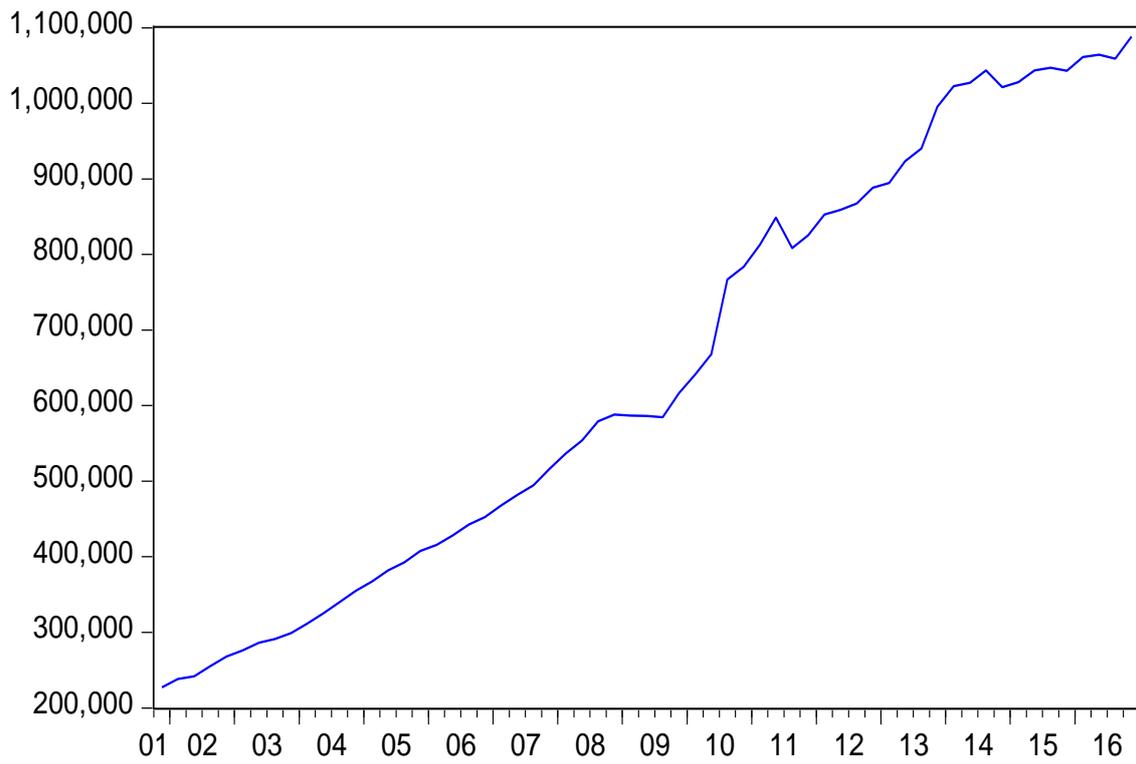
Despesas Primárias



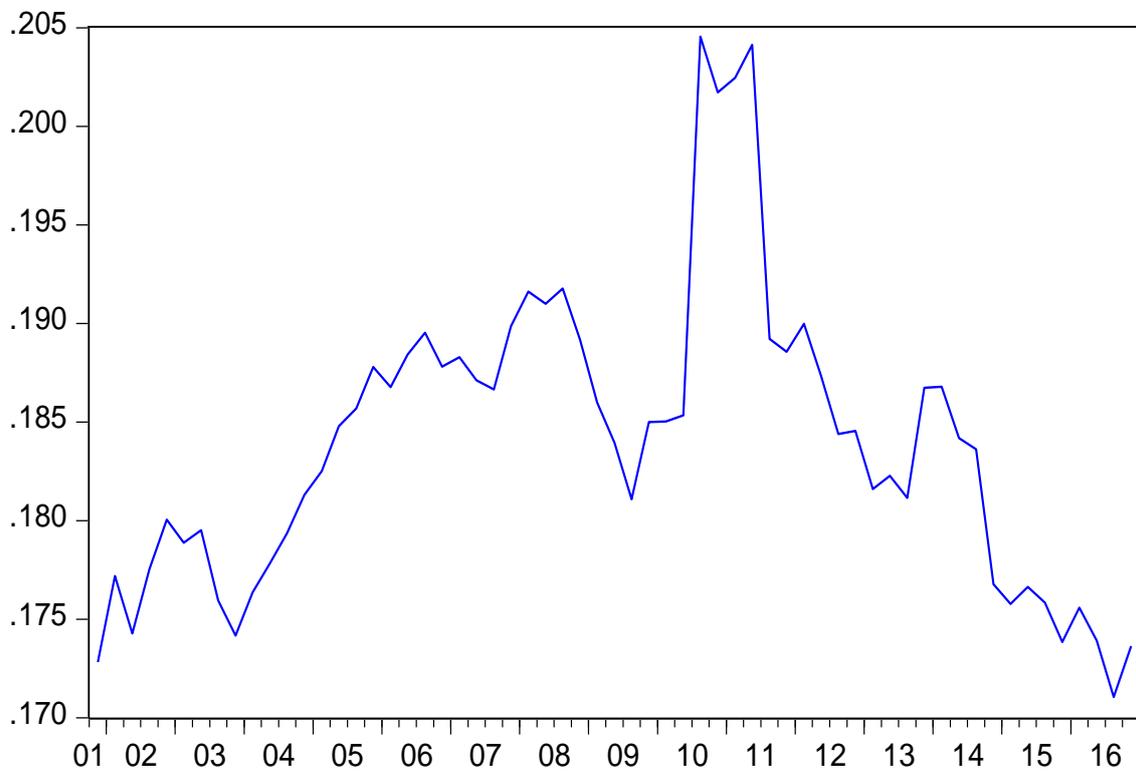
Despesas Primárias/PIB



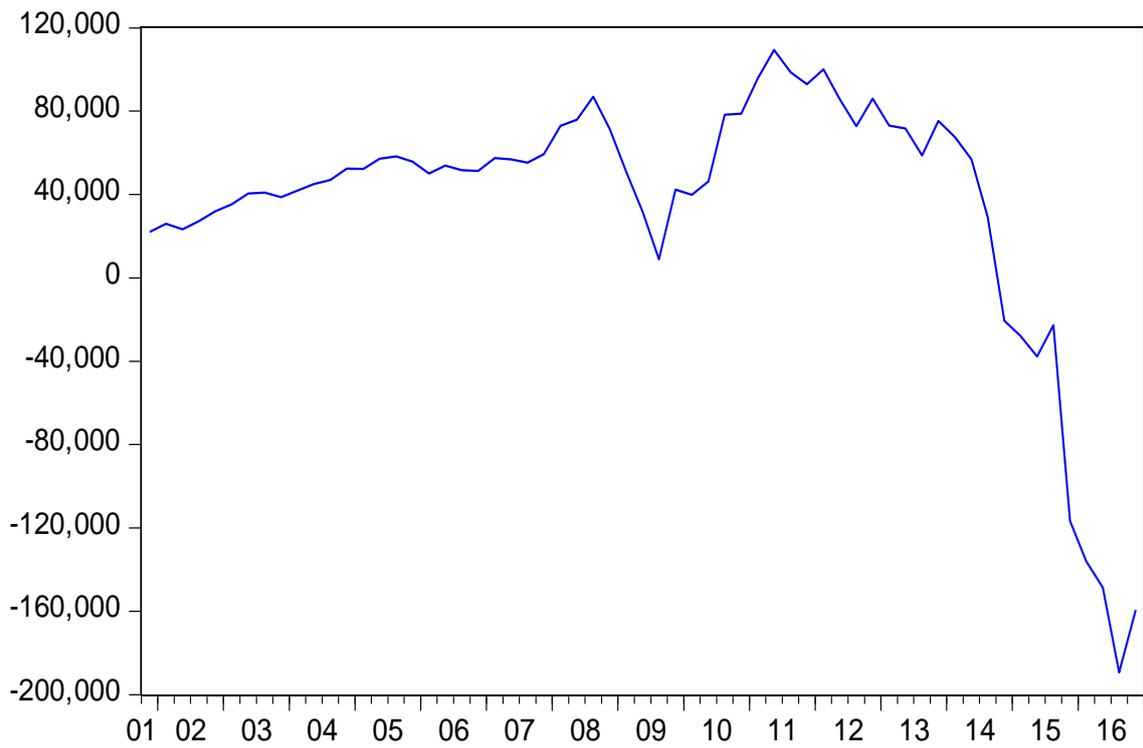
Receitas Primárias Líquidas



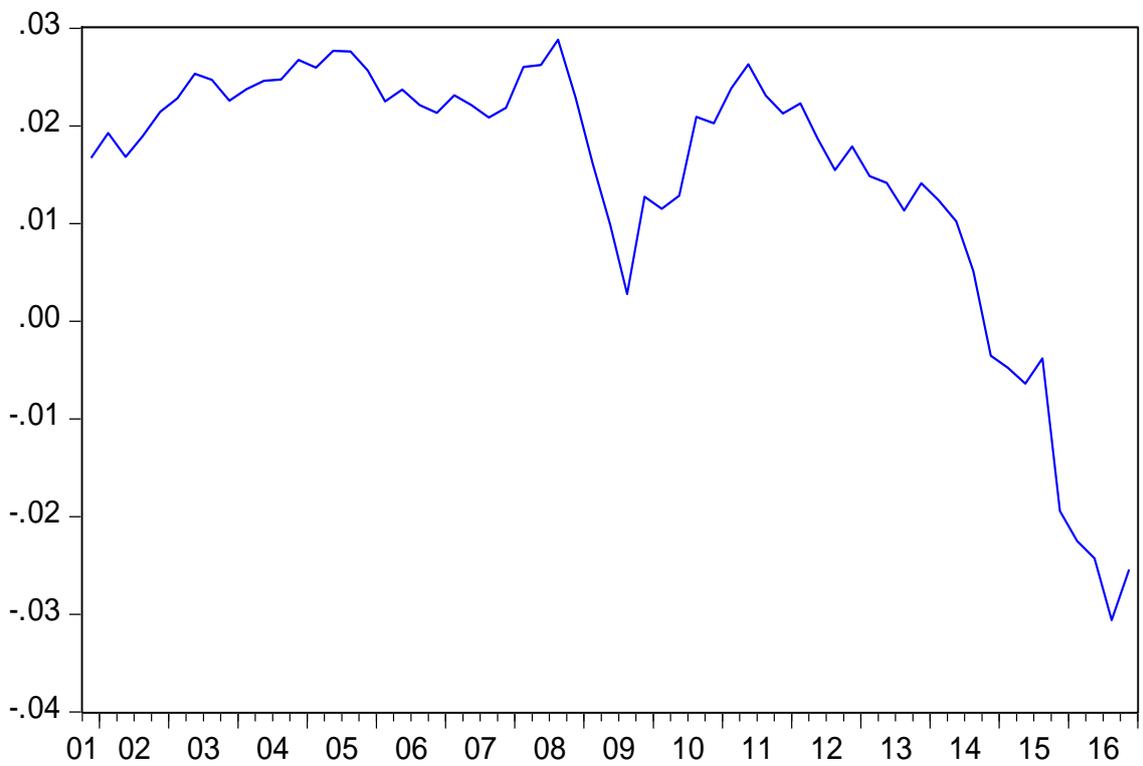
Receitas Primárias Líquidas/PIB



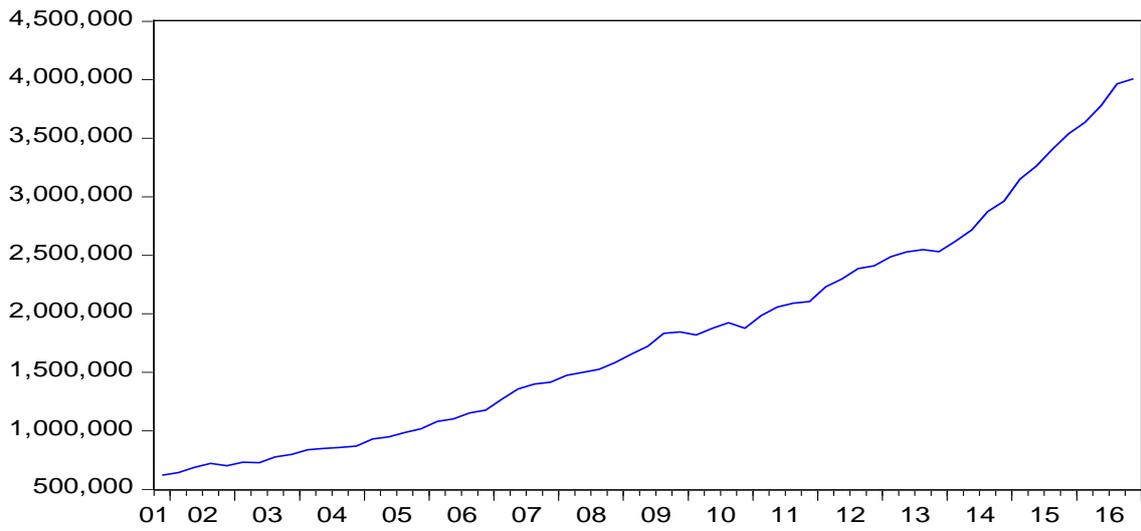
Resultado Primário



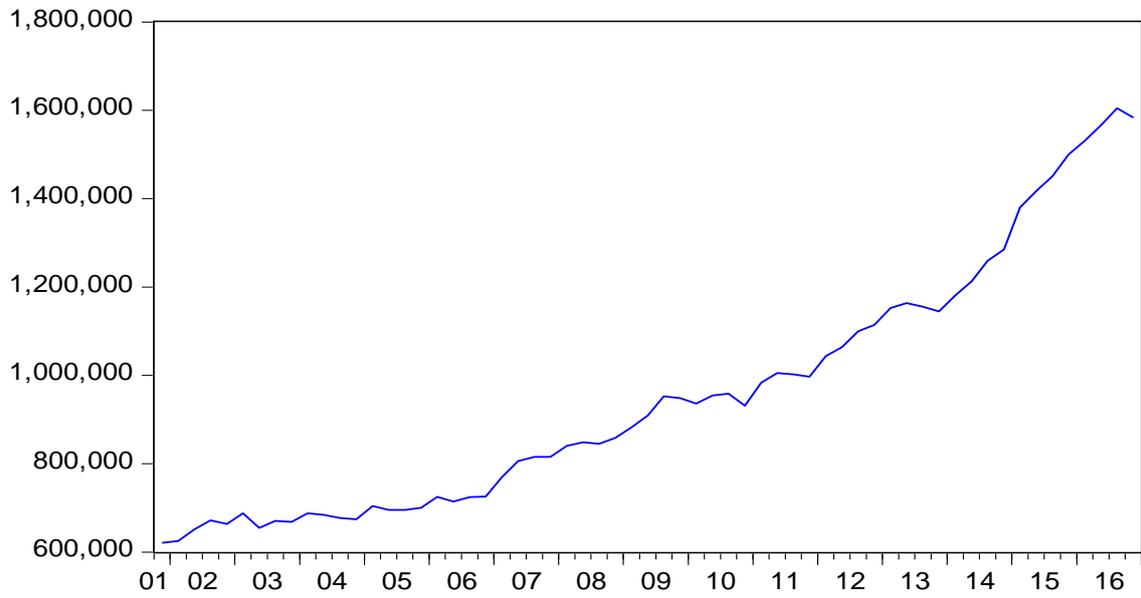
Resultado Primário/PIB



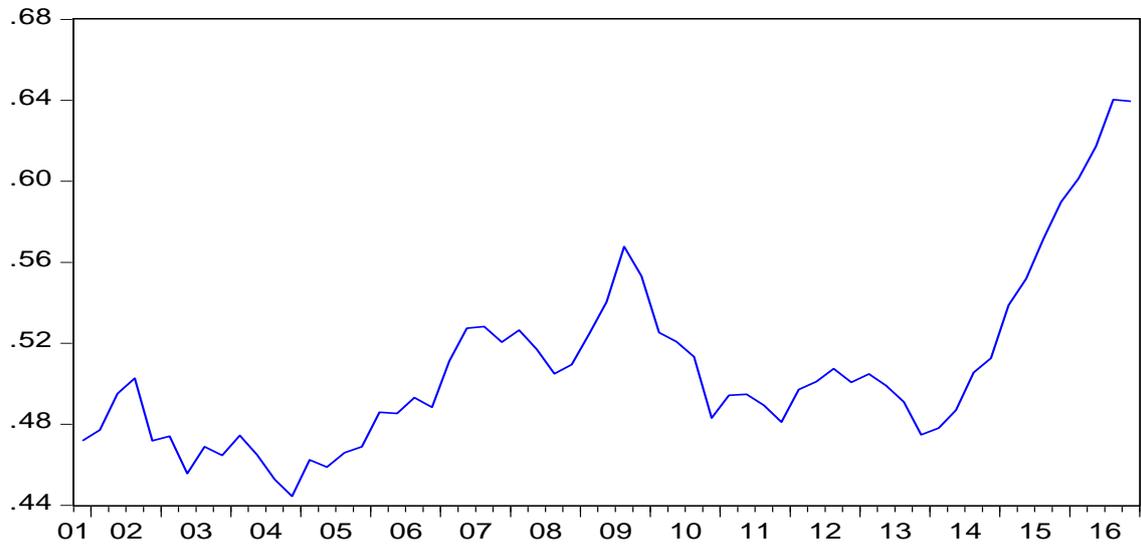
DBGC



DBGC descontada



DBGC/PIB



APÊNDICE B: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

| | DBGC d | DBGC/PIB d | Valores Críticos de MacKinnon | | |
|------------|----------|------------|-------------------------------|-------|-------|
| | | | 1% | 5% | 10% |
| C | | | | | |
| ADF | 2,04 | -3,06** | -3,56 | -2,92 | -2,60 |
| ADF PD | -1,39 | -2,73* | -3,56 | -2,92 | -2,60 |
| C+T | | | | | |
| ADF | 0,20 | -2,94 | -4,14 | -3,50 | -3,18 |
| ADF PD | -2,57 | -2,94 | -4,14 | -3,50 | -3,18 |
| C | | | | | |
| PP | 2,95 | -3,53** | -3,54 | -2,91 | -2,59 |
| PP PD | -6,52*** | -9,62*** | -3,55 | -2,91 | -2,59 |
| C+T | | | | | |
| PP | -0,33 | -2,03 | -4,12 | -3,49 | -3,17 |
| PP PD | -7,33*** | -19,09*** | -4,12 | -3,49 | -3,17 |

Notas: ADF = Dickey-Fuller aumentado; PD = primeira diferença; PP = Phillips-Perron; C = constante; C+T = constante + tendência; *** = significância estatística ao nível de 1%; ** = significância estatística ao nível de 5%; * = significância estatística ao nível de 10%; determinação do número de defasagens na regressão auxiliar do teste ADF com base no AIC; e definição da banda de truncagem do teste PP com base no critério de Newey-West.