

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS – UNISINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
NÍVEL MESTRADO

MÁRCIO BERLT JARROS

A SUSTENTABILIDADE FISCAL DO BRASIL E DO MÉXICO, NO PERÍODO ENTRE
1997 E 2016

São Leopoldo (RS)

2017

Márcio Berlt Jarros

A SUSTENTABILIDADE FISCAL DO BRASIL E DO MÉXICO, NO PERÍODO ENTRE
1997 E 2016

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS).

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches.

São Leopoldo (RS)

2017

J37s

Jarros, Márcio Bert

A sustentabilidade fiscal do Brasil e do México, no período entre 1997 e 2016 / por Márcio Bert Jarros. – 2017.

83 f. : il. ; 30 cm.

Dissertação (Mestrado) — Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-graduação em Economia, São Leopoldo, RS, 2017.

“Orientador: Dr. Divanildo Triches.”

1. Sustentabilidade fiscal. 2. Multicointegração. 3. Cointegração.
4. Brasil. 5. México. I. Título.

CDU: 336.1

Márcio Berlt Jarros

A SUSTENTABILIDADE FISCAL DO BRASIL E DO MÉXICO, NO PERÍODO ENTRE
1997 E 2016

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS).

Aprovado em 05 de dezembro de 2017.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Divanildo Triches – Orientador – UNISINOS

Prof. Dra. Ana Paula Menezes Pereira – Examinadora – UDESC

Prof. Dr. José Roberto Iglesias – Examinador – UNISINOS

Prof. Dr. Alexsandro Marian Carvalho – Examinador - UNISINOS

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todos os professores do mestrado, que foram exemplares na condução das suas disciplinas e que contribuíram para essa rica e intensa jornada. Ao meu orientador Prof. Dr. Divanildo Triches, pela dedicação, correções e suporte na elaboração da dissertação. Ao doutorando e Prof. Me. Luís Bertussi, pela contribuição com os modelos econométricos. Aos meus colegas do mestrado, pela união, troca de experiências e aprendizado. Aos meus familiares e namorada, por todo o apoio tão necessário.

RESUMO

Este estudo tem como objetivo investigar a sustentabilidade fiscal do Brasil e do México, no período entre 1997 e 2016. Os dados indicam que ocorreu uma inflexão na condução da política fiscal, próxima a crise internacional do *subprime* de 2008, que intensificou uma alteração no comportamento dos governos pela gradual deterioração dos resultados primários. A metodologia empregada utilizou os modelos de cointegração e de multicointegração com quebra estrutural para avaliar a sustentabilidade orçamentária dos governos centrais. Os resultados dos modelos foram semelhantes e apontaram para uma gestão fiscal sustentável para o México, que apresentou maior flexibilidade nos ajustes orçamentários. Foi verificada também a relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e o estoque de dívida. A avaliação dos resultados fiscais do Brasil não encontrou evidências que comprovam o equilíbrio entre receitas e despesas nos dois modelos, enquanto que os ajustes orçamentários apresentaram rigidez. No entanto, se observou o aumento da dívida líquida do setor público nos dois países, com gradual aumento da participação dos governos centrais no total de dívida. Em suma, os modelos recomendaram ajustes significantes nas despesas do Brasil, enquanto que um comportamento potencialmente explosivo da dívida tenda a ser mais provável para o Brasil e menos provável para o México.

Palavras-chave: Sustentabilidade fiscal. Multicointegração. Cointegração. Brasil. México.

ABSTRACT

This study aims to investigate the fiscal sustainability of Brazil and Mexico between 1997 and 2016. The data indicates that occurred an inflection regarding the conduct of the fiscal policy, close to the subprime crisis of 2008, which intensified a change in the government behavior by the gradual deterioration of primary outcomes. The research methodology applied the models of cointegration and multicointegration with structural breaks, to evaluate the budgetary sustainability of central governments. The results of the two models were similar and pointed to a sustainable fiscal management for Mexico, which presented greater flexibility in budgetary adjustments. It was also verified the multicointegration relationship among revenues, expenses and the stock of debt. The evaluation of Brazil's fiscal results did not find evidences to prove the balance between revenues and expenditures in the two models, while budgetary adjustments presented rigidity. However, there was an increase in the public sector net debt in both countries, with a gradual increase in central government participation in the total debt. In sum, the models recommended significant adjustments in Brazil's expenditures, while a potentially explosive debt behavior tends to be more likely for Brazil and less likely for Mexico.

Keywords: Fiscal sustainability. Multicointegration. Cointegration. Brazil. Mexico.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução do PIB nominal do Brasil e do México, entre 1997 e 2016, em bilhões de dólares correntes.	35
Gráfico 2 – Taxa de câmbio nominal direta do Real e do Peso mexicano em relação ao dólar, em frequência mensal, entre janeiro de 1997 até dezembro de 2016.	36
Gráfico 3 – Inflação acumulada em 12 meses, para o Brasil e para o México, entre 1997 e 2016 (%).	37
Gráfico 4 – Resultado primário, nominal e juros nominais do governo central do Brasil entre 1997 e 2016 (% PIB).	40
Gráfico 5 – Resultado primário, nominal e juros nominais do governo central do México entre 1997 e 2016 (% PIB).	42

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Modelos de equação estimados.	58
Quadro 2 – Descrição das séries estatísticas utilizadas.	59

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxa de crescimento real dos produtos do Brasil e do México, entre 1997 e 2016 (%).	34
Tabela 2 – Evolução da Dívida Líquida do Setor Público do Brasil entre 2002 e 2016, em % do PIB.	45
Tabela 3 – Evolução da Dívida Líquida do Setor Público do México entre 2001 e 2016, em % do PIB.	47
Tabela 4 – Participação do governo central na dívida líquida do setor público, em % do total devido.	48
Tabela 5 – Fatores Condicionantes da DLSP do Brasil, entre 2002 e 2016, em % do PIB. .	50
Tabela 6 – Fatores Condicionantes da DLSP do México, entre 2001 e 2016, em % do PIB.	52
Tabela 7 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em 1º diferença.	60
Tabela 8 – Resultados dos testes Bounds para séries de receitas e despesas, do Brasil e do México.	61
Tabela 9 – Estimações de longo prazo dos modelos ARDL.	62
Tabela 10 – Coeficientes dos termos ECT.	63
Tabela 11 – Testes de multicointegração com quebra estrutural.	64
Tabela 12 – Coeficientes dos modelos de multicointegração com quebra estrutural aplicados às séries do Brasil.	67
Tabela 13 – Coeficientes dos modelos de multicointegração com quebra estrutural aplicados às séries do México.	69

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF: *Augmented Dickey-Fuller*

AIC: *Akaike Information Criteria*

ARDL: *Auto Regressive Distributed Lag*

BCB: Banco Central do Brasil

BNDES: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

DLSP: Dívida Líquida do Setor Público

DOLS: *Dynamic Ordinary Least Squares*

ECM: *Error Correction Model*

ECT: Termo de Correção de Erros

ERS-PO: Elliot-Rothenberg-Stock Point Optimal

FEIP: *Fondo de Estabilización de los Ingresos Petroleros*

FMI: Fundo Monetário Internacional

FONADIN: *Fondo Nacional de Infraestructura*

IPAB: *Instituto para la Protección al Ahorro Bancario*

IPEA: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

KPSS: Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin

LFPyRH: *Ley Federal de Presupuesto y Responsabilidad Hacendaria*

NAFTA: *North American Free Trade Agreement*

NFSP: Necessidade de Financiamento do Setor Público

OLS: *Ordinary Least Squares*

PEMEX: Petróleos Mexicanos

PIB: Produto Interno Bruto

PIDIREGAS: *Proyectos de Inversión Diferida En El Registro del Gasto*

PROAGRO: Programa de Garantia da Atividade Agropecuária

PROCAMPO: *Programa de Apoyos Directos al Campo*

PROGRESA: *Programa de Educación, Salud y Alimentación*

PSI: Programa de Sustentação do Investimento

ROI: Restrição Orçamentária Intertemporal

SBC: Schwartz Bayesian *Criterion*

SELIC: Sistema Especial de Liquidação e Custódia

SHCP: *Secretaría de Hacienda y Crédito Público*

SSR: *Sum of the Squared Residuals*

STN: Secretaria do Tesouro Nacional

VECM: *Vector Error Correction Model*

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	12
2. REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA SOBRE POLÍTICA FISCAL E DÍVIDA PÚBLICA	15
2.1 POLÍTICA FISCAL E ENDIVIDAMENTO PÚBLICO: ASPECTOS GERAIS.....	15
2.2 DINÂMICA DO ENDIVIDAMENTO PÚBLICO E OS CUSTOS DO DÉFICIT ORÇAMENTÁRIO	19
2.3 SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL	21
2.4 RELAÇÃO ENTRE DÉFICITS, INFLAÇÃO E CÂMBIO	23
2.5 REVISÃO DE ESTUDOS EMPÍRICOS	27
3. A POLÍTICA FISCAL E A SOLVÊNCIA DO SETOR PÚBLICO.....	33
3.1 CARACTERÍSTICAS MACROECONÔMICAS.....	33
3.2 A POLÍTICA FISCAL NO BRASIL E NO MÉXICO.....	38
3.3 EVOLUÇÃO DA DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO	44
3.4 FATORES CONDICIONANTES DA DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO.....	49
4. METODOLOGIA E ANÁLISE DOS TESTES DE SUSTENTABILIDADE FISCAL	54
4.1 ASPECTOS METODOLÓGICOS E DEFINIÇÃO DE VARIÁVEIS	54
4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO.....	59
4.3 TESTES DE MULTICOINTEGRAÇÃO.....	64
5. CONCLUSÕES.....	71
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	73
APÊNDICE	79

1. INTRODUÇÃO

A crise internacional do *subprime*, que eclodiu em 2008, intensificou a expansão de políticas fiscais menos sustentáveis no Brasil e no México. Desde então, a gestão fiscal orçamentária foi caracterizada principalmente pelo aumento dos gastos públicos como instrumentos para estimular a dinâmica econômica. No entanto, seja para acelerar o crescimento econômico ou para enfrentar recessões, o uso excessivo dos instrumentos fiscais pode causar descontrole nas contas públicas pelo crescimento dos déficits e, conseqüentemente, aumento do endividamento.

Conforme Barro (1979) e Fischer e Easterly (1990), o equilíbrio orçamentário faz-se necessário para que a dívida pública mantenha uma dinâmica sustentável, para se manter dessa forma a estabilidade na relação do nível endividamento público com o produto interno. No longo prazo, essa relação é fundamental para a estabilidade econômica, pois, no momento em que a dívida cresce mais rapidamente que a produção, a razão entre a dívida e o produto da economia aumenta. Esse aumento contínuo pode acelerar um ciclo de endividamento já fragilizado, e assim, torná-lo insustentável.

A visão Keynesiana propunha que o governo poderia catalisar o crescimento da economia em momentos de baixa atividade econômica, pelo uso de mecanismos fiscais para incentivar a dinâmica do produto. Porém, outras linhas de pensamento expõem que alguns instrumentos de política fiscal não teriam os efeitos esperados sobre a atividade econômica, conforme abordam Fischer e Easterly (1990) e Triches e Bertussi (2012).

No Brasil, a crise econômica e financeira de 2008 ampliou o uso de mecanismos de incentivo à atividade econômica por vias fiscais, que foram amplamente empregados por meio do crescimento dos dispêndios diretos, empréstimos subsidiados, subvenções, entre outras medidas. Assim, o governo mudou seu regime no sentido de colocar em segundo plano o tripé macroeconômico implantado durante o Plano Real.

Esse tripé esteve associado a uma política fiscal mais cautelosa e alicerçada em superávits primários compatíveis com a solvência da dívida pública, com o regime de câmbio flutuante e metas de inflação. Em um primeiro momento, a economia brasileira reagiu bem aos impactos negativos causados pela crise, apresentando crescimento real elevado.

Contudo, passada a crise, a manutenção dos incentivos e conseqüente ampliação dos dispêndios com o intuito de fomento à atividade econômica começaram a mostrar-se nocivos

para as contas do setor público. Ocorreu então um descolamento da dinâmica fiscal que impactou na dívida líquida do setor público, a qual partiu de 37,6% do Produto Interno Bruto (PIB) em 2008, para 46,2% em 2016.

No México, a condução da política fiscal influenciou constantes quedas do superávit primário após 2001, e posteriormente, no período pré-crise, o ciclo de quedas foi intensificado. Dessa forma, a gestão orçamentária já vinha apresentando tendência de aumento dos gastos públicos através de políticas de incentivos, principalmente em subsídios e transferências.

Assim, o agravamento da crise somado a expansão dos gastos do governo piorou ainda mais os resultados fiscais. Sob essa condição, a receita do setor público se manteve estável nos anos de 2008, 2009 e 2010, e assim enfraqueceu a posição fiscal do país. Dessa forma, a dívida líquida do setor público que se encontrava em tendência de queda até 2007, com 29,1% do PIB, tornou a aumentar nos anos seguintes, e em 2016 atingiu 50,1%.

Diante dessas considerações, o principal objetivo desse estudo é avaliar a sustentabilidade fiscal do Brasil e do México no período entre 1997 e 2016. Para essa avaliação, utilizou-se de dois modelos econométricos, sendo primeiramente empregado o teste de cointegração de Pesaran e Shin (1999), que foi aperfeiçoado por Pesaran et al (2001), ao empregar a metodologia de teste de cointegração *bounds*. Posteriormente se utilizou do modelo de multicointegração, proposto inicialmente por Engsted et al (1997), e mais recentemente revisado por Leachman et al (2005), Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) e Tronzano (2014).

Além desse objetivo, e de forma mais específica, o presente estudo também se propõe a: (i) realizar uma revisão teórica de conceitos sobre a dinâmica fiscal e a dívida pública; (ii) elaborar uma análise acerca da condução da política fiscal em cada país; e (iii) avaliar o comportamento da dívida líquida do setor público, bem como a participação da dívida do governo central na sua composição.

A relevância do tema justifica-se pelo fato de que o crescimento da dívida pública afeta, no curto prazo, a composição da produção da economia e a sua estabilidade, uma vez que a elevação da dívida pública provoca desequilíbrios macroeconômicos. Para Fischer e Easterly (1990), tais desequilíbrios podem desencadear problemas como: a emissão de moeda que causa inflação, o uso de reservas estrangeiras que provoca desequilíbrios no balanço de pagamentos, empréstimos externos que causam crises da dívida, e ainda, empréstimos domésticos que aumentam as taxas de juros reais.

Dessa forma, o presente estudo está organizado em três capítulos, além dessa introdução. No segundo capítulo é realizada uma revisão teórica sobre a dinâmica fiscal e a dívida pública, abordando questões como os custos dos déficits orçamentários e a sustentabilidade da política fiscal. No terceiro capítulo é realizada uma revisão acerca da condução da política fiscal em cada país, bem como uma avaliação da dívida líquida do setor público. No quarto capítulo são apresentados os aspectos metodológicos dos modelos aplicados e as análises dos resultados obtidos a partir dos testes. Por fim, no quinto capítulo são apresentadas as considerações finais.

2. REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA SOBRE POLÍTICA FISCAL E DÍVIDA PÚBLICA

No capítulo 2 são revisados conceitos sobre dinâmica fiscal e dívida pública, abordando questões como a geração de déficits, a dinâmica do financiamento público, os custos dos déficits orçamentários, a sustentabilidade da política fiscal e a relação entre déficits, inflação e câmbio. A revisão desses conceitos é fundamental para contextualizar o tema proposto. Na última seção, é apresentada uma discussão sobre a literatura recente dos principais testes aplicados na análise da sustentabilidade fiscal.

2.1 POLÍTICA FISCAL E ENDIVIDAMENTO PÚBLICO: ASPECTOS GERAIS

Atualmente, a capacidade do setor público de criar e posteriormente quitar as suas dívidas tem sido muito criticada, devido à influência dos gastos do governo na dinâmica macroeconômica dos países. A questão ganha considerável relevância quando se avalia a capacidade de que déficits passados potencialmente desestabilizem o funcionamento da economia no longo prazo. Para Fischer e Easterly (1990), o crescimento econômico sustentável é possível apenas em uma estrutura macroeconômica sólida, onde a política fiscal esteja alinhada com a política monetária e seja capaz de produzir efeitos positivos no controle da inflação e no crescimento do produto.

A solidez necessária em um ambiente macroeconômico ocorre pelo controle sobre os gastos do governo através da política fiscal, e, conseqüentemente, pela sua eficácia em servir como um dos mecanismos que os gestores da política macroeconômica possuem para intervir na demanda agregada. Para Barro (1979), os déficits deveriam ocorrer de forma que fosse possível manter a constância dos impostos, e assim manter a estabilidade do orçamento no longo prazo. Os déficits seriam usados pelas autoridades para direcionar a atividade econômica, de acordo com as necessidades identificadas.

Esse comportamento alternado da política fiscal em relação aos gastos, em que se aumentam os gastos em determinado período, mas que são compensados pela sua queda em outro, implicaria em um efeito não cumulativo no estoque da dívida, através de políticas econômicas contra cíclicas. O reflexo no longo prazo seria o efeito neutro na inflação e também no crescimento nominal do produto.

Portanto, a avaliação do comportamento fiscal dos países e a forma de financiamento dos seus déficits ao longo do tempo pode revelar a origem e as causas dos desequilíbrios

macroeconômicos. As consequências de tais desequilíbrios podem ser descritas como: (i) a excessiva emissão de moeda e o seu efeito inflacionário, (ii) uso excessivo das reservas internacionais que pode causar crises no balanço de pagamentos, (iii) alto nível de financiamentos externos que induzem crises de dívidas e (iv) muitos empréstimos domésticos que elevam as taxas reais de juros e a redução dos investimentos privados, como abordam Fischer e Easterly (1990).

A sustentabilidade fiscal e o equilíbrio orçamentário deixaram de ser os principais temas, atribuindo novo papel ao governo, que deveria estimular o produto da economia através de gastos discricionários em tempos de crise. A concepção pré-keynesiana era de que, em tempos de paz, o orçamento do governo deveria ser realmente balanceado ou até mesmo superavitário, de forma a poder suprir as necessidades de maiores gastos decorrentes de uma possível guerra. Fischer e Easterly (1990) evidenciam que a ideia do orçamento equilibrado era de fato bastante difundida entre os candidatos políticos norte-americanos, mesmo durante a crise decorrente da Grande Depressão na década de 1930.

Keynes (1936) nesse sentido forneceu uma nova abordagem macroeconômica, com uma análise sobre como o déficit deveria ser visto. A ênfase foi dada no sentido de que a política fiscal atuaria como um componente da demanda agregada, sem a necessidade de equilibrar o orçamento em momentos de recessão. Assim, ao invés da concepção de que deveriam se ter momentos com superávit para poder então incorrer em déficits, Keynes propôs um novo conceito em que o orçamento deveria ser equilibrado através dos ciclos econômicos, nos quais ocorreriam superávits durante períodos de crescimento, e déficits em períodos de recessão.

No entanto, para Fischer e Easterly (1990) e Triches e Bertussi (2012), os déficits, que foram apresentados como uma forma do governo estimular a economia através de um componente da demanda agregada, não seriam um indicador seguro de efeitos positivos para o seu produto. Como forma de avaliação, o multiplicador do orçamento equilibrado se mostrou como uma medida ambígua do efeito de políticas fiscais na demanda agregada, em que, dado um determinado montante de déficit, resultaria em um aumento nos gastos e na receita na mesma proporção.

Uma segunda questão também é levantada sobre o multiplicador do orçamento equilibrado. Como o déficit é endogenamente determinado, ao mesmo tempo que ele recebe influência da economia, ele a afeta. Com a determinação de diferentes tipos de déficits, sejam eles; (i) déficit com pleno emprego, (ii) déficit com baixo desemprego ou (iii) déficit

estrutural, passou-se a estimar qual seria o déficit de determinado governo dependendo do seu estágio de produção ou mesmo no pleno emprego.

Para Fischer e Easterly (1990), a ênfase passou para a inter-relação entre os déficits, definida a seguir pela equação (1):

$$D_o = (S - I) + D_{TC} \quad (1)$$

em que D_o é o déficit orçamentário consolidado do setor público, S é a poupança privada, I é o investimento privado e D_{TC} é o déficit em transações correntes. A partir da identidade acima, quando a economia se encontra em pleno emprego, e considerando a proporção de poupança como constante, evidencia-se o efeito *crowding-out*¹, em que aumentos no déficit governamental resultam na redução do investimento privado ou em maiores déficits de transações correntes.

Destaca-se, contudo, que a equação 1 não indica uma relação direta de causalidade entre as variáveis apresentadas, mas apenas uma das várias relações possíveis. Balassa (1988) encontrou alta correlação entre déficits orçamentários e déficits em transações correntes para países industrializados, mas não para países em desenvolvimento.

O efeito, portanto, de uma redução do déficit orçamentário depende também das condições propostas pela política monetária em questão, e dos seus efeitos sobre o câmbio e taxa real de juros. Assim, uma contração fiscal acompanhada de uma expansão da política monetária levaria possivelmente a uma redução das taxas de juros bem como uma depreciação da taxa de câmbio, levando dessa forma a um aumento do investimento bem como à redução do déficit comercial.

Após a introdução dos conceitos de política fiscal por Keynes, a análise dos seus efeitos foi modificada por dois desenvolvimentos teóricos segundo Fischer e Easterly (1990). A primeira modificação é mais sofisticada e refere-se ao modelo de economia que emergiu das teorias do ciclo de vida e renda permanente, de Modigliani (1966) e Friedman (1957), respectivamente.

Ambas as teorias relacionam o consumo corrente a uma medida de renda permanente ou renda disponível ao longo da vida. Dessa forma, um aumento temporário de impostos não alteraria o comportamento relacionado à poupança e consumo; o que equivale a afirmar que um aumento temporário de impostos possui efeito menor sobre o consumo do que um

¹ Efeito decorrente da expansão fiscal que afeta negativamente a proporção de investimentos privados.

aumento permanente. Como consequência, a magnitude do efeito do déficit no orçamento é influenciada tanto pelo seu impacto como pela expectativa de permanência.

Barro (1974) observa que em um conjunto de premissas bem definidas, como uma mudança de impostos do tipo *lump-sum*² não teriam efeito sobre os gastos de consumo. Outra observação realizada em seu trabalho, é de que uma redução nos impostos que aumentem a renda disponível acompanha automaticamente e na mesma proporção um aumento na poupança. Esse é o efeito atribuído pela equivalência ricardiana, a qual propõe que déficits e impostos possuem o mesmo efeito sobre os gastos em consumo.

O efeito descrito anteriormente possui a seguinte premissa; o consumidor que observa o futuro com determinada clareza, reconhece que os déficits gerados através de uma expansão fiscal terão de ser eventualmente pagos no futuro. Assim, o governo incorrerá em um aumento de impostos, no mesmo valor presente ao dos déficits gerados, enquanto o consumidor, ao avaliar que será necessário dispender-se de um montante maior no futuro, poupará mais no presente.

Portanto, partindo da validade da hipótese, déficits não afetariam necessariamente a poupança nacional, as taxas de juros ou as transações correntes. Com relação a equação 1, a hipótese implicaria que um aumento do déficit orçamentário, sob certas circunstâncias, seria acompanhado por um aumento na poupança privada, o que acarretaria em manter constantes as variáveis de investimento e déficit em transações correntes.

No entanto, é necessário considerar que diferentes economias apresentam fontes de arrecadação distintas, dependendo do seu estágio de desenvolvimento. Sachs e Larrain (1998) observam que nações desenvolvidas e em desenvolvimento costumam ter estruturas tributárias bastante distintas. Dessa forma, as primeiras apresentam grande parte da sua receita através dos impostos diretos, enquanto as segundas têm grande parte de sua receita através de fontes indiretas³.

A origem da receita, seja ela por impostos diretos ou indiretos, relaciona em termos de contraste a magnitude do efeito do consumo sobre o orçamento do governo. Assim, ao comparar um país desenvolvido com um país em desenvolvimento, a receita proveniente de impostos diretos é de aproximadamente 85% em relação ao total nos países desenvolvidos, contra apenas 40% do total nos países em desenvolvimento, conforme Sachs e Larrain

² Um imposto do tipo *lump-sum* atribui o mesmo valor recolhido independente da circunstância, ou seja, possui valor fixo.

³ Os impostos diretos são aplicados sobre os indivíduos e as empresas, enquanto os impostos indiretos são aplicados sobre as mercadorias e os serviços.

(1998)⁴. Dessa forma, a estrutura de receita do governo de um país em desenvolvimento tende a encurtar o ciclo de arrecadação de impostos, em que se arrecadariam mais impostos em períodos de alta econômica, mas ao mesmo tempo, se observariam quedas de receita em períodos de baixa econômica⁵.

2.2 DINÂMICA DO ENDIVIDAMENTO PÚBLICO E OS CUSTOS DO DÉFICIT ORÇAMENTÁRIO

Para o financiamento do déficit público é necessária uma abordagem de longo prazo sobre o estoque da dívida, quando o estoque de ativos se torna variável. Nessa abordagem, Fischer e Easterly (1990) definem quatro formas de financiamento do déficit público, através da equação (2):

$$D = m + (R_F + B_F) + B_D \quad (2)$$

onde D representa os déficits orçamentários, m a emissão de moeda, R_F o uso de reservas estrangeiras, B_F os empréstimos externos e B_D os empréstimos domésticos. Na equação 2 o setor público não inclui o banco central, pois a receita da emissão de moeda é tratada como uma forma de financiamento.

Por definição, os termos em parênteses da equação 2, reservas estrangeiras e empréstimos externos, reforçam a ligação do déficit orçamentário com a conta corrente, como na equação 1. Como alternativa, os parênteses poderiam ficar situados em $(m + R_F)$, enfatizando a criação de crédito doméstico como alternativa aos empréstimos. Fischer e Easterly (1990) também associam cada um dos termos do lado direito da equação 2 com quatro desequilíbrios macroeconômicos⁶.

O primeiro desequilíbrio está associado com a emissão de moeda e a inflação, e diretamente relacionada com a visão monetarista através da expansão da base monetária. A

⁴ Barro (1979) observa que a transferência do imposto do indivíduo para o governo envolve não somente uma transferência do poder de compra de um para um, mas implica na imposição de custos de arrecadação bem como potencialmente incorrer em perdas pela má alocação de recursos.

⁵ O resultado dessa estrutura tributária e de outros fatores podem levar os países em desenvolvimento a apresentarem políticas fiscais pró-cíclicas são evidenciadas nos artigos de Talvi e Végh (2005) e Ilzetzki e Vegh (2008).

⁶ Uma relação adicional que pode ser estabelecida é da propensão em se criar mais dívida dependendo do ambiente político de um país. Romer (2012) avalia a relação entre a estrutura de governo de um país com a possibilidade de incorrer déficits. Para isso, foram avaliados 7 países com características políticas diferentes, em que para alguns, grandes déficits ocorreram após os choques dos preços do petróleo de 1973. O estudo revelou que países com estruturas partidárias mais frágeis apresentaram maiores déficits e menor capacidade de correção do nível de despesas, em relação a países melhores estruturados e com maior capacidade de organização.

emissão de moeda em uma proporção que excede a sua demanda a nível de preços correntes cria um excesso de moeda circulante. Como consequência, o movimento na direção de reduzir o excesso de moeda em circulação leva a um aumento gradual dos preços até que se atinja o novo equilíbrio dado o montante de moeda em circulação.

O segundo desequilíbrio ocorre pelo uso de reservas monetárias internacionais e está associado a crises cambiais e do balanço de pagamentos. O uso dessas reservas é uma alternativa à emissão de moeda, podendo assim eliminar os efeitos inflacionários. Tal alternativa valoriza a taxa de câmbio, gerando uma desaceleração inflacionária que é conduzida não somente pela utilização das reservas internacionais, mas também por meio de empréstimos externos. Essa política é bastante limitada, já que depende do nível de reservas de um país e pode estimular movimentos especulativos, que decorrem da sua queda. Somente pode ser mantida se a política fiscal for também compatível com a manutenção de baixos níveis de inflação.

O terceiro desequilíbrio ocorre através da utilização de empréstimos externos e de sua relação com crises da dívida. Esse desequilíbrio ocorre de forma similar ao uso de reservas, que tende a apreciar a taxa de câmbio, estimulando a realização de importações. O problema da alta dependência em empréstimos externos para financiar a dívida orçamentária é o pagamento dos serviços da dívida, e a sua cumulatividade. Dessa forma, avalia-se como limitação a quantidade de dívida que um país pode incorrer pela sua posterior capacidade de pagamento, que pode resultar em interrupções dos pagamentos dos serviços da dívida e crises maiores.

A quarta forma de desequilíbrio são os empréstimos domésticos que estão associados com altas taxas de juros reais. Eles são utilizados principalmente por países em desenvolvimento e ocorrem através da emissão de títulos da dívida pública. A intermediação acontece geralmente pelo sistema bancário, e em alguns países como Brasil e México, os títulos são vendidos diretamente ao setor privado. Essa forma de financiamento é vista como uma alternativa para se evitar a inflação e crises externas⁷, ainda que carregue seus próprios riscos. Por definição, os empréstimos ao governo reduzem a poupança que seria utilizada pelo setor privado, pressionando a taxa de juros doméstica.

⁷ Sargent e Wallace (1981) fazem importante contribuição sobre a dinâmica da dívida. Caso um governo aumente a velocidade (taxa) de impressão de moeda para obter mais financiamentos através de novos empréstimos, futuramente o nível de déficits aumentará inevitavelmente. Isso ocorrerá pela maior acumulação de estoque de dívida, que demandará maior moeda para financiá-lo, e assim incorrer em maiores déficits, ou ainda, imprimir mais moeda para financiar novas dívidas e gerar alta inflacionária.

Para Dornbusch e Fischer (1991), a necessidade de financiamento do setor público pode ser definida em três conceitos, descritos a seguir: (i) resultado primário, (ii) resultado operacional e (iii) resultado nominal. Esses conceitos definem em melhor grau a dimensão do desempenho das contas públicas, a partir da política fiscal adotada.

O conceito de resultado primário apresenta a diferença entre as receitas fiscais totais (excluindo da mensuração os ganhos no mercado financeiro) e os gastos totais (exceto os serviços dos juros da dívida). O resultado do conceito primário está associado à sustentabilidade da política fiscal, mostrando qual a capacidade do governo de honrar a dívida no longo prazo. Assim, pode-se dizer que o conceito primário é a economia feita pelo setor público para pagamento dos juros da dívida ou para a diminuição do estoque da dívida.

Já o resultado operacional inclui nos gastos do governo os juros reais pagos sobre o estoque da dívida. O terceiro e mais amplo é o conceito de resultado nominal, que incorpora ao conceito operacional as despesas originadas da correção monetária, cambial e juros nominais da dívida pública.

2.3 SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL

Para Romer (2012), a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) do governo deve considerar que o valor presente dos seus gastos seja menor ou igual a sua riqueza inicial, incluindo o valor presente de suas receitas. Assim, a relação pode ser descrita inicialmente como a equação (3):

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} G(t) dt \leq -D(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} T(t) dt \quad (3)$$

em que $G(t)$ representa os gastos do governo⁸ no tempo t , $T(t)$ a receita do governo através

de impostos no tempo t , $D(0)$ a dívida inicial e $R(t)$ representa $\int_{\tau=0}^t r(\tau) d\tau$, em que $r(\tau)$ é a

taxa de juros real no tempo τ . Assim, o valor de produção de uma unidade no tempo t descontado ao tempo 0 é $e^{-R(t)}$. Dessa forma, a ROI do governo não o previne de permanecer

⁸ Na equação, a variável $D(0)$ possui sinal negativo porque representa uma dívida.

constantemente em dívida, ou de aumentar gradualmente o seu estoque de dívida, mas sim que o estoque inicial de dívida somado às receitas não seja menor do que seus gastos.

Os gastos somente podem aumentar se as receitas também aumentarem no tempo. Enquanto que quanto maior for o estoque de dívida, caso não seja compensada por receitas pelo governo, menor será sua capacidade de gastar, já que os gastos podem apenas ser financiados pela redução do estoque de dívida, aumento da receita por impostos, ou pela diferença positiva da variação de ambos.

Dessa forma, a relação da restrição do orçamentária intertemporal impõe ao governo que o limite do valor presente da dívida não pode ser negativo. Assim sendo, é possível estabelecer o limite da dívida no tempo, conforme demonstra a equação 3, da seguinte forma:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} e^{-R(s)} D(s) \leq 0 \quad (4)$$

De forma mais ampla, em uma situação a qual a taxa real de juros seja sempre positiva, um valor positivo, mas constante da dívida (ou seja, o governo nunca paga totalmente a sua dívida), satisfaz a ROI, se o valor residual for menor ou igual a zero. Similarmente, uma política em que se mantém crescente o estoque de dívida também satisfaz a ROI se a taxa de crescimento da dívida (D) for menor do que a taxa de crescimento da taxa real de juros (r).

Para Romer (2012), uma definição mais simples para o déficit orçamentário pode ser representada pela taxa de mudança do estoque de dívida. Assim, a taxa de mudança do estoque da dívida real deve igualar a diferença entre os gastos e as receitas do governo, adicionado dos juros reais sobre o estoque de dívida. A relação é estabelecida da seguinte forma:

$$\dot{D}(t) = [G(t) - T(t)] + r(t)D(t) \quad (5)$$

em que $r(t)$ é a taxa de juros real no tempo. Os termos em colchetes do lado direito da equação 5 se referem ao resultado primário do governo, pois é um indicador mais preciso para medir como a política fiscal está contribuindo para o orçamento do governo, ao contrário do resultado nominal. Dessa forma, uma nova relação da ROI pode ser descrita conforme (6):

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [T(t) - G(t)] dt \geq D(0) \quad (6)$$

Assim, de acordo com a equação (6), a ROI estabelece que o governo precisa realizar superávits primários na proporção suficiente para compensar o valor inicial da dívida. Assim, essa deve ser uma relação de igualdade, para que seja possível a quitação da dívida em sua totalidade.

Entretanto, em determinados casos, o governo pode incorrer em uma dinâmica de financiamento peculiar, e se o ambiente econômico favorecer, formar um esquema piramidal de financiamento da dívida, do tipo Ponzi. O processo ocorre quando um governo constantemente emite títulos da dívida, para pagar o principal e os juros da dívida já existente, resultando em uma diminuição da razão do valor principal da dívida em relação ao tamanho do produto da economia.

Romer (2012) avalia que um esquema Ponzi poderia ocorrer se em determinado período de tempo se as taxas de juros reais se mantiverem menores que as taxas de crescimento reais da economia. Assim, como a taxa de crescimento da economia excederia a taxa real de juros, não teria motivo pelo qual o governo não seguir essa política de financiamento.

Como resultado, a prática não atende a ROI, porque o governo estaria constantemente rolando a sua dívida, e assim o seu valor presente seria constante e positivo e não se aproximaria de zero. Portanto, o modelo de restrição orçamentária apresentado impõe ao governo um horizonte infinito de tempo e o restringe de incorrer em alternativas de financiamento que não sejam sustentáveis, visto os critérios de valor presente necessários para satisfazer a ROI.

2.4 RELAÇÃO ENTRE DÉFICITS, INFLAÇÃO E CÂMBIO

Para Fischer e Easterly (1990), déficits orçamentários tendem mais cedo ou mais tarde a conduzir processos inflacionários⁹, enquanto que nos países onde ocorreram sucessivos e elevados déficits, ocorreram também processos hiperinflacionários. Nesses processos, ocorre uma retroalimentação através do efeito Keynes-Oliveira-Tanzi, em que a

⁹ A relação entre dívida governamental e inflação são evidenciados nos trabalhos de Bohn (1988), Engen e Hubbard (2004) e Davig (2011).

alta inflação corrói o poder de compra da moeda e conseqüentemente das receitas de impostos, impactando também nas receitas de senhoriagem¹⁰.

A correlação, portanto, entre déficit e inflação é baixa nos primeiros estágios dos processos inflacionários, pois os programas de ajustes para redução dos déficits são geralmente inflacionários. Outra causa relacionada à baixa velocidade inicial dos processos inflacionários ocorre em função de que os ajustes monetários necessitam percorrer as cadeias de produção da economia. Ainda, uma terceira causa pode evidenciar a baixa correlação inicial do processo, a qual determinada economia poderia apresentar diferentes expectativas futuras, e assim oscilar na avaliação de suas previsões sobre diferentes cenários econômicos.

Para Romer (2012), a restrição orçamentária do governo envolve os valores presente de toda a trajetória entre gastos e receita, e não somente a dívida em determinado período de tempo. Assim, medidas convencionais como o resultado primário ou nominal podem não ser precisas a respeito da contribuição dos resultados das políticas fiscais para o orçamento, se não forem avaliadas do ponto de vista intertemporal.

Entretanto, o nível de preços em uma economia pode variar ao longo do tempo e assim influenciar diretamente a dívida nominal do governo, e conseqüentemente o montante a ser financiado. A relação pode ser descrita através da seguinte equação:

$$\dot{B}(t) = P(t)[G(t) - T(t)] + i(t)P(t)D(t) \quad (7)$$

onde, $\dot{B}(t)$ representa a taxa de mudança da dívida nominal no tempo, $P(t)$ o nível de preços no tempo, $i(t)$ a taxa de juros nominal no tempo, $G(t)$ os gastos do governo no tempo, $T(t)$ a receita do governo através de impostos no tempo e $D(t)$ dívida real no tempo. A equação 7 estabelece que quando o nível de inflação sobe, a taxa de juros nominal também sobe, pressionando os serviços da dívida do governo.

Assim, o aumento dos serviços da dívida revela a ocorrência da corrosão do valor da dívida real, que precisa ser compensada pela alta de juros. Esse efeito revela apenas a relação da inflação na dívida nominal do governo, sem afetar diretamente a restrição orçamentária do governo. É possível também definir essa relação de forma mais estruturada, em que por definição, a taxa de juros nominal se iguala a taxa de juros real mais a inflação. Assim, pode-se reescrever a equação 7 conforme a seguir:

¹⁰ Conforme Obstfeld (2012), senhoriagem é a capacidade de o governo comprar bens e serviços que o setor privado produz com moeda emitida a custo inferior. Ou seja, a senhoriagem é a diferença entre o valor da moeda e o custo para produzir e distribuí-la.

$$\dot{B}(t) = P(t)[G(t) - T(t)] + [r(t) + \pi(t)]P(t)D(t) = P(t)[\dot{D}(t) + \pi(t)D(t)] \quad (8)$$

em que $\pi(t)$ representa a taxa de inflação no tempo. Assim, ao dividir ambos lados da equação (8) pelo nível de preços $P(t)$, obtêm-se a seguinte definição:

$$\frac{\dot{B}(t)}{P(t)} = \dot{D}(t) + \pi(t)D(t) \quad (9)$$

em que $\dot{D}(t)$ representa a taxa de mudança da dívida real no tempo. Assim, enquanto o estoque de dívida for positivo, uma inflação maior aumenta o valor do déficit, mesmo quando é deflacionado pelo nível de preços.

Para Sachs e Larrain (2002), a relação entre déficits, inflação e câmbio apresentam movimentos similares na economia. Assim, caso determinado governo precise emitir moeda através da venda de títulos ao banco central, essa moeda será utilizada para cobrir os déficits criados, e, à circular na economia, pressionará o nível de preços, em razão do desequilíbrio com o produto corrente. Como consequência, os agentes buscarão outras formas de converter o dinheiro para buscar manter seu valor, podendo ser ouro, moeda estrangeira ou outros instrumentos financeiros.

A sequência de efeitos que provocam desajustes nos níveis de preços e no câmbio pode ser descrita a partir de um déficit fiscal, considerando que a economia opere com taxas flutuantes. Sachs e Larrain (2002) dividem a sequência de efeitos em três etapas; primeiro, a sequência de déficits conduz a um aumento da oferta monetária, em segundo provoca desequilíbrio no mercado de câmbio levando a depreciação da moeda local em relação às moedas externas e, em terceiro, à inflação generalizada.

Dessa forma, os déficits orçamentários influenciam o nível de reservas que os países possuem, devido aos movimentos dos mercados de câmbio e de ativos. Um aumento do déficit, considerando que a produção de uma economia se mantenha constante, provoca uma expansão monetária gradual ao longo do tempo, em decorrência da necessidade de financiamento da dívida¹¹. A expansão da base monetária provocará a desvalorização da moeda doméstica, que pressionará posteriormente o reajuste interno de preços devido à nova quantidade de moeda em circulação. Assim, a relação de déficits com os reservas internacionais pode ser expressa por (10).

¹¹ Esse efeito é descrito na investigação de Sargent e Wallace (1981).

$$-E(M_F^* - M_{F-1}^*) = P.DEF \quad (10)$$

onde E representa a taxa de câmbio, M_F^* o estoque de reserva estrangeira do banco central no período corrente, M_{F-1}^* o estoque de reserva estrangeira do banco central no período anterior, P o nível de preços e DEF o déficit orçamentário nominal. A equação 10 demonstra que se a demanda por moeda for constante, e, se o governo tomar empréstimos no exterior ou no banco central, o resultado será um aumento na base monetária que provocará redução das reservas internacionais. Assim, a cobertura do déficit orçamentário é realizada de forma indireta pela redução das reservas internacionais¹².

Portanto, enquanto o banco central possuir reservar internacionais, é possível manter a inflação sob controle e a taxa de câmbio em valor fixo. Porém, tal manutenção apresenta uma limitação, pois somente pode ser utilizada enquanto o banco central possuir reservas internacionais. Caso os déficits persistam e o banco central fique sem reservas, a moeda obrigatoriamente terá que ser depreciada, reduzindo a capacidade do banco central em intervir no mercado de câmbio.

Krugman e Obstfeld (2010) avaliam outros efeitos entre a inflação e a dinâmica da taxa de câmbio. Esses efeitos demonstram que uma mudança na oferta de moeda cria pressões imediatas de demanda e de custo, as quais acabam levando a aumentos futuros nos níveis de preços. Essas pressões consideram que os preços são rígidos no curto prazo, mas flexíveis no longo prazo.

A primeira delas é o excesso de demanda por produção e trabalho, em que um aumento na oferta de moeda exerce efeito expansionista na economia, elevando a demanda total por bens finais e serviços. A segunda são as expectativas inflacionárias, pois se todos agentes esperam que o nível de preços aumente, essa expectativa acelerará o ritmo da inflação. A terceira ocorre pela pressão no nível de preços das matérias-primas, em que muitas são utilizadas na produção de bens finais e vendidas em mercados onde os preços se ajustam rapidamente, mesmo no curto prazo.

Portanto, mudanças imediatas na oferta causam maiores efeitos no longo prazo do que no curto prazo, embora essa dinâmica poderia ocorrer parcialmente no curto prazo, mas não totalmente, devido a rigidez inicial dos preços. No entanto, mesmo em economias consideradas industrializadas, a rigidez dos preços no curto prazo pode superar taxas inflacionárias consideradas altas.

¹² Para a derivação completa do modelo, veja Sachs e Larrain (2002, p 324 -325)

Um efeito adicional que pode ser observado na taxa de câmbio, no curto prazo, ocorre após um aumento na oferta de moeda, em que a taxa de câmbio ultrapassa seu valor de longo prazo. Tal efeito é descrito por Krugman e Obstfeld (2010), como ultrapassagem da taxa de câmbio, em que a depreciação de curto prazo é maior que a depreciação de longo prazo.

A explicação reside na paridade internacional de juros, e está relacionada com a expectativa dos agentes. Antes da alteração da oferta de moeda, não se espera nenhuma mudança com relação à taxa de câmbio, e assim o mercado de ativos opera em equilíbrio.

Portanto, o efeito ultrapassagem é uma consequência direta da rigidez de curto prazo dos preços, e pode fazer com que a taxa de câmbio oscile abruptamente de um dia para outro. Se os preços pudessem se ajustar imediatamente ao seu nível de longo prazo, mudanças na oferta de moeda não alterariam abruptamente a taxa de câmbio, alcançando assim o novo equilíbrio entre os mercados monetário, de ativos e de câmbio¹³.

2.5 REVISÃO DE ESTUDOS EMPÍRICOS

A análise da literatura que trata da investigação da sustentabilidade fiscal e da dívida pública, permite obter parâmetros comparativos entre as diversas metodologias utilizadas recentemente. Dessa forma, a comparação entre trabalhos elaborados contribui para o desenvolvimento e estrutura da pesquisa, em que a sustentabilidade fiscal requer que setor governamental seja solvente ou demonstre capacidade de honrar a sua dívida no futuro.

Assim, a investigação da sustentabilidade da dívida dos governos pode ser realizada através de diferentes abordagens metodológicas disponíveis na literatura, como pelos modelos propostos por Engle e Granger (1987), Granger e Lee (1990), Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990), Quintos (1995), Gregory e Hansen (1996), Engsted et al (1997), Bohn (1998), Bai e Perron (1998), Pedroni (1999, 2004), Pesaran et al (2001), Larsson et al (2001), Leachman et al (2005), Bohn (2006) e Hatemi-J (2008)¹⁴.

Nesse sentido, a literatura empírica tem empregado modelos de cointegração para avaliar a dinâmica do ajustamento das variáveis de receita e despesa no longo prazo, ou seja, a sustentabilidade do resultado fiscal como em Akosah (2015), Dalgiç et al (2014), Asiama et al (2014), Burret et al (2013), Legrenzi e Milas (2012), Reade (2011), Ucal e Alici (2010)

¹³ Para maiores detalhes, veja Krugman e Obstfeld (2010).

¹⁴ No Apêndice se encontra uma tabela sintética dos estudos empíricos selecionados.

e Silvestrini (2010), enquanto que outros estudos avaliaram a sustentabilidade fiscal através de testes de multicointegração, como em Tronzano (2014), Escario et al (2012) e Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011).

Entre os trabalhos de multicointegração selecionados, Triches e Bertussi (2012) avaliaram a sustentabilidade fiscal da dívida pública em seis países latino-americanos. Na investigação, utilizou-se do modelo de multicointegração proposto por Leachman et al (2005), que analisou a existência de uma relação de longo prazo na sustentabilidade entre as receitas, as despesas e a dívida dos governos.

O período considerado foi entre 1961 até 2007, e não foi identificada relação de multicointegração, assim, foi então aplicado o teste convencional de cointegração proposto por Engle e Granger (1987), entre despesas e receitas do governo. O teste demonstrou que o Brasil e a Venezuela apresentaram políticas fiscais sustentáveis e consistentes com o modelo de cointegração, respeitando a restrição orçamentária intertemporal de longo prazo.

Após, foi aplicado o modelo de correção de erros para identificar a velocidade de ajuste no curto prazo, em que o Brasil apresentou uma velocidade de ajuste maior do que a Venezuela. Já a Argentina, o México e o Uruguai não cumpriram a restrição orçamentária intertemporal, apresentando políticas fiscais não sustentáveis, com as quais os déficits foram a regra. O Peru também não satisfaz a restrição orçamentária intertemporal, porém demonstrou a geração de superávits orçamentários.

Uma segunda investigação conduzida por Triches e Bertussi (2017) avaliou a sustentabilidade fiscal do Brasil no período entre 1997 e 2015. O modelo selecionado foi de multicointegração revisado por Tronzano (2014), que considera uma quebra estrutural na série. Dessa forma, foram aplicadas cinco especificações do modelo, que consideram diferentes quebras estruturais nos seus coeficientes determinísticos e estocásticos. Para identificar o período da quebra, se utilizou dos testes de Bai (1997) e Bai e Perron (1998, 2003), que apontaram para a ocorrência da quebra estrutural no terceiro trimestre de 2010. Como resultado, os resíduos das séries não atingiram os valores mínimos para estacionariedade, indicando que a política fiscal do Brasil no período não foi sustentável.

Outra investigação conduzida por Mendonça et al (2016) também sustentou a falta de evidências empíricas que indicassem a sustentabilidade da gestão orçamentária fiscal do Brasil. Para consolidar esse resultado, Mendonça et al (2016) utilizaram três diferentes testes de cointegração entre as séries de receitas e despesas do governo no período entre 2002 e 2014, com frequência mensal. Os testes empregados foram os de Box-Jenkins, Hill-

Griffiths-Judge (1997) e Johansen (1990). Verificou-se, assim, a tendência de queda do resultado primário, uma vez que se observou redução das receitas, enquanto que para as despesas a tendência foi de crescimento. Em resumo, a composição de resultados implicou em um fator de restrição à solvência da dívida pública.

Em uma investigação sobre a sustentabilidade fiscal do governo da Grécia, Trachanas e Katrakilidis (2014) utilizaram os modelos de cointegração de Gregory e Hansen (1996) e Hatemi-J (2008), que consideram uma e duas quebras estruturais, respectivamente. O período analisado foi entre 1960 e 2011, concluindo que existe relação de longo prazo entre as receitas e os gastos do governo. O teste de Gregory e Hansen (1996) identificou uma quebra em 1995, enquanto o teste de Hatemi-J (2008) identificou duas quebras, uma em 1988 e outra em 1995.

Ainda mais, os parâmetros de cointegração do teste de Hatemi-J (2008) revelaram que o déficit fiscal da Grécia era fragilmente sustentável até 1995, quando se torna insustentável e gera graves problemas de solvência para a economia grega, agravando os problemas de endividamento e consequente aumento do déficit público. Todas as quebras que foram identificadas coincidiram com eventos históricos relevantes, como as políticas de estabilização da economia grega para atender os critérios do tratado de Maastricht.

Ayuba et al (2016) investigou a sustentabilidade dos resultados fiscais da Nigéria, entre 1981 e 2013. O principal objetivo do estudo foi o de avaliar a sustentabilidade através de um modelo *Auto Regressive Distributed Lag* (ARDL), utilizando-se do *bounds test*. Conforme Pesaran et al (2001), o modelo ARDL não exige que as séries sejam não-estacionárias, apenas que não sejam I(2).

Previamente a aplicação do teste ARDL, foram realizados os testes de raiz unitária para verificar o grau de integração das séries, e que não sendo I(2), foi então aplicado o modelo ARDL. O resultado do modelo evidenciou a não cointegração no longo prazo, devido à dívida doméstica não responder na proporção necessária para atender os critérios da restrição orçamentária intertemporal, ou seja, não há redução do estoque de dívida ou mesmo manutenção do seu patamar.

Da mesma forma, Shastri e Sahrawat (2015) avaliaram a sustentabilidade do orçamento do governo da Índia, no período entre 1980 e 2013. Na investigação foram realizados testes de raiz unitária para verificar se as séries são não estacionárias. Após, foram aplicados dois testes de cointegração, sendo o primeiro Johansen e Juselius (1990) e o segundo uma regressão ARDL a partir de Bohn (1998). Os testes apontaram para a ausência

de sustentabilidade, pois o déficit primário demonstrou não reagir sistematicamente ao acúmulo dos estoques de dívida. Dessa forma, protagonizou a ausência de sincronia entre receitas e gastos.

Waheed (2016), Sriyana (2015) e Kumar et al (2012) combinaram a aplicação do modelo ARDL com outros testes, além dos testes de raiz unitária, para avaliar a dinâmica e o comportamento da dívida. Waheed (2016) e Sriyana (2015) aplicaram o modelo ARDL e após um modelo *Error Correction Model* (ECM), em que Waheed (2016) utilizou dados trimestrais entre 1990 até 2014 para o país de Barém. Conclui-se, assim, que a restrição orçamentária intertemporal foi respeitada pela cointegração entre os resultados fiscais e os déficits públicos, que também apresentaram velocidade de ajuste relevante. Já Sriyana (2015) utilizou dados anuais entre 1970 até 2012 para a Indonésia em que os testes rejeitaram a estabilidade fiscal.

Kumar et al (2012) combinou sua abordagem de forma um pouco mais ampla, pela aplicação dos testes de raiz unitária, ARDL, causalidade (Granger) e um modelo ECM. A investigação utilizou dados anuais para a Nova Zelândia, entre 1960 até 2007, a qual apresentou relação de longo prazo entre os gastos do governo em proporção do PIB com a renda nacional *per capita*. Assim, foi possível concluir através do modelo ECM que a renda per capita cresceu em maior proporção que os gastos do governo em relação ao PIB.

Luporini (2015), por sua vez, investigou a sustentabilidade da política fiscal brasileira através das respostas fiscais do governo às alterações na razão dívida/PIB. O período considerado foi entre 1991 até 2011, utilizou dados mensais e aplicou os testes de raiz unitária, cointegração (Johansen 1990) e *Vector Error Correction Model* (VECM). O resultado identificado apontou para a sustentabilidade na relação das respostas fiscais do governo em relação às alterações na proporção dívida/PIB, e que a relação é altamente dependente da taxa de crescimento do governo.

Com a metodologia de Johansen (1995) e a *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), Miyazaki (2014) avaliou a sustentabilidade da Austrália e da Suécia entre 1980 até 2007, utilizando-se de dados trimestrais. Em sua investigação, a Suécia apresentou sustentabilidade da política fiscal, e os coeficientes de receita cresceram em maior proporção que os gastos do governo, principalmente após as restrições fiscais impostas ao governo no final da década de 1990. Por outro lado, a política fiscal adotada pela Austrália não se mostrou sustentável, em vista que as receitas cresceram em menor proporção que os gastos do governo.

Simonassi et al (2014) leva em conta a estabilidade da política fiscal pela análise dos impactos de choques financeiros e econômicos internacionais na sustentabilidade fiscal do Brasil, no período de 1991 até 2008. Para a investigação, utilizou-se uma função de reação baseada nos modelos de Bohn (2006) e Bai e Perron (1998).

Os autores combinaram ambas abordagens para complementar os resultados obtidos. A abordagem metodológica de Bohn (2006) foi utilizada para analisar a resposta do governo em gerar superávits primários, enquanto enfrenta a acumulação de dívida. Já a abordagem de Bai e Perron (1998) foi combinada na função de reação do governo, e testou a ocorrência de quebras estruturais endógenas.

Dessa forma, os autores trataram as quebras estruturais como variáveis aleatórias, obtendo vantagem em relação ao modelo proposto por Luporini (2000a, 2000b, 2015), que pré-define datas em que as quebras ocorrem, ainda verificando se uma política fiscal austera é ativa mesmo com o crescimento da dívida pública. O resultado encontrado foi que a política fiscal no período é sustentável, considerando que ocorrem duas quebras estruturais, uma em maio de 1994 e outra em fevereiro de 2003.

Se mostram também disponíveis investigações acerca da sustentabilidade que utilizam dados em painel, como Mahdavi (2014) e Daniel e Shiamptanis (2013). A técnica permite ampliar a investigação para incorporar, combinar e ainda comparar um volume de dados maior a partir do objetivo da pesquisa. Em sua investigação, Mahdavi (2014) aplicou testes de raiz unitária para dados em painel, e ao verificar as condições necessárias para prosseguir com o teste, aplicou a metodologia proposta por Bohn (1998) em diferentes modelos, e assim identificou a responsividade dos resultados primários aos 48 estados norte-americanos selecionados.

A análise geral das séries de dados em painel apontou para a sustentabilidade da situação fiscal dos estados, em que a proporção do resultado primário foi função crescente da proporção de dívida, satisfazendo a condição necessária de sustentabilidade. Já Daniel e Shiamptanis (2013) avaliaram uma amostra menor, mas com período mais extenso. A série considerou 11 países da União Europeia entre 1970 até 2011, e aplicaram os testes de raiz unitária e cointegração, propostos por Pedroni (1999, 2004) e Larsson et al (2001). As séries de dados analisados em painel evidenciaram que existiu cointegração e responsividade do superávit primário em relação à variável da dívida, se defasagens forem consideradas.

Assim, o presente capítulo revisou conceitos que sustentam a relação entre a política fiscal e a dívida pública, bem como a interação entre a geração de déficits orçamentários, a

dinâmica do financiamento público e potenciais efeitos adversos na economia, como a inflação e crises cambiais. Por fim, foi realizada uma revisão de estudos empíricos atuais sobre a sustentabilidade fiscal e da dívida pública, que compreendeu uma abrangente lista de países e de metodologias.

No capítulo seguinte são elaboradas análises relativas ao Brasil e ao México, que contemplam os temas de características macroeconômicas, condução da política fiscal, evolução da dívida líquida do setor público e, por fim, os fatores condicionantes da dívida líquida do setor público.

3. A POLÍTICA FISCAL E A SOLVÊNCIA DO SETOR PÚBLICO

Na primeira seção do capítulo 3 são avaliadas, inicialmente, as condições macroeconômicas do Brasil e do México, considerando questões como crescimento real e PIB, entre outras, a fim de se estabelecerem alguns parâmetros comparativos entre essas duas economias. Posteriormente, na segunda seção, é elaborada uma análise sobre a condução da política fiscal, em que se observam os resultados dos governos centrais bem como acontecimentos que influenciaram na gestão orçamentária.

Na terceira seção a abordagem se torna para a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), em que é abordada a sua evolução. Finalmente, na quarta seção, analisam-se os fatores que condicionaram às alterações da DLSP, bem como a participação dos governos centrais na composição da dívida total do setor público.

3.1 CARACTERÍSTICAS MACROECONÔMICAS

A crise econômica e financeira internacional, que iniciou em setembro 2008 nos Estados Unidos, impactou significativamente as taxas de crescimento da economia mundial e estimulou mudanças na condução da política fiscal tanto no Brasil como no México. Em resposta, e como medida de estímulo à atividade econômica, a necessidade de manter políticas orçamentárias mais equilibradas perdeu prioridade, para se adotar uma postura de afrouxamento orçamentário, com políticas de expansão do gasto público, incentivos fiscais e subsídios econômicos.

Desde o final da década de 1990 até 2009, os dois países apresentaram taxas de crescimento relativamente estáveis, embora a crise internacional tenha atingido com maior força o México, que apresentou taxa de crescimento negativa de 4,7% em 2009, sendo a pior representação da série para o país. O Brasil, por outro lado, não sofreu impacto inicial de tamanha magnitude, mas recuou 0,13% no mesmo ano.

Assim, a economia brasileira conseguiu se manter relativamente estável frente ao agravamento das condições econômicas mundiais, pois, conforme a Tabela 1, em 2010 já apresentou fortes sinais de recuperação em relação ao ano anterior, crescendo 7,53%, enquanto que a economia mexicana cresceu 5,11%. Entretanto, a expressividade do crescimento de 2010 durou pouco tempo, pois em 2011 as economias já apresentavam sinais de declínio no nível de atividade, não repetindo o crescimento anteriormente apresentado.

Em parte, apesar de a economia mexicana sofrer maior impacto com a crise de 2009, os anos seguintes apresentaram inicialmente uma queda, mas o crescimento seguiu com certa estabilidade, ao contrário do que se passou na economia brasileira. Assim, entre 2010 e 2014, o Brasil apresentou crescimento em queda, em que 2014 apresentou apenas 0,5% de crescimento em relação à 2013, enquanto que nos anos seguintes o crescimento tornou-se negativo, com queda de 3,77% em 2015 e 3,59% em 2016, evidenciando assim o pior período de crescimento da série.

Tabela 1 – Taxa de crescimento real dos produtos do Brasil e do México, entre 1997 e 2016 (%).

País	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Brasil	3,40	0,34	0,47	4,11	1,39	3,05	1,14	5,76	3,20	3,96
México	6,96	4,70	2,67	5,30	-0,61	0,13	1,42	4,30	3,03	4,94
País	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Brasil	6,07	5,09	-0,13	7,53	3,97	1,92	3,00	0,50	-3,77	-3,59
México	3,20	1,40	-4,70	5,11	4,04	4,02	1,36	2,27	2,63	2,30

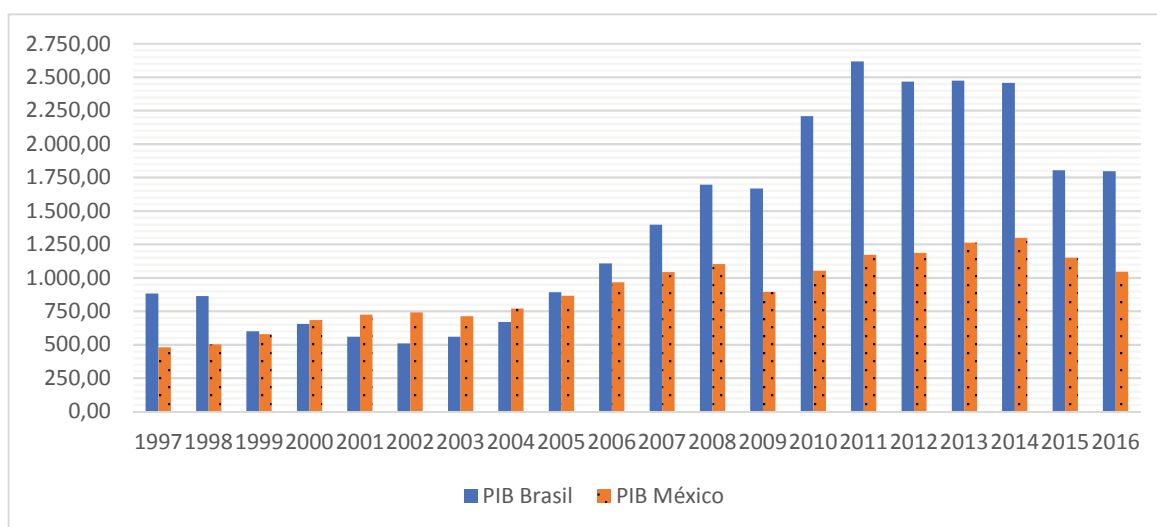
Fonte: Banco Mundial (2017)

A maior estabilidade da economia mexicana se refletiu em uma média de crescimento anual superior em relação à brasileira, com crescimento médio de 2,72 pontos percentuais contra 2,37 pontos percentuais, respectivamente¹⁵. O crescimento de cada país, em termos do produto nominal, está evidenciado no Gráfico 1 e mostra que o PIB brasileiro sofreu forte queda em 2015, quando chegou a 1,80 trilhões de dólares, e se manteve relativamente estável até 2016.

Já o México, por sua vez, apresentou crescimento positivo entre os anos de 2011 e 2015, e em 2016 atingiu o mesmo PIB de 2010, com 1,15 trilhões de dólares. De acordo com o The World Factbook (2017), desde o acordo *North American Free Trade Agreement* (NAFTA) e a sua consequente entrada para o bloco comercial em 1994, a economia mexicana se tornou consideravelmente orientada para a indústria. Tal fato pode ter levado à melhores condições de retomada da economia, tanto pela participação no bloco e também devido ao amplo parque industrial, que representou 33% do PIB em 2016.

¹⁵ Média aritmética simples da Tabela 1, referente ao período entre 1997 e 2016.

Gráfico 1 – Evolução do PIB nominal do Brasil e do México, entre 1997 e 2016, em bilhões de dólares correntes.



Fonte: Banco Mundial (2017).

Para o Brasil, o final da década de 1990 e início dos anos 2000 foram fundamentais para consolidar o alicerce econômico que amenizou o impacto da crise de 2008. Os fundamentos da utilização do tripé macroeconômico, resultante do Plano Real, estabeleceram principalmente a meta de superávit primário em 3,75% do PIB. Tal meta, somada ao decorrente aumento das reservas estrangeiras internacionais, garantiu que as políticas monetária e fiscal nos anos seguintes à sua implementação fossem mais sustentáveis no nível de gastos.

Dessa forma, a melhor condição fiscal do governo central permitiu que fossem adotadas medidas econômicas anticíclicas em 2008, que estimulou inicialmente o crescimento econômico observado principalmente em 2010. Entretanto, o esgotamento do modelo adotado começou a mostrar os sinais de retração já em 2011, quando a formação bruta de capital, queda do consumo e investimento privados já mostravam sinais de declínio.

Assim, de acordo com o The World Factbook (2017), desde o segundo semestre de 2014, a queda internacional nos preços das commodities reduziu os retornos sobre as exportações e investimentos, alimentando o ciclo de desvalorização do Real e redução de receitas pelo governo¹⁶. Entretanto, embora a desvalorização tenha ocorrido de forma

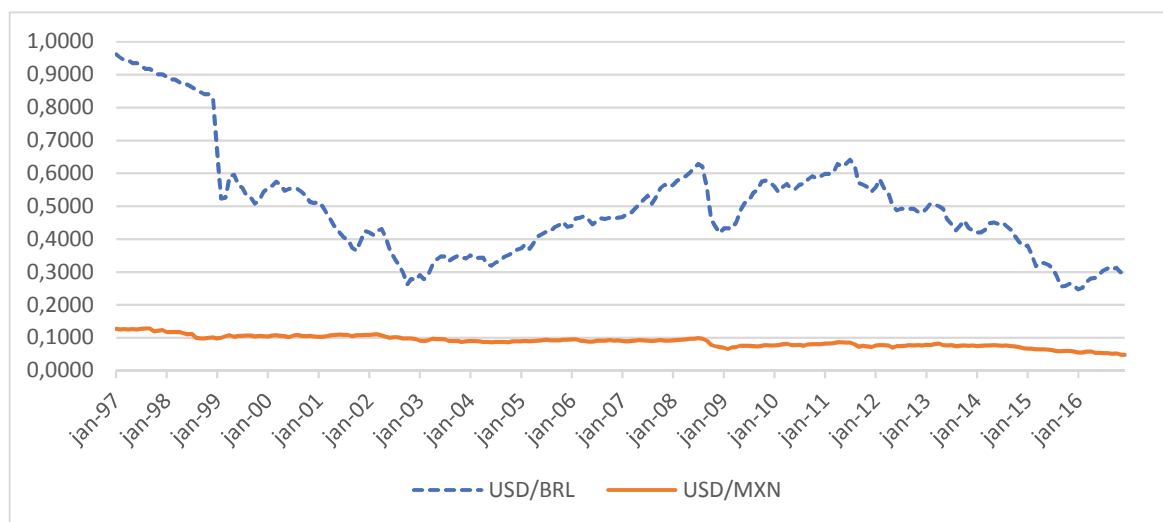
¹⁶ De acordo com FMI (2017), a crise internacional de 2009 afetou significativamente o preço internacional das commodities, que apresentaram recuperação até 2011 e se mostraram relativamente estáveis até o segundo semestre de 2014, quando novo ciclo de queda pode ser observado.

gradual desde o final da década de 1990, e mais recentemente após 2011, a velocidade e a variação em ambos os países apresentaram comportamento bastante distinto.

Desde o abandono do sistema de câmbio fixo no Brasil em 1999, que teve início através do Plano Real, o regime de câmbio flutuante permitiu que a política monetária tivesse maior protagonismo dentro das medidas do governo para estimular o crescimento e o emprego, tendo como limitadores o sistema de metas de inflação. Já o México oficializou o regime de metas de inflação alguns anos depois, em 2001, apesar de ter incorporado do regime cambial flexível desde 1995, como resultado da “*tequila crisis*”¹⁷.

Assim, conforme pode ser observado no Gráfico 2, em dezembro de 2016 o Real já apresentava uma desvalorização de 53% em comparação a julho de 2011, período de maior valorização da moeda após 2008, de acordo com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (2017). Já o peso mexicano desvalorizou 44% entre abril de 2011 e dezembro de 2016, conforme o Banco de México (2017a).

Gráfico 2 – Taxa de câmbio nominal direta do Real e do Peso mexicano em relação ao dólar, em frequência mensal, entre janeiro de 1997 até dezembro de 2016.



Fontes: IPEA (2017) e o Banco de México (2017a).

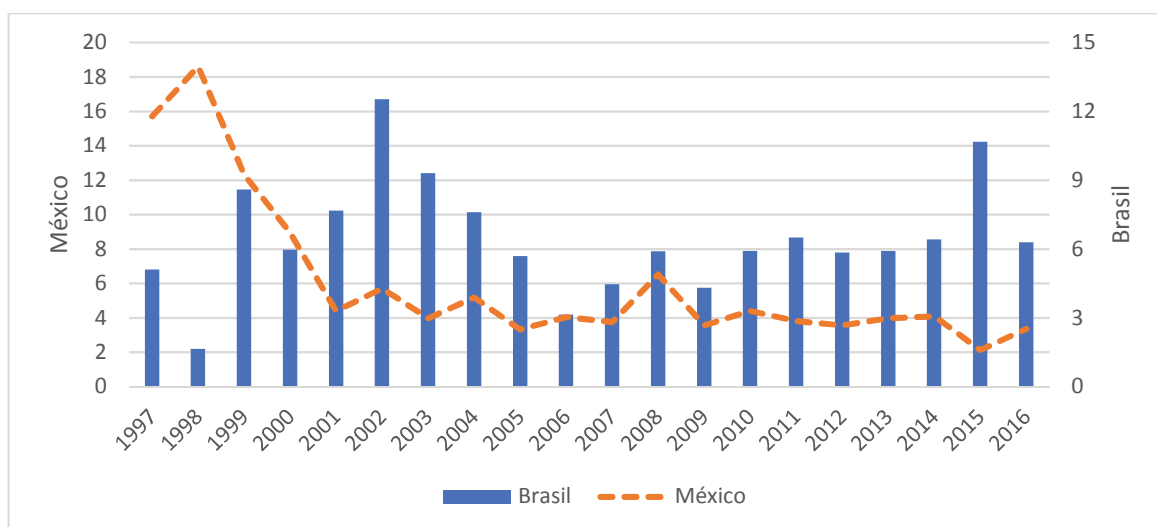
Dessa forma, desde 2011, quando o Real atingiu seu maior nível de valorização após a crise, e também quando se equiparou à taxa de câmbio pré-crise, as taxas de juros básica iniciaram uma tendência de queda, de acordo com o Banco Central do Brasil (BCB) (2017b).

¹⁷ Nome alternativo para a crise do México de 1994, o qual faz analogia aos efeitos da tequila com os da própria crise.

Assim, em julho de 2011 a taxa meta do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) estava em 12,25% a.a., e após um período de crescimento, seguiu em forte retração, pois em novembro de 2012 já estava em 7,25% a.a. Após, a série foi seguida por aumentos graduais nas taxas de juros, principalmente devido a alta da persistência e do nível inflacionário, que pode ser observado no Gráfico 3.

Em contraste à política de taxa de juros do Brasil, a estabilidade relativa da taxa de câmbio mexicana refletiu a evolução da taxa de juros básica, em que após chegar em 8,25% a.a. em dezembro de 2008, a tendência de queda se manteve até maio de 2016, de acordo com o Banco de México (2017b), quando chegou em 3% a.a. Um fato que possivelmente contribuiu para a constância do afrouxamento monetário do México, foi que o mesmo não apresentou altos níveis inflacionários.

Gráfico 3 – Inflação acumulada em 12 meses, para o Brasil e para o México, entre 1997 e 2016 (%).



Fontes: BCB (2017d) e Banco de México (2017e).

Obs.: Para o Brasil se utilizou do Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, e para o México do *Consumer Price Index* - CPI.

Assim, o Gráfico 3 evidencia que a oficialização pelo México em 2001 do regime de metas de inflação mostrou-se bem-sucedida, e é possível afirmar que o principal resultado do processo foi a maior eficácia da política monetária em amenizar os efeitos inflacionários na economia. Portanto, se observa uma maior estabilidade do nível de preços, que apresentou breve alta apenas em 2008, quando chegou a 6,53% a.a., mas que em 2009 já retornou a patamares relativamente baixos, mantendo se em aproximadamente 4% a.a.

O Brasil, por sua vez, apresentou maior descontrole do nível de inflação após o início da crise internacional de 2008, embora gradual aumento da taxa de inflação já podia ser observado, em 2007. Logo após, em 2008, a inflação atingiu 5,9% a.a., e manteve-se aproximadamente nesse patamar até 2015, quando chegou a 10,67%. Em 2016, voltou a média apresentada nos anos anteriores, ficando próxima de 6% a.a.¹⁸

3.2 A POLÍTICA FISCAL NO BRASIL E NO MÉXICO

A condução da política fiscal do Brasil e do México pode ser caracterizada, de forma geral, em duas fases distintas, sendo a primeira até próximo da crise mundial de 2008, e a segunda, após. Na primeira fase, a condução da política fiscal esteve condicionada tanto pelo ciclo político como pela necessidade de equilibrar as contas públicas, sendo que, nesse período, ainda é possível observar maior consistência na busca por superávits primários.

A economia brasileira obteve superávits primários que permitiram uma redução do déficit nominal do governo central em virtude de um maior controle das contas públicas, fato que pode ser observado até o terceiro trimestre de 2008. Esse movimento, motivado por questões econômicas, ocorreu principalmente pelo ciclo de alta da demanda e dos preços das commodities no mercado internacional, como também por questões legais e políticas, como o acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI) após a crise das eleições de 2002¹⁹.

O acordo firmado com o FMI em 2002 disponibilizou ao Brasil 30 bilhões de dólares em caso de necessidade de divisas, por um período de 15 meses após a sua assinatura. Em contrapartida, para garantir a sustentação fiscal nos próximos anos, o governo central comprometeu-se em manter o nível do superávit primário em 3,75% do PIB em 2003, com uma elevação temporária para 3,9% nos próximos meses, e também com a manutenção da dívida líquida do setor público em 59%. Após as eleições em 2002, o ministro da fazenda

¹⁸ Barboza (2015) avalia que diversos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil encontram-se obstruídos, em diferentes graus. O resultado é decorrente de uma investigação sobre os meios de transmissão da política monetária e sua relação com a taxa de juros. Apesar de que essas condições sejam peculiares ao país, as características estruturais indicam, portanto, que a dinâmica do controle inflacionário é menos eficiente, pois exige do Banco Central maior esforço para o controle inflacionário em detrimento de possíveis distorções no mercado doméstico. Isso justificaria, em parte, o motivo das altas taxas de juros utilizadas.

¹⁹ Segundo De Almeida (2015), no início dos anos 2000 o cenário econômico do Brasil bem como do Cone Sul não era promissor. A região passava por um período de grande incerteza, tanto pelo momento político do Brasil acerca da condução da política econômica após a eleição presidencial, como pela inexistência de qualquer acordo entre países vizinhos com o FMI. Assim, a conjuntura relativa à época não garantia maior austeridade fiscal nos próximos anos.

elaborou nova carta ao FMI, e declarou elevar a meta de superávit fiscal para 4,25% do PIB até o final de 2006.

A carta de intenção estabilizou as suspeitas de que o Brasil poderia alterar o acordo feito na gestão anterior, e incorrer em diferente política fiscal, possivelmente menos sustentável. Como resultado, o setor público apresentou resultado primário superavitário em proporção do PIB, em média de 2,35% entre 2003 até 2008²⁰, evidenciado no Gráfico 4. Já o pagamento médio de juros sobre a dívida pública foi de -4,76% do PIB no mesmo período, que resultou em déficit na necessidade de financiamento do setor público no conceito nominal, em média, de -2,41%, representando R\$ 321,4 bilhões.

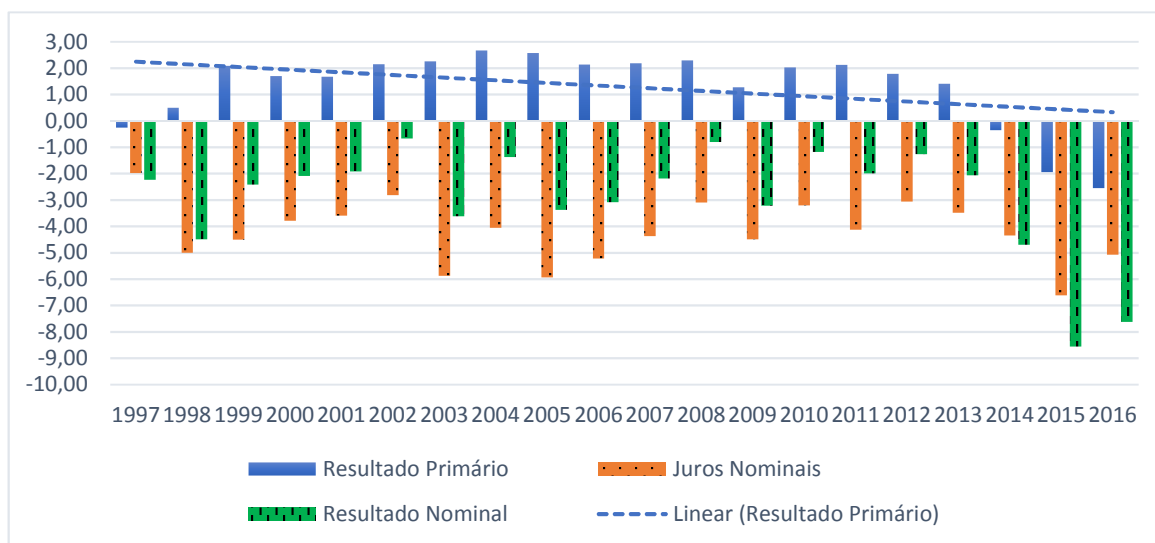
Embora a situação fiscal brasileira no segundo período tenha apresentado diferentes ciclos de endividamento, entre recuperação do superávit nominal e novo de endividamento, a condução fiscal apresentou comportamento bastante distinto em relação ao período anterior, pois não mais se observou superávits nominais, mas sim uma gradual piora no saldo orçamentário, em que os déficits passam a ser a regra.

Dessa forma, o período após 2008 apresentou uma piora gradual nos resultados nominal e primário, motivado principalmente pela alteração do modelo fiscal adotado a partir da crise mundial, através de políticas anticíclicas. Assim, conforme o Gráfico 4, a economia feita pelo governo central para o pagamento dos juros da dívida mostrou gradual deterioração, em que partiu de um superávit primário de 2,29% em relação ao PIB em 2008, para 1,27% em 2009. Entre 2009 e 2013, a média observada para o superávit primário passa para 1,73%, e após em 2014, torna-se negativa em -0,35%, mantendo a sequência de déficits até 2016, com -1,94% em 2015 e -2,54% em 2016.

Em valores absolutos, o resultado primário foi de R\$ 71,3 bilhões em 2008, e em 2009 apresentou queda chegando a R\$ 42,4 bilhões, sendo que desde 2008, os juros nominais subiram significativamente em termos absolutos, passando de R\$ 96 bilhões em 2008 para R\$ 149 bilhões em 2009, que representou um aumento de 55%. Nos anos seguintes, a média de crescimento do montante de juros nominais foi de 20,6% ao ano, entre 2009 e 2016.

²⁰ As médias desse parágrafo são aritméticas e simples.

Gráfico 4 – Resultado primário, nominal e juros nominais do governo central do Brasil entre 1997 e 2016 (% PIB).



Fonte: STN (2017).

Após o impacto inicial da crise, entre 2009 e 2011, o Brasil efetivamente conseguiu amenizar o resultado de 2009, em que o PIB cresceu no período 11,38 pontos percentuais. Dessa forma, observa-se uma tentativa de retomada da atividade econômica, com superávits mais expressivos em 2010 e 2011, de 2,03% e 2,13%, respectivamente. Conforme a Secretaria do Tesouro Nacional (STN) (2017), o melhor resultado fiscal obtido nos anos seguintes se deve em parte pelo aumento significativo na arrecadação, em que a receita total do governo central passou de 22,1% em relação ao PIB em 2009, para 23,6% em 2010.

Em decorrência da melhora da atividade econômica, as empresas estatais também contribuíram com o resultado, nesse caso através dividendos e participações, que melhorou o nível de arrecadação nos anos de 2009 e 2010, atingindo assim R\$ 26 bilhões em 2009 e R\$ 22 bilhões em 2010. Embora tenha havido aumento nos repasses de lucros das estatais, o montante de incentivos fiscais também disparou a partir de 2008, e não retornou mais ao seu nível proporcional de 2003. Dessa forma, em 2008 o montante concedido em incentivos foi R\$ 1,1 milhão, e gradualmente aumentou até 2011, quando atingiu R\$ 273 milhões.

Além dos incentivos, a política fiscal adotada pelo Brasil se utilizou excessivamente de subsídios e subvenções nos anos após a crise, os quais posteriormente foram chamados de “pedaladas fiscais”. Tais subsídios incluíram programas como o de Sustentação do Investimento (PSI) e o de Garantia da Atividade Agropecuária (PROAGRO), que ocorreram

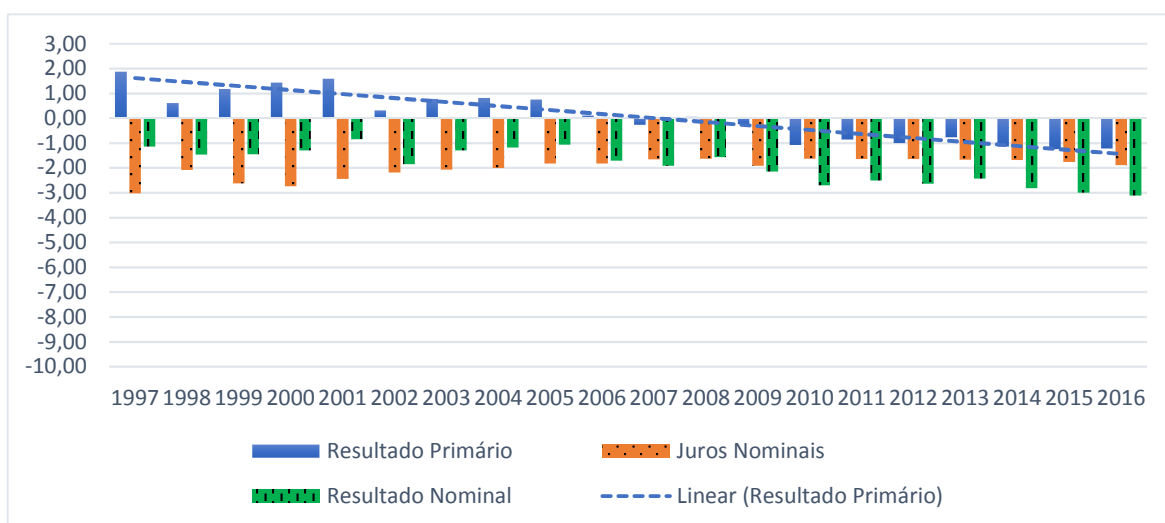
através de repasses a bancos públicos, como o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e o Banco do Brasil.

A excessiva utilização dos subsídios e posteriormente o adiamento dos repasses aos bancos mascarou inicialmente o resultado primário do governo, melhorando o resultado fiscal que ficou em uma média anual de R\$ 5,3 bilhões entre 2009 e 2014. Quando os repasses efetivamente ocorreram e foram contabilizados em 2015, o valor atingiu R\$ 53,5 bilhões, representando 0,89% do PIB. Após, em 2016 os repasses continuaram aos bancos, novamente significativos, no valor de R\$ 23,3 bilhões com representação de 0,37% do PIB.

O México, por sua vez, apresentou política fiscal consistente até 2008, devido a obtenção de superávits primários e queda relativa do custo anual da dívida em relação ao PIB. Assim, entre 1997 até 2008, o México não apresentou resultado primário positivo apenas em 2007, ano em que aumentou em 107% os investimentos de capital programados, se comparados à 2006. Tal aumento elevou o déficit primário para \$ 29,8 bilhões de pesos mexicanos. Os investimentos em ativos de capital fixo passaram de \$ 41,6 bilhões em 2006, para 84,4 bilhões em 2007, enquanto os investimentos em ativos financeiros passaram de \$ 23,1 bilhões para 49,8 bilhões de pesos, respectivamente, conforme o Banco de México (2017c).

O custo da dívida foi administrado de forma a apresentar tendência de queda até 2008, conforme o Gráfico 5, quando chegou a representar 1,63% do PIB em comparação a 1997, quando estava no patamar de 3,03%. No mesmo período, o resultado nominal apresentou pequenas oscilações, e ficou com média de -1,4% do PIB, apresentando picos nos anos de 2002 e 2007, quando atingiram -1,86% e -1,92%, respectivamente.

Gráfico 5 – Resultado primário, nominal e juros nominais do governo central do México entre 1997 e 2016 (% PIB).



Fontes: Banco de México (2017c) e Banco de México (2017d).

Assim, as reformas econômicas que o México realizou como consequência da crise cambial de 1995 garantiram maior estabilidade econômica aos anos seguintes. Entretanto, desde 1997, a política fiscal apresentou crescimento da tendência de queda dos superávits primários, observável no Gráfico 5. Essa tendência colocou em risco a estabilidade em que os resultados nominais vinham se mantendo até 2006, quando apresentou resultado positivo de apenas 0,11% do PIB. Tal inversão de tendência evidenciou claramente a mudança gradual na direção da política fiscal.

Dessa forma, ganhou destaque no orçamento do governo central mexicano as despesas com subsídios e transferências, como o *Programa de Apoyos Directos al Campo* (PROCAMPO) de 1994 e o *Programa de Educación, Salud y Alimentación* (PROGRESA) de 1997²¹, principalmente nos primeiros anos de implementação. Destarte, o gasto destinado a subsídios e transferências aumentou consideravelmente, e saltou de \$ 113 bilhões de pesos em 1997, para 824 bilhões em 2008, representando um aumento de 626% em 12 anos. Assim, se destacam os anos de 2002 e 2006, quando as despesas destinadas a fins como esse explicam parte da queda do superávit, representando 4,95% do PIB em 2002 e 5,96% do PIB em 2006.

²¹ Conforme Handa et al (2005), o PROGRESA é um programa nacional voltado à auxiliar diretamente a pobreza rural, em que o principal motivo é desenvolver o capital humano de famílias pobres, melhorando os resultados de educação, saúde e alimentação. Já o PROCAMPO foi concebido inicialmente como uma transição de 15 anos para o livre comércio, e fornece aos produtores agrícolas elegíveis um pagamento fixo por hectare igual em todo o país.

Conforme Sidaoui et al (2010), a intensificação da crise de 2008 provocou dois grandes efeitos negativos na economia mexicana. Primeiro, a recessão global particularmente dos Estados Unidos causou uma queda em suas exportações, e conseqüentemente, uma deterioração dos termos de troca. Em segundo, o clima internacional de aversão ao risco entre investidores, somado a uma desaceleração do processo de alavancagem, contraiu o acesso a mercados financeiros internacionais.

Ainda, a alta dependência das receitas do governo central no mercado de petróleo afetou significativamente a gestão orçamentária durante a crise, dado pela queda nas exportações, em que as receitas oriundas da exploração de petróleo caíram de um total de 50% do total arrecadado em 2008, para 42% em 2009, enquanto que e em 2010 já se encontravam em 38%. Essa queda impactou de forma significativa a receita governamental do setor no ápice da crise, que estava em 1,026 trilhões de pesos em 2008, para 788 bilhões de pesos em 2010, de acordo com o Banco de México (2017c).

Durante a crise, o governo central adotou medidas que atenuassem a queda da atividade econômica, particularmente em famílias de baixa renda. As medidas incluíram o aumento das despesas públicas em infraestrutura, o congelamento dos preços da energia doméstica, a redução das tarifas de eletricidade industrial e a implementação de programas de apoio ao emprego, conforme Sidaoui et al (2010). Então, a fim de implementar tais medidas, o orçamento para 2009 foi modificado e após aprovado pela LFPyRH²², permitiu maiores déficits no orçamento do governo.

No entanto, durante o ano de 2009, a recessão econômica acabou por ser mais profunda do que o previsto, enquanto que os preços do petróleo também não apresentaram a recuperação prevista. Sob essas condições, não houve aumento nas receitas do setor público, que se manteve em aproximadamente 2,05 trilhões de pesos mexicanos durante 2008, 2009 e 2010. Essa situação, juntamente com rigidez das despesas públicas, enfraqueceu a posição fiscal do país.

O crescente aumento dos déficits no resultado nominal do governo central até 2010 forçou a adoção de medidas para reduzir esse crescente *gap*. Em primeiro lugar, o governo usou fontes de receita não recorrentes, como a poupança anteriormente feita através do fundo

²² *Ley Federal de Presupuesto y Responsabilidad Hacendaria* (LFPyRH), lei equivalente a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) do Brasil.

de estabilização da receita do petróleo²³ e exercício das opções de *hedge* do preço do petróleo. Consequentemente, o Congresso mexicano aprovou medidas de restrição fiscal para 2010, incluindo cortes nas despesas públicas e aumento de impostos.

Deste modo, os aumentos permanentes de impostos amenizaram o crescimento do déficit nominal, que passou de -2,69% em 2010 para -2,51% em 2011, sendo que o maior retorno foi sobre o imposto de renda, com aumento de receita de 15% em relação à 2010. O pacote de consolidação fiscal melhorou os resultados do país o suficiente para restaurar a confiança dos investidores, que evitou maiores aumentos do déficit nominal até 2013, apesar de um aumento de 0,13 pontos percentuais em 2012.

Embora o governo tenha tomado tais medidas, o impacto da crise afetou profundamente a economia do México, que dependia profundamente na exploração de petróleo, legalmente monopolizada pela estatal Petróleos Mexicanos (PEMEX). Até dezembro de 2013, a PEMEX exercia monopólio na atividade, quando foi aprovada uma reforma constitucional e alterou a forma de exploração de petróleo, abrindo o mercado para empresas privadas. Um dos fatores que levou a tal mudança foram as quedas consecutivas na produção de petróleo, que se encontravam em aproximadamente 3,4 milhões de barris por dia em 2004, para menos de 2,2 milhões em 2016, de acordo com PEMEX (2017).

3.3 EVOLUÇÃO DA DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO

O resultado fiscal desempenha um papel fundamental para a solvência do setor público, em que, a rigor, influencia a evolução do nível de endividamento através de sua dinâmica. As questões relativas à solvência do setor público são indicadores que sinalizam se o governo possui capacidade de financiar os déficits, bem como honrar os serviços incidentes sobre o estoque da dívida pública, e assim, evitar desequilíbrios econômicos, como os caracterizados no Capítulo 2. Desse modo, a manutenção de trajetória solvente para a dívida pública se torna imprescindível para o equilíbrio macroeconômico e o crescimento sustentável.

Dessa forma, nessa seção é realizada uma análise sobre a evolução da DLSP, que é o conceito mais amplo de dívida pública, pois inclui todas entidades da esfera pública que

²³ Conforme Del Río Monges (2015), o *Fondo de Estabilización de los Ingresos Petroleros* (FEIP), foi criado em 2000 com o objetivo de mitigar o impacto de flutuações abruptas nos preços internacionais do petróleo ou outros fatores em fontes permanentes de renda, nas finanças públicas e na economia mexicana em geral.

podem implicar no endividamento do setor público²⁴. A dívida líquida do setor público refere-se, assim, à diferença entre o passivo total e os ativos financeiros do governo, ou seja, é a diferença entre a dívida pública bruta e os créditos não-financeiros do setor público.

A Tabela 2 evidencia a evolução da DLSP do Brasil como proporção do PIB entre os anos de 2002 até 2016, incluindo a sua variação anual. A primeira coluna mostra que houve queda da DLSP/PIB de 59,8% em 2002²⁵ para 37,6% em 2008. Em 2009 houve incremento do indicador da DLSP/PIB para 40,9%, indicando expansão dos gastos, decorrente da política fiscal adotada para minimizar os efeitos da crise do *subprime*. A partir de 2010, o respectivo indicador fiscal retomou sua trajetória de queda de 38% para 30,5% em 2013.

Tabela 2 – Evolução da Dívida Líquida do Setor Público do Brasil entre 2002 e 2016, em % do PIB.

Ano	Dívida Líquida Total	Dívida Líquida - Var. Anual	Fatores Condicionantes	Efeito do Crescimento do PIB Sobre a Dívida
2002	59,9	8,4	14,4	-6,0
2003	54,3	-5,7	2,3	-8,0
2004	50,2	-4,1	2,6	-6,6
2005	47,9	-2,3	2,7	-4,9
2006	46,5	-1,4	3,3	-4,8
2007	44,5	-1,9	3,4	-5,3
2008	37,6	-7,0	-1,4	-5,6
2009	40,9	3,3	5,8	-2,5
2010	38,0	-2,9	2,9	-5,8
2011	34,5	-3,5	0,7	-4,3
2012	32,2	-2,3	0,9	-3,1
2013	30,5	-1,7	1,4	-3,1
2014	32,6	2,1	4,4	-2,4
2015	35,6	3,0	4,2	-1,2
2016	46,2	10,6	12,1	-1,5

Fonte: BCB (2017c).

Obs.: Não inclui Eletrobrás e Petrobrás. A coluna Fatores Condicionantes foi calculada através da fórmula $(\sum FC / PIB) * 100$. A coluna Efeito do Crescimento do PIB Sobre a Dívida foi calculada pela fórmula: $(D_{t-1} / (PIB_t / PIB_{t-1})) - D_{t-1}$, em que D_t é a dívida líquida no tempo t e PIB_t o produto interno bruto no tempo t .

²⁴ É importante citar que o BCB não é uma instituição com autonomia constitucional, assim como o Banco de México, e que, dessa forma, participa da composição do setor público brasileiro ao possuir uma parcela do total de dívida.

²⁵ Dados disponíveis a partir de 2002.

Entre 2013 e 2016, a DLSP aumentou 15,7 pontos percentuais, atingindo 46,2% do PIB, que colocou a dívida em um patamar próximo a do exercício de 2006. Observa-se, na segunda coluna, que houve um incremento de 10,6 pontos percentuais da DLSP/PIB entre 2015 e 2016, enquanto que no auge dos efeitos da crise do *subprime*, em 2009, o mesmo indicador apresentou incremento apenas de 3,3%, ou seja, uma diferença positiva de 7,3 pontos percentuais.

Na terceira coluna da Tabela 2 estão os fatores condicionantes da variação da DLSP/PIB de forma agregada, os quais são descritos na próxima seção, e na quarta coluna, o efeito do crescimento do PIB sobre a dívida²⁶. O somatório entre os fatores condicionantes e o efeito do crescimento do produto resulta na variação da DLSP/PIB. Em 2016 os fatores condicionantes referentes à variação da DLSP aumentaram o endividamento em 12,1 pontos percentuais, enquanto que o crescimento do PIB reduziu o endividamento em 1,5 pontos percentuais. O somatório dos dois fatores resultou em aumento da DLSP em 10,6 pontos percentuais.

Dessa forma, o crescimento nominal do PIB contribuiu na relação da dívida/PIB, fato que pode ter ocorrido tanto pelo aumento da produção interna ou também pelo nível de inflação. Contudo, apesar do crescimento real negativo do produto nos anos de 2009, 2015 e 2016, ainda se observou efeito de redução da relação da dívida/PIB através da expansão nominal do produto. Mas, a partir de 2008, o crescimento do produto contribuiu menos na relação dívida/PIB, exceto pelo ano de 2010, o qual apresentou elevado crescimento real.

A Tabela 3, a seguir, apresenta a evolução da DLSP do governo do México entre 2001 e 2016²⁷. Entre 2001 e 2007, a DLSP apresentou queda de 3 pontos percentuais, partindo de 32,1% em 2001 para 29,1% em 2007. Assim, a erupção da crise de 2008 já influenciou o resultado da DLSP no mesmo ano, em que aumentou a DLSP para 33,2% do PIB, e assim iniciou uma tendência de consecutivos aumentos até 2016, quando atingiu 50,1% do PIB.

²⁶ Alterações nominais do PIB influenciam na mensuração da DLSP/PIB.

²⁷ Dados disponíveis a partir de 2001.

Tabela 3 – Evolução da Dívida Líquida do Setor Público do México entre 2001 e 2016, em % do PIB.

Ano	Dívida Líquida Total	Dívida Líquida - Var. Anual	Fatores Condicionantes	Efeito do Crescimento do PIB Sobre a Dívida
2001	32,1	0,1	2,0	-1,8
2002	34,1	2,0	4,0	-2,0
2003	35,6	1,5	3,4	-1,9
2004	32,8	-2,7	1,3	-4,1
2005	31,5	-1,3	1,3	-2,6
2006	29,8	-1,7	1,5	-3,3
2007	29,1	-0,7	1,6	-2,3
2008	33,2	4,1	6,1	-2,0
2009	36,2	3,1	2,6	0,4
2010	36,2	0,0	3,2	-3,2
2011	37,5	1,2	4,4	-3,2
2012	37,7	0,2	2,8	-2,6
2013	40,4	2,7	3,8	-1,1
2014	43,1	2,8	5,5	-2,7
2015	47,3	4,1	6,5	-2,4
2016	50,1	2,9	6,0	-3,1

Fonte: SHCP (2017b).

Obs.: A coluna Fatores Condicionantes foi calculada através da fórmula $(\sum FC / PIB) * 100$. A coluna Efeito do Crescimento do PIB Sobre a Dívida foi calculada pela fórmula: $(D_{t-1} / (PIB_t / PIB_{t-1})) - D_{t-1}$, em que D_t é a dívida líquida no tempo t e PIB_t o produto interno bruto no tempo t .

As maiores variações no aumento da dívida mexicana ocorreram em 2008 e 2009, com 4,1 e 3,1 pontos percentuais, respectivamente. Tal fato caracteriza o impacto da crise internacional de 2008, tanto no crescimento do produto como na administração dos gastos do governo. Apesar do aumento da dívida nos primeiros anos, o período seguinte, até 2012, não apresentou grandes variações na DLSP/PIB, que representou em parte a manutenção da administração orçamentária do atual governo, que teve início em dezembro de 2006 e manteve-se até 2012. Em parte, tal fato se deve à expansão nominal do produto, que contribuiu com 9 pontos percentuais a manutenção do nível atual de dívida, entre 2010 e 2012.

Após, em 2013, iniciou-se um novo governo que apresentou diferente administração orçamentária, que elevou a parcela de endividamento de 37,7% em 2012 para 50,1% em 2016. Tal fato caracterizou o período pela maior expansão da DLSP, com aumento de 12,4 pontos percentuais entre 2013 e 2016, superando assim os anos iniciais após o impacto da

crise. Entre 2008 e 2012, o aumento foi relativamente menor, de 8,6 pontos percentuais. Após 2012, a expansão do produto nominal da economia mexicana contribuiu para amenizar o crescimento da dívida, mas se observou crescente participação dos fatores condicionantes.

A representatividade na parcela total da dívida líquida do setor público mexicano pode ser observada na Tabela 4, a qual o governo central apresentou média de 66,6% da dívida líquida total do setor público. Com gradual tendência de aumento na série, a parcela de dívida do governo central tomou magnitude entre o início e o final da série, em que o governo central detinha 53% do total da dívida líquida do setor público em 2001, 70% em 2008 e 73,4% em 2016.

Tabela 4 – Participação do governo central na dívida líquida do setor público, em % do total devido.

Ano	Brasil		México	
	Governo Central	Outras Entidades Públicas	Governo Central	Outras Entidades Públicas
2001	61,9	38,1	53,0	47,0
2002	63,5	36,5	55,4	44,6
2003	62,7	37,3	56,9	43,1
2004	62,1	37,9	59,2	40,8
2005	63,5	36,5	59,3	40,7
2006	64,9	35,1	63,2	36,8
2007	66,7	33,3	67,5	32,5
2008	65,1	34,9	70,0	30,0
2009	71,3	28,7	70,2	29,8
2010	70,8	29,2	71,8	28,2
2011	70,4	29,6	72,4	27,6
2012	68,5	31,5	74,0	26,0
2013	67,0	33,0	73,9	26,1
2014	67,6	32,4	73,4	26,6
2015	70,2	29,8	72,2	27,8
2016	77,7	22,3	73,4	26,6

Fontes: BCB (2017a) e SHCP (2017b).

Para o Brasil, a parcela da DLSP anteriormente apresentada na Tabela 2, esteve também concentrada basicamente no governo central, que foi detentor de 67,3% de toda a dívida líquida no período, em média. No entanto, a parcela de dívida do governo central apresentou gradual tendência de aumento, conforme a Tabela 4, pois em dezembro de 2009

atingiu pela primeira vez 71% do total devido, e em dezembro de 2016 já possuía 77,7% de toda a dívida líquida do setor público brasileiro.

3.4 FATORES CONDICIONANTES DA DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO

Esta seção apresenta a composição dos fatores que influenciaram nas alterações da DLSP do Brasil e do México, a qual teve a sua evolução descrita na seção anterior. Dessa forma, os fatores condicionantes da DLSP, sob ótica nominal, compreendem a variação total da dívida líquida do setor público, que inclui a correção monetária da dívida, mas sem considerar o efeito do crescimento do PIB. Assim, essa é uma abrangente composição da dívida pública, pois relaciona todos os fatores que influenciam na alteração do estoque da dívida ao longo do tempo, além do resultado primário e dos juros nominais.

A Tabela 5 mostra a evolução dos fatores condicionantes da DLSP do Brasil, em que os resultados positivos indicam déficits, enquanto que resultados negativos superávits. Os fatores condicionantes estão divididos em cinco itens, que são: a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP), o ajuste cambial, a dívida externa – outros ajustes, o reconhecimento de dívidas e as receitas obtidas com privatizações. A soma desses cinco itens resulta nos fatores condicionantes apresentados na seção anterior, tabela 2.

Tabela 5 – Fatores Condicionantes da DLSP do Brasil, entre 2002 e 2016, em % do PIB.

Ano	NFSP			Ajuste Cambial			Dívida externa - outros ajustes ²⁸	Rec. de dívidas	Privatizações
	Total	Primário	Juros Nominais	Total	Dívida interna indexada ao câmbio	Dívida externa - metodológico			
2002	4,4	-3,2	7,6	9,8	5,1	4,7	0,0	0,4	-0,2
2003	5,2	-3,2	8,4	-3,8	-1,3	-2,5	0,9	0,0	0,0
2004	2,9	-3,7	6,6	-0,9	-0,2	-0,7	0,3	0,3	0,0
2005	3,5	-3,7	7,3	-0,9	-0,2	-0,7	-0,1	0,2	0,0
2006	3,6	-3,2	6,7	-0,3	-0,1	-0,2	0,1	0,0	-0,1
2007	2,7	-3,2	6,0	0,8	-0,1	0,9	-0,1	0,0	0,0
2008	2,0	-3,3	5,3	-2,5	0,1	-2,6	-0,8	0,0	0,0
2009	3,2	-1,9	5,1	2,4	-0,1	2,5	0,3	0,0	-0,1
2010	2,4	-2,6	5,0	0,5	0,0	0,4	0,0	0,1	-0,1
2011	2,5	-2,9	5,4	-1,5	-0,1	-1,4	-0,2	0,0	0,0
2012	2,3	-2,2	4,4	-1,2	-0,1	-1,1	-0,1	-0,1	0,0
2013	3,0	-1,7	4,7	-1,8	-0,1	-1,7	0,3	0,0	0,0
2014	6,0	0,6	5,4	-1,7	0,0	-1,6	0,2	-0,1	0,0
2015	10,2	1,9	8,4	-6,4	-0,3	-6,2	0,4	0,1	0,0
2016	9,0	2,5	6,5	3,2	0,1	3,1	0,0	0,0	0,0
M_1	3,5	-3,4	6,8	0,3	0,5	-0,2	0,0	0,1	-0,1
M_2	4,8	-0,8	5,6	-0,8	-0,1	-0,7	0,1	0,0	0,0

Fonte: BCB (2017c).

Obs.: Não inclui Eletrobrás e Petrobrás. M_1 é a média aritmética simples do período entre 2002 e 2008, e M_2 é a média aritmética simples do período entre 2009 e 2016.

A Tabela 5 permite avaliar a mudança na postura da política fiscal nos dois períodos considerados, em que a comparação entre essas duas médias, M_1 e M_2, evidencia as diferenças estatísticas. Como é possível observar, no período M_1 a NFSP se manteve em menores níveis devido a manutenção dos superávits primários, na média de 3,4% do PIB, sendo 2,6 pontos percentuais superior ao segundo período, M_2. Essa mudança de regime deixa evidente a falta de consistência que os superávits primários apresentaram após 2008, em que a partir de 2014 protagonizaram somente déficits.

Os juros nominais apresentaram tendência de queda até 2012, e assim contribuíram para estabilidade da NFSP. No entanto, de 2013 em frente, os juros nominais voltaram a apresentaram tendência de aumento, que chegaram a contribuir com 8,4% em 2015. Em

²⁸ Inclui ajuste de paridade da cesta de moedas que integram as reservas internacionais e a dívida externa, e demais ajustes da área externa.

2016, a parcela de juros nominais retorna para 6,5% do PIB, mas ainda acima da média entre 2009 e 2016, de 5,6%. Os ajustes da dívida interna indexada ao câmbio contribuíram menos para o aumento da dívida no período entre 2009 e 2016 do que entre 2002 e 2008, como mostram as médias M_1 e M_2.

Os ajustes da dívida externa seguiram a mesma tendência, com M_1 em -0,2% e M_2 em -0,7%. Os outros ajustes a dívida externa, recuperações de dívida e privatizações não contribuíram significativamente em linhas gerais, como mostram M_1 e M_2 para esses condicionantes. Considerando os exercícios de 2015 e 2016, observa-se elevada representatividade dos déficits primários e juros nominais para o aumento da DLSP. Assim, a NFSP chegou a 10,2% em 2015 e 9% em 2016, dos quais houve também contribuição significativa dos ajustes metodológicos da dívida externa para o aumento da DLSP.

Ainda, ao observar a evolução do indicador fiscal NFSP/PIB na série, está evidente uma forte expansão da DLSP a partir de 2014, ano pré-eleitoral, e que conforme a Tabela 2, inicia uma série de aumentos na variação acumulada da dívida líquida. Esse acontecimento acarreta diretamente no aumento da carga de juros nominais, e consequente piora do saldo do resultado primário, que passa a incorrer em déficits até 2016.

Para o México, a evolução dos fatores condicionantes da DLSP é apresentada na Tabela 6, e é composta pelo somatório da NFSP com as contas outros balanços²⁹, ajustes ao registro de dívida³⁰ e outras movimentações financeiras, que inclui movimentações como alterações no estoque de dívida líquida, ouro monetário, direitos de saques especiais, títulos de dívida entre outros. A soma desses quatro componentes resulta nos fatores condicionantes apresentados na seção anterior, Tabela 3.

²⁹ É composto pelos fundos *Proyectos de Inversión Diferida En El Registro del Gasto* (PIDIREGAS), *Instituto para la Protección al Ahorro Bancario* (IPAB), *Fondo Nacional de Infraestructura* (FONADIN), programa de apoio ao devedor e outras necessidades de empréstimos para bancos públicos e de desenvolvimento.

³⁰ Inclui também as contribuições ao FEIP, que é contabilizado como um ajuste ao registro de dívida, anulando assim o efeito da despesa de investimento financeiro no resultado primário.

Tabela 6 – Fatores Condicionantes da DLSP do México, entre 2001 e 2016, em % do PIB.

Ano	NFSP				Outros Balanços	Ajustes ao Registro de Dívida	Outras Movimentações
	Total	Primário	Juros Nominais				
			Doméstico	Externo			
2001	0,6	-2,1	1,8	1,0	1,7	0,4	-0,7
2002	1,0	-1,4	1,6	0,8	1,1	0,3	1,5
2003	0,6	-1,9	1,5	1,0	1,0	0,2	1,7
2004	0,2	-2,2	1,5	0,9	0,1	0,2	0,8
2005	0,1	-2,1	1,5	0,8	1,0	0,1	0,0
2006	-0,1	-2,5	1,6	0,7	1,1	0,2	0,3
2007	0,0	-2,1	1,5	0,6	0,7	0,4	0,6
2008	0,1	-1,8	1,3	0,6	1,2	-0,5	5,3
2009	2,3	0,1	1,6	0,6	0,1	1,8	-1,5
2010	2,8	0,9	1,4	0,5	0,1	1,0	-0,7
2011	2,4	0,5	1,4	0,4	0,0	0,9	1,0
2012	2,6	0,6	1,5	0,5	0,1	1,1	-1,0
2013	2,3	0,4	1,5	0,5	0,0	1,4	0,1
2014	3,1	1,1	1,5	0,5	0,0	1,4	0,9
2015	3,5	1,3	1,6	0,6	0,1	0,5	2,4
2016	2,6	0,2	1,7	0,8	0,2	0,1	3,1
M_1	0,3	-2,0	1,5	0,8	1,0	0,2	1,2
M_2	2,7	0,6	1,5	0,5	0,1	1,0	0,5

Fontes: SHCP (2017b, 2017c).

Obs.: M_1 é a média aritmética simples do período entre 2001 e 2008, e M_2 é a média aritmética simples do período entre 2009 e 2016.

É possível verificar na Tabela 6 a inflexão que ocorre com o resultado primário a partir de 2009, em que não se observam mais superávits até o ano de 2016. Nesse sentido, em 2008 o resultado primário apresentou superávit de 1,8% do PIB, e em 2009 esse valor foi reduzido para um déficit de 0,1%, o que representou uma queda de 1,9 pontos percentuais. Nos anos seguintes a 2009, os déficits se mantiveram abaixo de 1% até 2014, quando chega a 1,1%. Esse patamar se mantém até 2015, com 1,3%, mas que recua novamente para um déficit menor de 0,2%.

Essa flutuação no superávit influencia significativamente as alterações na NFSP, em virtude de que os juros nominais domésticos apresentaram pouca oscilação de valor em toda a série, enquanto que os juros nominais externos apresentaram uma breve redução nos anos seguintes a 2008. Os juros nominais externos passam a contribuir menos para o acúmulo de dívida entre 2007 até 2015, em que o valor anual ficou abaixo de 0,7% do PIB no período,

inclusive atingindo 0,4% em 2011. Em 2016, o valor pago com juros externos subiu para 0,8%, retornando dessa forma ao montando proporcional pago em 2005.

As contas outros balanços e ajustes ao registro de dívida invertem as suas tendências na série, em que a conta outros balanços passou a influenciar menos a DLSP no período seguinte a 2008, enquanto que a conta de ajustes ao registro de dívida ganha significância, ao comparar as médias M_1 e M_2 das duas contas. Assim, no período após a crise, a conta outros balanços apresentou menor necessidade de recursos em relação ao período anterior, com forte baixa na média, sendo de 1% para M_1 e 0,1% para M_2. Já a conta de ajustes ao registro de dívida apresentou comportamento distinto, e assim impactou mais no aumento da DLSP entre 2009 e 2016, com 1% do PIB na média, contra apenas 0,2% entre 2001 e 2008.

A conta outras movimentações contribuiu em média mais para o aumento da DLSP no período M_1 em relação ao M_2, com 1,2% e 0,5% do PIB, respectivamente, apesar de significativo o valor agregado à dívida nos anos de 2015 e 2016. Em resumo, evidencia-se um aumento na média da variação anual da NFSP no período após a crise de 2008, representando média superior em 2,4 pontos percentuais na comparação entre os períodos M_2 e M_1.

Em síntese, a erupção da crise internacional do *subprime* modificou a condução da política fiscal bem como da gestão orçamentária nos dois países, que até então foi caracterizada por um protagonismo maior na obtenção de superávits primários. Assim, ganhou participação um novo modelo de gestão, adotado tanto pelo Brasil como pelo México, que se utilizou de políticas fiscais expansionistas como instrumento para interferir na dinâmica do produto da economia, e assim buscar atenuar os impactos da crise.

Esse efeito pode ser observado pelo aumento da NFSP após 2008, considerando também que significativa parcela da dívida total do setor público está concentrada nos governos centrais dos dois países. O resultado dessa nova política foi uma gestão orçamentária menos comprometida com a austeridade, que se caracterizou, em suma, pela elevação da dívida líquida. Desta forma, no próximo capítulo é avaliada a sustentabilidade da gestão orçamentária dos governos centrais, através da aplicação de dois modelos econométricos.

4. METODOLOGIA E ANÁLISE DOS TESTES DE SUSTENTABILIDADE FISCAL

A necessidade de avaliar a qualidade da gestão orçamentária dos governos centrais decorre da sua relevante participação na composição da DLSP, que assim, contribui significativamente para o aumento ou redução da dívida. Nesse sentido, para tal avaliação, são utilizados dois modelos econométricos, que buscam identificar se existe relação sustentável de equilíbrio no longo prazo entre as séries de receitas e despesas.

Assim, o primeiro modelo aplicado é o de cointegração, e o segundo, de multicointegração. Dessa forma, na primeira seção são apresentados os dois modelos econométricos selecionados, e ao final, são definidas as variáveis utilizadas nas equações. Após, na segunda seção, são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração, e, na terceira seção, os resultados dos testes de multicointegração.

4.1 ASPECTOS METODOLÓGICOS E DEFINIÇÃO DE VARIÁVEIS

Entre os diferentes modelos de cointegração disponíveis na literatura, a utilização da abordagem proposta pelo modelo ARDL, desenvolvido inicialmente por Pesaran e Shin (1999), e posteriormente aperfeiçoado por Pesaran et al (2001), permite que se avalie a relação de longo prazo entre variáveis que sejam I(0), I(1) ou mutuamente cointegradas. Essa característica garante ao modelo maior flexibilidade quanto a ordem de integração das séries, já que não há a necessidade de que as séries sejam I(1), como exigido, de forma geral, nos tradicionais modelos de cointegração.

Dessa forma, avaliação da existência de uma relação de equilíbrio no comportamento orçamentário dos governos pode ser feita através da aplicação do método ARDL, ao utilizar o teste *bounds*, proposto por Pesaran et al (2001). Assim, seguindo Trachanas e Katrakilidis (2013) e Dalgiç et al (2014), a aplicação do teste para avaliar a existência de uma relação longo prazo entre as séries de receitas e despesas dos governos centrais é dada pela equação (11).

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta x_{t-i} + \mu_t \quad (11)$$

em que y representa as receitas nominais do governo em proporção do PIB, x as despesas nominais do governo em proporção do PIB, α_1 a constante, α_2 a tendência linear, i a defasagem inicial, p o número de defasagens aplicadas à série y , q o número de defasagens

aplicadas à série x , t refere-se ao período, Δ ao operador de primeira diferença, ϕ_i e θ_i as matrizes dos coeficientes e μ_t os resíduos³¹³².

Assim, para avaliar se há sustentabilidade fiscal na gestão orçamentária dos países, são aplicadas duas especificações a partir de (11), em que a primeira considera o intercepto irrestrito e sem tendência, e na segunda, a equação é completa, de forma que o intercepto e a tendência estejam irrestritos. Conforme Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al (2001), o teste *bounds* utilizado na abordagem ARDL é similar ao teste de Wald, ou estatística F, com uma regressão do tipo Dickey–Fuller. Assim, depois de estimada a equação de cointegração, utiliza-se a estatística F para verificar se os coeficientes das variáveis em estudo são significativos, considerando suas defasagens.

Dessa forma, no teste *bounds*, a hipótese nula é de que não há cointegração, contra a hipótese alternativa de que existe relação de cointegração. Se a estatística F calculada estiver acima do limite superior do teste, a cointegração é confirmada, rejeitando-se a hipótese nula; porém se esta estatística se encontrar abaixo do limite inferior, a hipótese nula não pode ser rejeitada, o que indica a ausência de cointegração; e se o resultado da estatística F estiver entre os limites inferior e superior, o resultado é inconclusivo.

Após avaliar se existe relação de cointegração entre as variáveis, o passo seguinte é estimar os coeficientes de longo prazo bem como o termo de correção de erros da equação. Assim, identifica-se como as variáveis se comportam entre si e qual a dimensão dos ajustes frente a possíveis desequilíbrios, conforme a equação (12):

$$y_t = \Delta\alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta x_{t-i} + ECT_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

em que *ECT* é o termo que representa a equação de correção de erros, enquanto que as demais variáveis permanecem iguais a equação 11. Os coeficientes de longo prazo são estimados com base na dinâmica de ajuste de *ECT*³³.

Logo, a dinâmica do termo de correção de erros e os coeficientes de longo prazo complementam os resultados obtidos anteriormente no teste de cointegração. Assim, avaliam-se os resultados dos coeficientes quanto aos seus valores e nível de significância, e conseqüentemente, como as variáveis se comportam entre si ao longo do tempo. Portanto, a

³¹ A equação final para o Brasil se utilizou de $i=1$, para os termos y_t e x_t .

³² Os resíduos (μ_t) apresentam a característica de ruído branco.

³³ Para mais detalhes ver Pesaran et al (2001).

intensidade de resposta da variável de receita frente às variações na variável de despesas fornecerá mais detalhes quanto a sustentabilidade do orçamento dos governos.

Após a definição do modelo de cointegração, o segundo modelo aplicado nessa investigação utiliza as variáveis de receitas e despesas acumuladas dos países em questão, bem como as despesas em nível, em que se procura identificar a existência de mais de uma relação de cointegração entre as séries. Dessa forma, a metodologia de multicointegração investiga a relação de sustentabilidade entre o padrão de comportamento das variáveis de fluxo (receita e despesa) e seus efeitos no equilíbrio com uma variável de estoque (dívida).

Assim, a multicointegração é um modelo mais abrangente em relação aos tradicionais testes de cointegração, pois permite avaliar a existência de uma relação de equilíbrio mais profunda entre as variáveis. Os testes tradicionais de cointegração, aplicados na investigação da sustentabilidade fiscal, assumem que no longo prazo a relação de equilíbrio do fluxo de estoque é estável. No entanto, em alguns casos tal fato pode ser restritivo, devido à acumulação de dívida no tempo.

Inicialmente, o modelo com uma única equação de multicointegração foi desenvolvido por Engsted et al (1997), os quais incorporaram na mesma equação variáveis integradas de ordem um e dois, ou seja, I(1) e I(2), e que mantenham uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas ou ainda, uma relação estável. Mais recentemente, Leachman et al (2005), Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) e Tronzano (2014) revisaram esse pressuposto para atender às mudanças estruturais das séries temporais. Dessa forma, Tronzano (2014) aplicou essa metodologia para avaliar a sustentabilidade da política fiscal, como a expressão (13).

$$Y_t = \beta_{00} + \beta_{01}t + \beta_{02}1(t > T_b) + \beta_{03}(t - T_b)1(t > T_b) + \alpha t^2 + \beta_{11}\Delta X_t + \beta_{12}\Delta X_t 1(t > T_b) + \beta_{21}X_t + \beta_{22}X_t 1(t > T_b) + \mu_t \quad (13)$$

em que Y_t são as receitas do governo acumuladas no tempo, X_t são as despesas do governo acumuladas no tempo, ΔX_t são as despesas correntes (não acumuladas) do governo e μ_t são os resíduos da regressão *Ordinary Least Squares* (OLS). O termo $1(\cdot)$ indica o argumento da função, t a tendência linear da equação, T_b representa o período da quebra, e os coeficientes capturam as seguintes condições: β_{00} a constante, β_{01} a tendência linear, β_{02} a variável *dummy* após a quebra estrutural, β_{03} a tendência linear após a quebra estrutural, αt^2 a tendência quadrática, β_{11} a variável despesa, β_{12} a variável de despesa após a quebra

estrutural, β_{21} as despesas acumuladas ao longo da série, β_{22} as despesa acumuladas após a quebra estrutural.

Assim, os coeficientes β_{02} e β_{03} capturam, respectivamente, uma mudança nas condições de equilíbrio no nível e na tendência, enquanto que os coeficientes β_{12} e β_{22} expressam, na ordem, uma mudança do efeito na variável fluxo (ΔX_t) e da variável estoque (X_t) sobre as receitas acumuladas do governo (Y_t). O sistema de estoque e fluxo descrito na equação 13 permite, portanto, várias possibilidades de cointegração.

Conforme Tronzano (2014), os resíduos gerados na equação 13 definem se existe sustentabilidade em relação a dívida do governo (estoque). Dessa forma, se μ_t for I(2), não existe relação de longo prazo. Em outra situação, se μ_t for I(1), as variáveis Y_t e X_t cointegram em um processo I(1), em que $Y_t, X_t \sim CI(2,1)$. Nesse caso, como o resíduo gerado possui ordem de integração inferior à ordem das variáveis de receita e despesa acumuladas, existe uma relação de cointegração. Do ponto de vista econômico, isso implica que existe uma relação entre os fluxos de receita e despesa, porém, desconsiderando o estoque de dívida.

Finalmente, se μ_t for I(0), então existe uma relação de multicointegração. As variáveis de receita e despesas acumuladas cointegram em um processo estacionário, denominado $Y_t, X_t \sim CI(2,2)$, em que não somente é mantido um equilíbrio entre receitas e despesas, como o governo também interviria nas variáveis de fluxo quando choques exógenos tendem a dirigir o estoque de dívida para níveis fora de controle ou explosivos. Nesse caso, existem duas relações de cointegração; a primeira entre dois fluxos, sendo receita e despesa, e a segunda, entre uma variável de estoque e uma variável de fluxo.

Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) observaram que em muitas situações é provável que enquanto a variável de estoque for I(2), é provável que exista ao menos uma relação de cointegração de ordem I(1). Nesse sentido, Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) e Tronzano (2014) aplicaram o teste ADF sem intercepto e sem tendência nos resíduos da equação 13, e dessa forma, testaram a hipótese nula de não estacionariedade contra a hipótese alternativa de estacionariedade, que representa nesse caso a multicointegração entre as séries.

A distribuição de valores críticos do teste ADF que consideram a hipótese alternativa de multicointegração com quebra estrutural depende da especificação determinística da

expressão 13, e particularmente do número de regressores estocásticos I(1) e I(2) presentes, denominados m_1 e m_2 , respectivamente. Essa relação de valores críticos foi estabelecida por Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011)³⁴.

Assim, Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) e Tronzano (2014) apresentaram uma vantagem sobre a abordagem proposta através da equação 13, de que a mesma possui 5 alternativas de especificação que derivam da imposição de restrições nos seus parâmetros. Portanto, os modelos estimados estão reportados no quadro 1, em que as especificações A e B não assumem quebra estrutural nos regressores estocásticos, ou seja, $\beta_{12} = \beta_{22} = 0$. O primeiro modelo inclui um termo constante e uma tendência linear como regressores determinísticos, e nesse caso $\alpha = 0$, enquanto que o segundo possui tendência quadrática, ou seja, $\alpha \neq 0$ ³⁵.

Quadro 1 – Modelos de equação estimados.

Modelo	Parte Determinística	Parte Estocástica
Modelo [A]	$\alpha=0$	$\beta_{12} = \beta_{22} = 0$
Modelo [B]	$\alpha \neq 0$	$\beta_{12} = \beta_{22} = 0$
Modelo [C]	$\alpha=0$	$\beta_{12} = 0; \beta_{22} \neq 0$
Modelo [D]	$\alpha=0$	$\beta_{12} \neq 0; \beta_{22} = 0$
Modelo [E]	$\alpha=0$	$\beta_{12} \neq 0; \beta_{22} \neq 0$

Fonte: Tronzano (2014).

Nota: Os coeficientes se referem à equação 13.

Para os demais modelos, C, D e E, são incorporadas quebras estruturais nos regressores determinísticos e nos regressores estocásticos. De modo a objetivar a análise dos regressores estocásticos, a mudança de regime envolve a variável I(2), X_t , no caso do modelo C, em que $\beta_{22} \neq 0$, enquanto que para o modelo D, a variável I(1), ΔX_t , permanece na condição $\beta_{12} \neq 0$. O último modelo, E, representa a equação mais completa, sem restrição nos parâmetros dos regressores estocásticos, pois $\beta_{12} \neq 0; \beta_{22} \neq 0$, enquanto que as quebras estruturais influenciam tanto as variáveis I(1) e I(2).

Após estarem definidos os dois métodos da pesquisa, a base de dados utilizada para aplicação dos modelos econométricos se constitui das variáveis de receitas e despesas

³⁴ Ver Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011, p. 305).

³⁵ Apenas para o modelo B é incorporada uma tendência quadrática, enquanto que para os demais modelos, a restrição $\alpha = 0$ permanece.

nominais dos governos centrais do Brasil e do México. As séries contemplam o período de janeiro de 1997 até dezembro de 2016, sempre em proporção do PIB³⁶ e com periodicidade trimestral, para as variáveis em nível como para as variáveis em valores acumulados. O quadro 2 descreve as séries.

Quadro 2 – Descrição das séries estatísticas utilizadas.

Série	Descrição
y_t	Receitas nominais em proporção do PIB, com frequência trimestral, no período entre 1997 e 2016.
x_t	Despesas nominais, incluindo os juros da dívida, em proporção do PIB e com frequência trimestral, no período entre 1997 e 2016.
Y_t	Série y_t acumulada, em que $Y_t = \sum_{j=0}^k y_{t-j}$.
X_t	Série x_t acumulada, em que $X_t = \sum_{j=0}^k x_{t-j}$.

Cada uma das séries possui 80 observações. Para o Brasil, as séries foram coletadas junto a STN (2017), e para o México, junto ao Banco de México (2017c). Dessa forma, a partir da apresentação dos aspectos metodológicos que definem os modelos de cointegração e de multicointegração, bem como a definição das variáveis utilizadas na pesquisa, nas seções seguintes são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária, de cointegração e de multicointegração, respectivamente. O software utilizado foi o Eviews 9.

4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO

Inicialmente, faz-se necessária a avaliação da ordem de integração das séries temporais utilizadas na pesquisa. Para esse fim, foram aplicados quatro testes de raiz unitária, sendo eles: ADF, Elliot-Rothenberg-Stock Point Optimal (ERS-PO), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e NG-Perron.

³⁶ O estudo pioneiro que relaciona os efeitos dos déficits com a sustentabilidade da dívida pública foi o de Domar (1944), que vinculou a dinâmica da dívida ao crescimento da economia. Desde então, a utilização da relação entre receita e produto e despesa e produto tem sido prática usual em investigações que buscam avaliar a sustentabilidade da política fiscal bem como do estoque de dívida. Autores como Leachman-Francis (2000), Goyal et al (2004), Leachman et al (2005) e Payne et al (2008) aplicaram esse mesmo tratamento metodológico, pois o emprego das variáveis fiscais expressas em percentual do produto nominal é sustentado pelo comportamento explosivo das séries em valores nominais ou reais.

O conjunto de testes empregados utiliza diferentes estatísticas para avaliar a existência de raiz unitária nas séries, sendo que o teste ADF utiliza a estatística t , o teste ERS-PO utiliza a estatística P , o teste KPSS utiliza a estatística LM , e o teste NG-Perron se utiliza de quatro estatísticas; MZa , MZt , MSB e MPT . Nas equações foram consideradas sempre as opções com intercepto e com tendência.

Em todos os testes, exceto o KPSS, a hipótese nula corresponde a não estacionariedade da série, contra hipótese alternativa de que a série é estacionária. Já os resultados do teste KPSS devem ser avaliados de forma contrária aos demais, ou seja, de que a hipótese nula representa a estacionariedade série, contra a hipótese alternativa da não estacionariedade. Quando pelo menos três desses testes apontaram o mesmo resultado, este foi considerado para as análises realizadas.

Tabela 7 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em 1º diferença.

País	Variáveis	Estatística em Nível				Resultado do Teste de Estacionariedade
		ADF	ERS-PO	KPSS	NG-Perron	
Brasil	y_t	-2,135 (3)	147,223 (8)	0,286***	-1,116 (3)	Não estacionária
	x_t	-2,008 (6)	19,453 (3)	0,118*	-1,190 (3)	Não estacionária
	Y_t	-2,199 (4)	98,187 (4)	0,258***	-1,347 (4)	Não estacionária
	X_t	-0,519 (7)	82,134 (5)	0,268***	-7,023 (4)***	Não estacionária
México	y_t	-7,769 (1)***	3,097 (0)***	0,06	-4,326 (0)***	Estacionária
	x_t	-2,637 (7)	45,440 (3)	0,152**	-0,842 (7)	Não estacionária
	Y_t	-1,057 (2)	1.174 (2)	0,310***	-5,077 (4)***	Não estacionária
	X_t	0,450 (8)	1.199 (8)	0,318***	-1,832 (4)	Não estacionária
País	Variáveis	Estatística em 1ª Diferença				Resultado do Teste de Estacionariedade
		ADF	ERS-PO	KPSS	NG-Perron	
Brasil	y_t	-5,411 (11)***	3,428 (0)***	0,393***	-5,526 (1)***	Estacionária
	x_t	-5,504 (5)***	2,652 (0)***	0,130*	-2,892 (3)**	Estacionária
	Y_t	-1,682 (3)	158,023 (8)	0,284***	-0,980 (3)	Não estacionária
	X_t	-1,798 (6)	21,976 (3)	0,119*	-	Não estacionária
México	y_t	-	-	-	-	-
	x_t	-4,988 (6)***	4,690 (0)**	0,104	0,812 (8)	Estacionária
	Y_t	-7,610 (1)***	2,296 (0)***	0,093	-	Estacionária
	X_t	-2,664 (7)	45,239 (3)	0,156**	-0,936 (7)	Não estacionária

Obs.: *, ** e *** referem-se ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Para o teste ADF foi utilizado o critério de informação Akaike e para o teste ERS-PO se utilizou do critério de informação de Hannan-Quinn. Para o teste de NG-Perron, se empregou também o critério de informação Hannan-Quinn e estão apresentados os valores de MZt . Entre parênteses, encontram-se o número de defasagens utilizadas pelo critério de informação selecionado.

Com base nos testes evidenciados na Tabela 7, é possível concluir que as séries do Brasil, y_t e x_t , são I(1). Já as séries de receita e despesa acumuladas, Y_t e X_t , são ambas I(2). Já as séries do México apresentaram resultado distinto, pois a série y_t é estacionária, I(0), enquanto que a série x_t é I(1). As séries acumuladas do México, Y_t e X_t , também apresentaram distinção de nível de integração, pois Y_t é I(1) enquanto que X_t é I(2). Considerando os resultados dos testes de raiz unitária, na Tabela 8 são apresentados os testes *bounds* para cointegração das séries do Brasil e do México, conforme a equação 11.

Tabela 8 – Resultados dos testes *Bounds* para séries de receitas e despesas, do Brasil e do México.

País	Especificação do Modelo	Defasagens		F-Estatístico	Valores Críticos		
		p	q		Limite Superior	Limite Inferior	Significância
Brasil	Intercepto Irrestrito e Sem Tendência	3	0	4,56	4,78	4,04	10%
					5,73	4,94	5%
México	Intercepto e Tendência	2	6	14,30	6,68	5,77	2,5%
					7,84	6,84	1%
Brasil	Intercepto e Tendência Irrestritos	3	0	2,41	6,26	5,59	10%
					7,30	6,56	5%
México	Intercepto e Tendência Irrestritos	2	5	17,31	8,27	7,46	2,5%
					9,63	8,74	1%

Nota: O número de defasagens de cada variável foi definido pela performance do critério de informação Akaike, o qual se determinou um limite de 12 aos modelos.

Observa-se, na Tabela 8, que o teste *bounds* comprova a existência de cointegração para as séries de receita e despesa do México, pois rejeita a hipótese nula no nível de significância de 1%, com o F estatístico de 14,30 para o modelo com intercepto irrestrito e sem tendência, e com 17,31 para o modelo com intercepto e tendência irrestritos³⁷.

Para o Brasil, o resultado do modelo com intercepto irrestrito e sem tendência permaneceu inconclusivo, pois o F estatístico ficou com o valor de 4,56, situando-se entre os limites superior e inferior de 10%. Já o modelo com constante e tendência linear obteve o valor de 2,41, rejeitando dessa forma a hipótese alternativa de cointegração. Assim, considerando a realização dos testes *bounds*, a seguir são estimados os coeficientes de longo prazo, com base na equação 12.

³⁷ No Apêndice, encontra-se uma síntese dos testes de diagnóstico aplicados aos modelos ARDL.

Tabela 9 – Estimacões de longo prazo dos modelos ARDL.

Brasil					
Especificacão do Modelo	Variável dependente: y_t				
	Regressor	Coefficiente	Erro Padrão	t-Estatístico	Significância Estatística
Intercepto Irrestrito e Sem Tendência	x_t	0,15	0,17	0,89	0,37
	Constante	0,15	0,04	4,22	0,00
Intercepto e Tendência Irrestritos	x_t	0,43	0,45	0,95	0,35
	Constante	0,11	0,07	1,59	0,12
	Tendência	0,00	0,00	-0,77	0,45
México					
Especificacão do Modelo	Variável dependente: y_t				
	Regressor	Coefficiente	Erro Padrão	t-Estatístico	Significância Estatística
Intercepto Irrestrito e Sem Tendência	x_t	0,69	0,05	13,29	0,00
	Constante	0,03	0,01	3,78	0,00
Intercepto e Tendência Irrestritos	x_t	0,33	0,24	1,34	0,18
	Constante	0,08	0,03	2,55	0,01
	Tendência	0,00	0,00	1,53	0,13

Obs.: De acordo com o critério de informacão Akaike, os valores de p e q aplicados ao Brasil ficaram em 3 e 0, respectivamente, para as duas especificacões de modelo. O México se utilizou dos valores de p em 2 para as duas especificacões de modelo, e de q em 6 para a especificacão de Intercepto Irrestrito e Sem Tendência, e 5 para Intercepto e Tendência Irrestritos.

A Tabela 9 mostra que a especificacão de intercepto irrestrito e sem tendência apresentou os coeficientes com maior significância para o Brasil. No entanto, o baixo valor do coeficiente x_t , na casa de 0,15, explicita a baixa sustentabilidade orçamentária apresentada pelo Brasil, em relação ao crescimento das despesas acima das receitas. O modelo com intercepto e tendência irrestritos apresentou coeficientes com menor significância, mas com o coeficiente x_t em melhor condição, no valor de 0,43.

O modelo com intercepto irrestrito e sem tendência aplicado ao México também apresentou coeficientes mais significativos, embora mais sustentáveis, em que x_t apresentou o valor de 0,69. A especificacão com intercepto e tendência irrestritas apresentou menor significância dos coeficientes e ainda um desempenho pior, pelo valor do coeficiente x_t , que ficou em 0,33.

Em adição, conforme a Tabela 10, os termos de correção de erros (*ECT*) resultantes da equação 12 sustentam a hipótese da baixa sustentabilidade apresentada pelo Brasil nos dois modelos. Na especificação com intercepto irrestrito e sem tendência, o seu valor foi de -0,34, com 1% de significância. Na especificação com intercepto e tendência irrestritos, o valor foi de -0,23, com 10% de significância. Tais resultados indicam a existência de baixa flexibilidade nos ajustes orçamentários, pois apenas uma pequena parcela de qualquer movimento que tenda para o desequilíbrio é corrigida dentro de um trimestre.

Tabela 10 – Coeficientes dos termos *ECT*.

Especificação do Modelo	Brasil		México	
	Coef. <i>ECT</i>	Significância Estatística	Coef. <i>ECT</i>	Significância Estatística
Intercepto Irrestrito e Sem Tendência	-0,34	1%	-1,27	1%
Intercepto e Tendência Irrestritos	-0,23	10%	-1,3	1%

Nos modelos do México, o termo de correção de erros apresentou melhor desempenho, com o valor de -1,27 na especificação de intercepto irrestrito e sem tendência, e com o valor de -1,30 na especificação com tendência e intercepto irrestritos, ambos com significância de 1%. Essa composição de valores, com maior representatividade, demonstra que os ajustes no orçamento do México ocorreram com maior flexibilidade, em que uma maior parcela dos movimentos entre receitas e despesas que necessitam de ajustes é corrigida dentro de um trimestre.

Dessa forma, os resultados obtidos com a aplicação do método ARDL, através do teste *bounds* e análise dos coeficientes de longo prazo, estão em linha com os estudos empíricos analisados no capítulo 2. Assim, autores como Kumar (2012), Trachanas e Katradilidis (2013), Asiana et al (2014), Dalgiç et al (2014), Akosah (2014), Sriyana (2015), Shastri e Sahrawat (2015), Waheed (2016) e Ayuba et al (2016) também utilizaram de abordagem similar para identificar se existe relação de cointegração nas séries utilizadas, ao avaliar a sustentabilidade fiscal da Nova Zelândia, Turquia, Gana, Indonésia, Índia, Barém, Nigéria, Espanha, Grécia e Itália.

4.3 TESTES DE MULTICOINTEGRAÇÃO

Após a realização dos testes de raiz unitária, que evidenciou a ordem de integração das séries temporais, nessa seção são aplicados os testes de multicointegração, conforme Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) e Tronzano (2014). Os modelos de testes foram descritos no Quadro 1 e baseados na equação 13. Os resultados dos testes de multicointegração com quebra estrutural estão apresentados na Tabela 11.

Tabela 11 – Testes de multicointegração com quebra estrutural.

País	Brasil	México	Brasil	México	Valores Críticos	
	Estatística em Nível		Estatística em 1 ^a Diferença		5% [#]	10% [#]
Modelo [A]	-2,75	-5,81	-9,65*	-7,96*	-6,2	-5,93
Modelo [B]	-3,07	-5,71	-9,89*	-7,93*	-6,61	-6,32
Modelo [C]	-3,31	-6,71*	-9,52*	-	-6,48	-6,2
Modelo [D]	-3,51	-5,84	-11,56*	-8,06*	-6,45	-6,16
Modelo [E]	-3,11	-6,62**	-8,86*	-	-6,68	-6,38

Nota: * e ** referem-se ao nível de significância de 5% e 10%, respectivamente. [#] refere-se aos valores críticos conforme Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011), para uma amostra entre 50 e 100 observações, com $m_1 = 1$ e $m_2 = 1$, devido a ordem de integração dos regressores estocásticos.

Para o Brasil, os resultados da estatística em nível apontam que a hipótese nula dos resíduos da Equação 13 serem I(1) não pode ser rejeitada, em nenhum modelo. Isso implica que a variável de estoque é integrada em segunda ordem, e apresenta uma relação de cointegração de primeira ordem, ou $Y_t, X_t \sim CI(2,1)$. Ainda, fica caracterizada a ausência de uma cointegração completa entre as séries de receitas e despesas, Y_t e X_t .

Nesse caso, o resultado demonstra a existência de uma relação simples de cointegração entre as variáveis fluxo, pois os resíduos tornam-se estacionários em 1^a diferença. Assim, exclui-se a existência de uma relação mais profunda de equilíbrio entre as variáveis fluxo e estoque, ou de multicointegração com a presença de quebras estruturais nas séries.

Os resultados obtidos com o México foram mais satisfatórios. Tanto o modelo C como o modelo E apresentam valores críticos em níveis significantes, o que indica que os

resíduos dessas séries são estacionários e que existe uma relação de multicointegração entre as variáveis de fluxo e estoque, ou seja, $Y_t, X_t \sim CI(2,2)$. O modelo C permite uma quebra estrutural na variável de estoque, enquanto que o modelo E permite uma quebra tanto na variável de fluxo como na variável de estoque. Dessa forma, considerando o resultado do modelo mais completo, E, como do modelo C, indica-se que o México apresentou uma gestão orçamentária mais sustentável no período.

Os coeficientes para cada modelo de regressão de multicointegração estão reportados na Tabela 12 para o Brasil e na Tabela 13 para o México. As duas primeiras colunas das tabelas apresentam os resultados dos regressores determinísticos e estocásticos, respectivamente. As últimas colunas relacionam a *Sum of the Squared Residuals* (SSR), o período utilizado para quebra (T_b) e os dois critérios de informação, *Akaike Information Criteria* (AIC) e *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC).

É possível identificar na Tabela 12 a representatividade do coeficiente β_{21} nos modelos estimados. O coeficiente é de 0,83 nos modelos C e E, os quais permitem uma quebra estrutural na variável de estoque. Nos modelos A, B e D, o coeficiente é significativamente menor, se situando nos valores de 0,19, -0,17 e 0,24, respectivamente. Isso evidencia a delicada situação fiscal do Brasil, pois a média do crescimento das receitas acumuladas é significativamente menor do que as despesas acumuladas, em todos os modelos.

A mudança de regime fiscal fica evidente pela comparação dos coeficientes β_{21} e β_{22} , nos modelos C e E. A baixa sustentabilidade do coeficiente β_{21} fica agravada com a mudança de regime no segundo trimestre de 2007, quando migrou de um valor de 0,83 nos dois modelos, para -1,17 no modelo C e para -1,19 no modelo E. Tal alteração demonstra uma piora na gestão orçamentária, com maior acumulação do estoque de dívida. Ainda, a soma dos dois coeficientes, β_{21} e β_{22} , resultou no valor de -0,34 no modelo C e -0,36 no modelo E. Conforme Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011), a sustentabilidade da dívida somente pode ser atingida quando a soma dos dois coeficientes é próxima ou superior a 1.

O comparativo entre os coeficientes β_{02} e β_{03} entre todos os modelos corroboram com a mudança de regime fiscal adotada a partir do segundo trimestre de 2007. Enquanto que no modelo A não é considerada mudança de regime nas variáveis estocásticas, os coeficientes apresentam baixa variação com a troca de regime, enquanto que nos modelos C

e E a variação é mais significativa. Já o modelo B apresentou baixa responsividade em relação à tendência quadrática, de modo que não há significantes alterações relativas do coeficiente α em comparação aos coeficientes β_{02} e β_{03} , se comparados aos demais modelos.

Tabela 12 – Coeficientes dos modelos de multicointegração com quebra estrutural aplicados às séries do Brasil.

Modelos	Regressores Determinísticos					Regressores Estocásticos				SSR	T _b	AIC	SBC
	α	β_{00}	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{11}	β_{12}	β_{21}	β_{22}				
Modelo [A]	-	-0,04 (-0,61)	0,14 (8,22)	0,13 (4,87)	0,01 (4,92)	-0,75 (-2,37)	-	0,19 (2,29)	-	0,21	2007/ T2	-2,96	-2,78
Modelo [B]	0,00 (3,04)	-0,04 (-0,74)	0,20 (7,76)	0,16 (5,87)	-0,01 (-1,06)	-0,60 (-1,96)	-	-0,17 (-1,18)	-	0,19	2007/ T2	-3,05	-2,84
Modelo [C]	-	0,00 (-0,06)	0,01 (0,84)	9,37 (13,44)	0,25 (13,75)	-0,36 (-2,05)	-	0,83 (12,46)	-1,17 (-13,26)	0,06	2007/ T2	-4,16	-3,95
Modelo [D]	-	-0,14 (-1,91)	0,13 (7,65)	0,41 (3,43)	0,01 (5,47)	-0,09 (-0,22)	-1,41 (-2,42)	0,24 (2,84)	-	0,19	2007/ T2	-3,00	-2,80
Modelo [E]	-	0,02 (0,41)	0,01 (0,75)	9,53 (13,04)	0,25 (13,03)	-0,47 (-2,03)	0,26 (0,74)	0,83 (12,42)	-1,19 (-12,53)	0,06	2007/ T2	-4,14	-3,90

Nota: Os períodos de quebra foram selecionados conforme os testes de Bai (1997) e Bai e Perron (1998, 2003), os quais apontaram o momento mais significativo da quebra na série. Entre parênteses e abaixo dos coeficientes estão os valores do t-estatístico.

Os resultados da Tabela 13, do México, apresentam coeficientes da variável de estoque, β_{21} , abaixo do valor de 1 apenas no modelo de equação B, no valor de 1 nos modelos A e D, e superior ao valor 1 nos modelos C e E. Essa composição de resultados aponta para uma maior sustentabilidade em relação à gestão orçamentária, conforme Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011). Assim, pode ser observada a troca de regime fiscal do México, que ocorreu no quarto trimestre de 2007, pelo comparativo entre os coeficientes β_{21} e β_{22} nos modelos C e E, que migram do valor de 1,07 em ambos os modelos para -0,22 no modelo C e para -0,24 no modelo E.

Apesar de significativa a mudança decorrente da troca de regime, em termos de acumulação do estoque de dívida, a soma dos coeficientes β_{21} e β_{22} permaneceu em 0,85 no modelo C e em 0,83 no modelo E. Esses dados estão relacionados a uma maior sustentabilidade entre as variáveis, já que existe responsividade, ainda que não em sua totalidade, por parte da variável de receitas, Y_t .

A mudança no regime fiscal após o quarto trimestre de 2007 fica visível pela comparação dos coeficientes β_{02} e β_{03} dos modelos C e E, que demonstraram maior sensibilidade com a troca de regime em relação aos demais modelos. O modelo B, por sua vez, apresentou baixa sensibilidade com a troca de regime fiscal, em que não se observou significativa troca de valor na comparação do coeficiente α com os coeficientes β_{02} e β_{03} .

Em suma, a aplicação dos testes de multicointegração seguiu a metodologia revisada por Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011) e Tronzano (2014), que incorporaram quebras estruturais ao teste, e que mais recentemente foi empregada na investigação de Triches e Bertussi (2017). A aplicação da metodologia apontou, dessa forma, para uma maior sustentabilidade da gestão orçamentária do México, que apresentou resultados positivos e semelhantes nos dois modelos econométricos. O teste *bounds* aplicado nas séries não acumuladas demonstrou a existência de uma relação de equilíbrio entre receitas e despesas, e que posteriormente a estacionariedade dos resíduos dos modelos C e E do teste de multicointegração evidenciaram também essa relação ao incluir o estoque de dívida.

Tabela 13 – Coeficientes dos modelos de multicointegração com quebra estrutural aplicados às séries do México.

Modelos	Regressores Determinísticos					Regressores Estocásticos				SSR	T _b	AIC	SBC
	α	β_{00}	β_{01}	β_{02}	β_{03}	β_{11}	β_{12}	β_{21}	β_{22}				
Modelo [A]	-	0,10 (7,51)	-0,01 (-2,88)	0,04 (6,24)	-0,01 (-11,76)	-0,58 (-7,13)	-	1,00 (35,39)	-	0,01	2007/ T4	-5,81	-5,63
Modelo [B]	0,00 (0,43)	0,10 (6,87)	-0,01 (-0,65)	0,04 (6,13)	-0,01 (-11,30)	-0,57 (-6,18)	-	0,96 (11,08)	-	0,01	2007/ T4	-5,79	-5,58
Modelo [C]	-	0,10 (8,00)	-0,02 (-4,88)	1,46 (4,14)	0,03 (2,70)	-0,49 (-6,33)	-	1,07 (34,67)	-0,22 (-4,03)	0,01	2007/ T4	-5,99	-5,78
Modelo [D]	-	0,10 (5,57)	-0,01 (-2,87)	0,04 (1,57)	-0,01 (-11,68)	-0,56 (-4,68)	-0,05 (-0,28)	1,00 (34,68)	-	0,01	2007/ T4	-5,79	-5,58
Modelo [E]	-	0,11 (6,75)	-0,02 (-4,89)	1,56 (4,26)	0,03 (2,88)	-0,57 (-5,27)	0,16 (1,01)	1,07 (34,69)	-0,24 (-4,15)	0,01	2007/ T4	-5,98	-5,74

Nota: Os períodos de quebra foram selecionados conforme os testes de Bai (1997) e Bai e Perron (1998, 2003), os quais apontaram o momento mais significativo da quebra na série. Entre parênteses e abaixo dos coeficientes estão os valores do t-estatístico.

Por consequência, tais evidências se complementam no sentido de que no período estudado protagonizou o equilíbrio entre as receitas, as despesas e o estoque de dívida do governo central do México. Dessa forma, os dados corroboram com a sustentabilidade da gestão orçamentária no período entre 1997 até 2016, considerando que ocorreu uma mudança de regime no quarto trimestre de 2007.

A sustentabilidade fiscal do México foi também evidenciada por Tanner e Samake (2008). Em sua investigação, concluiu-se que a política fiscal entre 1999 e 2005 foi sustentável e que a dívida responderia positivamente a superávits primários consistentes. De forma geral, tais resultados indicaram para a flexibilidade de ajustes no orçamento em relação a possíveis desequilíbrios. Já Triches e Bertussi (2012) não encontraram evidências de sustentabilidade na gestão fiscal do México entre 1990 e 2007. Possivelmente, tal resultado decorreu, em parte, à crise de 1994 e posteriormente ao aumento dos gastos do governo observados entre 2005 e 2006.

Os dados dos testes de multicointegração obtidos com as séries do Brasil vão ao encontro com os resultados recentes de Triches e Bertussi (2017), Mendonça et al (2016) e Triches e Bertussi (2013), os quais demonstraram a inexistência de uma relação de equilíbrio na gestão orçamentária do governo central. Ainda, ao considerar a ocorrência de uma mudança de regime fiscal no segundo trimestre de 2007, os resíduos das séries apontaram para a não estacionariedade.

Ficou caracterizada, assim, a inexistência de uma relação de equilíbrio na gestão orçamentária do Brasil entre 1997 e 2016. Tal fato vem a demonstrar que o país enfrenta um desequilíbrio das contas públicas, e caso essa tendência seja mantida, aumentam as chances de um eventual processo de *default*, devido a um potencial crescimento insustentável da dívida pública.

Portanto, os dados indicam que a sustentabilidade fiscal da gestão orçamentária do Brasil deixou a desejar nos dois modelos, em que não se observou resultados de uma relação sustentável primeiramente entre receitas e despesas com o teste *bounds*, e posteriormente entre receitas, despesas e o estoque de dívida no modelo de multicointegração.

5. CONCLUSÕES

Os resultados da pesquisa indicam que ocorreu uma inflexão na condução da política fiscal, próxima a crise internacional do *subprime* de 2008, que intensificou uma alteração no comportamento dos governos com relação a sua gestão orçamentária. A principal característica observada foi um afrouxamento no que tange a restrição às despesas, em que se observou gradual deterioração nos resultados primários dos governos e aumento da DLSP.

Nos anos iniciais após a crise, o produto das economias de fato respondeu a tais políticas, em que se observou significativo crescimento real em 2010, mas com efeitos de curta duração. Nos anos seguintes, o produto das economias apresentou tendência de queda, em que a partir de 2011, a queda nas taxas de crescimento demonstrou o desgaste do modelo fiscal adotado. Em suma, tal desgaste culminou no enfraquecimento das economias, representado pelo alto endividamento e baixas taxas de crescimento.

Tal comportamento de expansão fiscal pôde ser observado pelo aumento do endividamento dos dois países. A DLSP esteve em tendência de queda no Brasil até 2008, e no México até 2007. Após, houve uma inversão em que a tendência passou a ser de aumento da dívida, quando o Brasil chegou a um endividamento líquido no setor público de 46,2% do PIB em 2016, e o México de 50,1%. Esse aumento foi impulsionado principalmente pela NFSP, que apresentou significativo aumento em comparação às outras movimentações que compõem as alterações da dívida líquida.

Se comprovou também a crescente participação dos governos centrais no endividamento do setor público, em que o governo central do Brasil partiu de 61,9% do endividamento total em 2001, para 77,7% do total em 2016. O governo central do México também apresentou crescimento na participação, e passou de 53% do total em 2001 para 73,4% em 2016.

Os modelos de cointegração aplicados sustentaram a existência de equilíbrio na gestão orçamentária do México, e desequilíbrio na gestão do Brasil. Os termos de correção de erros dos modelos ARDL apontaram para maiores velocidades de ajustes das contas do México frente a desequilíbrios, enquanto que a velocidade dos ajustes orçamentários do Brasil foi baixa.

Considerando os resultados dos testes de cointegração, aplicou-se então um modelo de multicointegração que considera uma quebra estrutural na série. Os resultados dos testes aplicados ao México corroboraram com a sustentação do modelo ARDL, em que ao permitir

uma quebra estrutural, apontou para uma relação de multicointegração. Os resíduos dos modelos C e E do teste apresentaram estacionariedade nos níveis de significância exigidos. Assim, conclui-se que ocorreu equilíbrio entre receitas, despesas e o estoque de dívida, ao considerar uma quebra estrutural no quarto trimestre de 2007.

Para o Brasil, não se encontrou evidências de estacionariedade nos resíduos de nenhum modelo. Essa informação sugere que protagonizou o descontrole na relação entre receitas, despesas e o estoque de dívida, não sendo possível afirmar que a gestão orçamentária foi sustentável no período investigado. Se observou também, após a crise, uma maior persistência das taxas de inflação bem como maior volatilidade da taxa de câmbio nominal.

Portanto, o gradual aumento dos déficits primários e a rigidez orçamentária observada no Brasil revelou uma situação que não é sustentável, e que pode potencialmente causar um aumento explosivo da dívida. Os modelos aplicados sugerem a tomada de ações que reduzam a rigidez orçamentária do governo, e assim, permitam correções de curso na trajetória do aumento das despesas, em que pese a sustentabilidade da dívida e os possíveis e decorrentes desequilíbrios macroeconômicos.

A situação fiscal do México apresentou resultados positivos nos modelos econométricos, apesar da tendência de aumento da dívida. Nesse sentido, as variáveis de receitas e despesas apresentaram maior flexibilidade e velocidade de ajuste, indicando assim que possíveis desequilíbrios no orçamento podem ser mais facilmente corrigidos. Em suma, recomenda-se também ajustes nas despesas para evitar o aumento da dívida, embora os resultados dos modelos sustentem que um possível comportamento explosivo da dívida tenda a ser pouco provável.

Como sugestão para futuras pesquisas, a possibilidade de aprofundar as principais questões ou fatores que estão condicionando o constante aumento da parcela de dívida dos governos centrais frente ao setor público consolidado, em virtude de se observar o compartilhamento da tendência pelos dois países.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AKOSAH, Nana Kwame. Empirical appraisal of fiscal stability: the case of Ghana. **Journal of Economic Studies**, v. 42, n. 5, p. 753-779, 2015.

ASIAMA, Johnson; AKOSAH, Nana; OWUSU-AFRIYIE, Emmanuel. An assessment of fiscal sustainability in Ghana. **Working Paper of Bank of Ghana**, No. WP/BOG-2014, 2014.

AYUBA, K.; IBRAHIM, BT F. W.; KHAN, S. J. B. M. Sustainability of Domestic Debt in Nigeria: An ARDL Bounds Testing Cointegration Approach. **International Business Management**, v. 10, n. 15, p. 2823-2830, 2016.

BAI, Jushan; PERRON, Pierre. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, p. 47-78, 1998.

Bai, J. Estimation of a change point in multiple regression models. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p.551–563, 1997.

Bai, J.; Perron, P. Critical values for multiple structural change tests. **The Econometrics Journal**, v. 6, n. 1, p. 72–78, 2003.

BALASSA, B. Public Finance and Economic Development. PPR Working Paper 31. **World Bank**, Washington D.C., 1988.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Série histórica da Composição da DLSP. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/seriedlsp>>. Acesso em: agosto, 2017a.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Histórico das Taxas de Juros. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/Pec/Copom/Port/taxaSelic.asp>>. Acesso em: agosto, 2017b.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. Série histórica dos Fatores Condicionantes da DLSP. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/htms/infecon/seriehistDLSPFatores.asp>>. Acesso em: setembro, 2017c.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. SGS – Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Índice Nacional de Preços ao Consumidor - Amplo. Disponível em: < <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: setembro, 2017d.

BANCO DE MÉXICO. Foreign Exchange Market (Exchange Rates). Disponível em: <<http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-cambiario/foreign-exchange-markets--exc.html>>. Acesso em: agosto, 2017a.

BANCO DE MÉXICO. Securities Market (Interest Rates). Disponível em: <<http://www.banxico.org.mx/portal-mercado-valores/securities-market--interest-r.html>>. Acesso em: agosto, 2017b.

BANCO DE MÉXICO. Statistics, Public Finances. Disponível em: <<http://www.banxico.org.mx/estadisticas/statistics.html>>. Acesso em: setembro, 2017c.

BANCO DE MÉXICO. Statistics, Production, Production Sector. Disponível em: <<http://www.banxico.org.mx/estadisticas/statistics.html>>. Acesso em: setembro, 2017d.

BANCO DE MÉXICO. Inflation, Consumer Price Index. Disponível em: < <http://www.banxico.org.mx/portal-inflacion/inflation.html>>. Acesso em: setembro, 2017e.

BARBOZA, R. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 35, n. 1 (138), p. 133-155, janeiro-março, 2015.

BARRO, R. J. Are Government Bonds Net Wealth?. **Journal of Political Economy**, n. 81, December, 1095-1117, 1974.

BARRO, R. J. On the Determination of the Public Debt. **Journal of Political Economy**, Vol. 87, no. 5, Part 1, October, 1979.

BERENGUER-RICO, V.; CARRION-I-SILVESTRE, J.L. Regime Shifts in Stock-Flow I(2)-I(1) Systems: The Case of US Fiscal Sustainability. **Journal of Applied Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 298-321, 2011.

BOHN, H. Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint? Working paper, **Department of Economics, UCSB**. October, 2006.

BOHN, Henning. The behavior of US public debt and deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.

BURRET, Heiko T.; FELT, Lars P.; KÖHLER, Ekkehard A. Sustainability of Public Debt in Germany—Historical Considerations and Time Series Evidence. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, v. 233, n. 3, p. 291-335, 2013.

DALGIÇ, Başak; İYIDOĞAN, Pelin Varol; BALIKÇIOĞLU, Eda. Sustainability of fiscal policy: an empirical examination for Turkish economy. **Journal of Business Economics and Finance**, v. 3, n. 2, p. 133-137, 2014.

DANIEL, Betty C.; SHIAMPTANIS, Christos. Pushing the limit? Fiscal policy in the European Monetary Union. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 37, n. 11, p. 2307-2321, 2013.

DEL RÍO MONGES, Jaime Arturo; ROSALES REYES, Maritza; FLORES ZENDEJAS, Juan Huitzilhuítl; LÓPEZ SOTO, David; SÁNCHEZ AMADOR, David Armando. La implementación de un fondo soberano de riqueza vinculado al petróleo en México. **Instituto Belisario Domínguez**. Primeira edição, dezembro de 2015.

DOMAR, E. D. The burden of the debt and the national income. *American Economic Review*, v. 34, n. 4, p. 798-827, 1944.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron, McGrawHill, 1991.

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

ESCARIO, Regina; GADEA, María Dolores; SABATÉ, Marcela. Multicointegration, seigniorage and fiscal sustainability. Spain 1857–2000. **Journal of Policy Modeling**, v. 34, n. 2, p. 270-283, 2012.

FEDERAL RESERVE BANK OF SAINT LOUIS - FED. General government gross debt for Mexico. Disponível em: < <https://fred.stlouisfed.org/series/GGGDTAMXA188N>>. Acesso em: agosto, 2017.

FISCHER, S.; EASTERLY, W. The economics of the government budget constraint. **The World Bank Research Observer**, v.5, n.2, p.127-142, July 1990.

FRIEDMAN, Milton. The permanent income hypothesis. In: A theory of the consumption function. **Princeton University Press**, p. 20-37, 1957.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL – FMI. Index Charts, 2000-2017. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commo/Charts.pdf>>. Acesso em: agosto, 2017.

GOYAL, R.; KHUNDRAKAM, J.K.; RAY, P. Is India's Public Finance sustainable? Or, are the claims exaggerated?. **Journal of Policy Modeling**, v.26, p.401-420, 2004.

GRANGER, C.W.J.; LEE, T. Multicointegration. In: Rhodes, G.F., Fomby, T.B. (Eds.), **Advances in Econometrics**. JAI Press, Greenwich, CT, v. 8, p. 71-84. 1990.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 58, n. 3, p. 555-560, 1996.

GREGORY, Allan W.; HANSEN, Bruce E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of econometrics**, v. 70, n. 1, p. 99-126, 1996.

HANDA, Sudhanshu; STAMPINI, Marco; WINTERS, Paul. Agricultural Subsidies, Human Capital Development and Poverty Reduction: Evidence from Rural Mexico. **Department of Public Policy**, University of North Carolina, unpublished, 2005.

HATEMI-J, Abdunnasser. Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. **Empirical Economics**, v. 35, n. 3, p. 497-505, 2008.

ILZETZKI, E.; VEGH C. A. Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction? **National Bureau of Economic Research**. Working Paper n. 14191, Cambridge. 2008.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS – IPEA. *Ipeadata*. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38389>>. Acesso em: agosto, 2017.

JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KEYNES, J. M. **Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. Palgrave Mcmillan. Reino Unido. 472 págs. 1936.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional**. São Paulo, Pearson Prentice Hall, 2010.

KUMAR, Saten; WEBBER, Don J.; FARGHER, Scott. Wagner's Law revisited: cointegration and causality tests for New Zealand. **Applied Economics**, v. 44, n. 5, p. 607-616, 2012.

LARSSON, R., LYHAGEN, J.; LOTHGREN, M. Likelihood based cointegration tests in heterogeneous panels. **Econometrics Journal**, n. 4, p. 109–142, 2001.

LEACHMAN L.; BESTER, A.; ROSAS, G.; LANGE, P. Multicointegration and sustainability of fiscal practices. **Economic Inquiry**, v. 43, n. 2, p.454-466, 2005.

LEACHMAN, L; FRANCIS, B. Multicointegration Analysis of the Sustainability of Foreign Debt, **Journal of Macroeconomics**, v. 22, n. 2, p. 207-227, 2000.

LEGRENZI, Gabriella; MILAS, Costas. Nonlinearities and the sustainability of the government's intertemporal budget constraint. **Economic Inquiry**, v. 50, n. 4, p. 988-999, 2012.

- LUPORINI, V. Further Investigation Into The Sustainability of The Brazilian Federal Domestic Debt. **UFMG/Cedeplar**, Belo Horizonte, 21 pp, Texto para Discussão n. 131, 2000a.
- LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and central bank independence. **Revista brasileira de economia**, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000b.
- LUPORINI, Viviane. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 2, p. 437-458, 2015.
- MAHDAVI, Saeid. Bohn's test of fiscal sustainability of the American state governments. **Southern Economic Journal**, v. 80, n. 4, p. 1028-1054, 2014.
- MENDONÇA, Mário J. C.; MOREIRA, Tito B.; MEDRANO, Luis Alberto; RAMALHO, Joaquem. Revisitando a sustentabilidade do endividamento público no Brasil. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, texto para discussão n. 2199, 2016.
- MIYAZAKI, Tomomi. Fiscal reform and fiscal sustainability: Evidence from Australia and Sweden. **International Review of Economics & Finance**, v. 33, p. 141-151, 2014.
- MODIGLIANI, Franco. The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. **Social Research**, p. 160-217, 1966.
- OBSTFELD, Maurice. Notes on Seigniorage and Budget Constraints. **Economics A**, v. 202, p. 1-7, 2012.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT – OECD. OECD Economic Surveys, México. Janeiro 2017. Disponível em: <<http://www.oecd.org/eco/surveys/Mexico-2017-OECD-economic-survey-overview.pdf>>. Acesso em: setembro, 2017.
- PAYNE, J.E.; MOHAMMADI, H.; CAK, M. Turkish budget deficit sustainability and the revenue-expenditure nexus. **Applied Economics**, v. 40, n. 7-9, p. 823-830, 2008.
- PEDRONI, Peter. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. S1, p. 653-670, 1999.
- PEDRONI, Peter. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. **Econometric Theory**, v. 20, n. 3, p. 597-625, 2004.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. **Cambridge University Press**, 1999.
- PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- PETRÓLEOS MEXICANOS - PEMEX. Investors, Publications, Annual Report. Disponível em: <<http://www.pemex.com>>. Acesso em: setembro, 2017.
- QUINTOS, Carmela E. Sustainability of the deficit process with structural shifts. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 13, n. 4, p. 409-417, 1995.
- READE, J. et al. Modelling monetary and fiscal policy in the us: A cointegration approach. **Discussion Papers**, p. 11-02, 2011.

REINHART, Carmen M.; ROGOFF, Kenneth S. Growth in a Time of Debt. **American Economic Review: Papers and Proceedings**, n. 100, p. 573-578, 2010.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 4 ed. New York. McGraw-Hill, 716p, 2012.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F. B. **Macroeconomía**. Buenos Aires: Pearson Education, 792p, 2002.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F. B. **Macroeconomia**. São Paulo: Pearson Education, 904p, 1998.

SARGENT, T. J; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 5, n. 3, 1981.

SECRETARÍA DE HACIENDA Y CRÉDITO PÚBLICO - SHCP. Timely Public Finances Statistics, Public Sector Financial Position. Disponível em: <http://www.shcp.gob.mx/POLITICAFINANCIERA/FINANZASPUBLICAS/Estadisticas_Oportunas_Finanzas_Publicas/Paginas/unica2.aspx>. Acesso em: setembro, 2017a.

SECRETARÍA DE HACIENDA Y CRÉDITO PÚBLICO - SHCP. Timely Public Finances Statistics, Public Sector Borrowing Requirements. Disponível em: <http://www.shcp.gob.mx/POLITICAFINANCIERA/FINANZASPUBLICAS/Estadisticas_Oportunas_Finanzas_Publicas/Paginas/unica2.aspx>. Acesso em: setembro, 2017b.

SECRETARÍA DE HACIENDA Y CRÉDITO PÚBLICO - SHCP. Timely Public Finances Statistics, Open Data, Public Sector Borrowing Requirements (PSBR) - Methodology previous. Disponível em: <http://www.shcp.gob.mx/POLITICAFINANCIERA/FINANZASPUBLICAS/Estadisticas_Oportunas_Finanzas_Publicas/Paginas/unica2.aspx>. Acesso em: setembro, 2017c.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL – STN. Relatório do Tesouro Nacional. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/246449/Anexos+RTN+Mai17.xlsx/80712603-851c-4c61-92a9-09557326fe26>>. Acesso em: setembro, 2017.

SHASTRI, Shruti; SAHRAWAT, Madhu. Fiscal Sustainability in India: An Empirical Assessment. **Journal of Economic Policy and Research**, v. 10, n. 1, 2015.

SIDAUI, José; RAMOS-FRANCIA, Manuel; CUADRA, Gabriel. The global financial crisis and policy response in Mexico. **BIS papers**, n. 54, p. 279-98, 2010.

SILVESTRINI, Andrea. Testing fiscal sustainability in Poland: a Bayesian analysis of cointegration. **Empirical Economics**, v. 39, n. 1, p. 241-274, 2010.

SIMONASSI, Andrei. G.; ARRAES, Ronaldo A.; E. SENA, Augusto. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **Economia (Brasília)**, v. 15, n. 1, p. 68-81, 2014.

SRIYANA, Jaka. LONG RUN FISCAL DISEQUILIBRIUM. AN INDONESIAN CASE. **Journal of Applied Economic Sciences**, v. 10, n. 2, p. 253-261, 2015.

TALVI, E.; VÉGH, C. A. Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries. **Journal of Development Economics**, v. 78, n. 1, p. 156-190. 2005.

TANNER, Evan; SAMAKE, Issouf. Probabilistic sustainability of public debt: a vector autoregression approach for Brazil, Mexico, and Turkey. **IMF Staff Papers**, v. 55, n. 1, p. 149-182, 2008.

THE WORLD BANK. Data for Brazil, Mexico. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/?locations=BR-MX>>. Acesso em: agosto, 2017.

TRACHANAS, E.; KATRAKILIDIS, C. Is the Greek budget deficit sustainable after all? Empirical evidence accounting for regime shifts. **Applied Economics**, v. 46, n.20, p. 2387-2397, 2014.

TRACHANAS, Emmanouil; KATRAKILIDIS, Constantinos. Fiscal deficits under financial pressure and insolvency: Evidence for Italy, Greece and Spain. **Journal of Policy Modeling**, v. 35, n. 5, p. 730-749, 2013.

TRICHES, D.; BERTUSSI, L. S. Multicointegração e políticas fiscais: uma avaliação de sustentabilidade para a América Latina. **Revista Economia ANPEC**, Brasília, v. 10, n. 3, p. 501-531, 2012.

TRICHES, Divanildo; BERTUSSI, Luís S. Multicointegração e sustentabilidade da política fiscal no Brasil com regime de quebras estruturais (1997-2015). **Revista Brasileira de Economia-RBE**, v. 71, n. 3, p. 379-394, 2017.

TRONZANO, Marco et al. Multicointegration and Fiscal Sustainability in India: Evidence from Standard and Regime Shifts Models. **International Economics**, v. 67, n. 2, p. 263-291, 2014.

UCAL, Meltem; ALICI, Asli. Is Fiscal Policy Sustainable in Turkey?. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 46, n. sup1, p. 83-93, 2010.

WAHEED, Abdul. Sustainability of public debt: empirical analysis for Bahrain. **Journal of Internet Banking and Commerce**, v. 21, n. 2, p. 1, 2016.

APÊNDICE

Tabela 14 – Síntese de Estudos Empíricos.

Referência	Período e Países	Modelo	Frequência	Resultado
Tanner e Samake (2008)	2000-2005 Brasil, México e Turquia	VAR	Dados trimestrais	A gestão fiscal do México apresentou sustentabilidade com melhor cenário de redução da dívida, frente a superávits primários consistentes. O Brasil e a Turquia necessitariam de superávits primários em maior proporção para estabilizar a dívida.
Silvestrini (2010)	1997-2007 (Polônia)	Combinação entre cointegração (Quintos 1995) e VAR.	Dados mensais	Os resultados apontaram para sustentabilidade fiscal do período analisado. As receitas e despesas (incluindo juros) estão cointegradas com vetor de cointegração relevante.
Ucal e Alici (2010)	1989-2008 (Turquia)	Testes de raiz unitária e cointegração (Johansen 1990).	Dados mensais	A investigação sugere que se o período proposto for avaliado de forma integral, a sustentabilidade fiscal é frágil. Entretanto, se a série for dividida em dois períodos, sendo o primeiro entre 1989-2000 e o segundo entre 2001-2008, os resultados encontrados são distintos. No primeiro, o nível de sustentabilidade encontrado é baixo, enquanto que no segundo é alto.
Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011)	1947-2007 (EUA)	Multicointegração com mudança de regime.	Dados trimestrais	Os resultados dos testes de multicointegração apontaram para a sustentabilidade da gestão orçamentária dos EUA, o que indica um equilíbrio fiscal no longo prazo. Foi identificada uma quebra estrutural no terceiro trimestre de 1996.
Reade (2011)	1983Q2-2010Q2 (Estados Unidos)	Testes de raiz unitária e cointegração (Johansen 1990).	Dados trimestrais	Os déficits fiscais se mostraram prejudiciais para a economia no longo prazo, enquanto que no curto prazo, estímulos fiscais podem ser efetivos para o resultado do produto da economia.
Bertussi e Triches (2012)	1961-2007 (Argentina, Brasil, México, Peru, Uruguai e Venezuela)	Testes de raiz unitária, multicointegração (Leachman et al 2005) e cointegração (Engle e Granger 1987).	Dados trimestrais	Não foi identificada relação de multicointegração entre receita, despesa e dívida do governo. Entretanto, foi possível aplicar o modelo de cointegração e foi identificado que Argentina, México, Uruguai e Peru não cumpriram a restrição orçamentária intertemporal no período.
Escario et al (2012)	1857-2000 (Espanha)	Testes de raiz unitária e multicointegração (Granger e Lee 1990).	Dados anuais	Não foi identificada relação de sustentabilidade entre receita, despesa e estoque de dívida no período. Entretanto, uma segunda relação identificada e levou em conta a receita de senhoriagem, que estabeleceu relação de cointegração.

(Continua)

(Continuação)

Referência	Período e Países	Modelo	Frequência	Resultado
Kumar et al (2012)	1960-2007 Nova Zelândia	Testes de raiz unitária, cointegração (ARDL), causalidade (Granger) e modelo de correção de erros (ECM).	Dados anuais	Foi identificada cointegração entre a parcela de gastos do governo em proporção ao PIB com a renda nacional <i>per capita</i> . Também, foi identificado que a renda <i>per capita</i> cresce em maior proporção que os gastos do governo em relação ao PIB.
Legrenzi e Milas (2012)	1960-2009 (Itália)	VECM (Johansen 1988).	Dados mensais	Os testes indicaram um ajustamento não linear, mas sustentável no longo prazo.
Burret et al (2013)	1850-2010 (Alemanha)	Testes de raiz unitária, cointegração (Johansen 1990) e VECM.	Dados anuais	A análise das séries de dados apontou para a sustentabilidade da política fiscal entre 1872-1913, enquanto rejeita a sustentabilidade da política fiscal entre 1950-2010.
Daniel e Shiamptanis (2013)	1970-2011 (11 países da EU)	Testes de raiz unitária e cointegração - Pedroni (1999, 2004) e Larsson et al (2001).	Dados anuais	As séries de dados analisadas em painel evidenciaram que existe cointegração e responsividade do superávit primário em relação à da dívida com defasagens.
Hatemi-J e Zanella (2013)	1823-1889 (Brasil)	Testes de Cointegração com quebra estrutural desconhecida.	Dados anuais	As despesas e receitas do governo são cointegradas. Levando-se em conta as duas quebras estruturais desconhecidas, o governo foi solvente no longo prazo, particularmente no período imperial.
Luporini (2015)	1991-2011 (Brasil)	Testes raiz unitária e cointegração (Johansen 1990) e VECM.	Dados mensais	O parâmetro da reação fiscal e a taxa de crescimento da relação dívida/PIB indicaram que a sua estabilidade é altamente dependente da taxa de crescimento da economia, dada a meta do governo com o superávit primário.
Trachanas e Katrakilidis (2013)	1970-2010 (Espanha, Grécia e Itália)	Raiz unitária e cointegração com quebras estruturais e efeitos linear e não linear.	Dados anuais	Os testes indicaram sustentabilidade fiscal fraca no longo prazo para os três Países. O processo de ajustamento orçamentário foi assimétrico na Itália e na Espanha.
Akosah (2014)	1990-2013 (Gana)	Testes de raiz unitária, cointegração (ARDL) e cointegração (Granger).	Dados trimestrais	Foi identificada relação de longo prazo entre o resultado primário e os déficits do governo, enquanto que as receitas e impostos responderam positivamente ao aumento dos gastos pelo governo.
Asiama et al (2014)	2000-2014 (Gana)	Testes de raiz unitária e cointegração (ARDL).	Dados trimestrais	Os testes indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre os resultados primários e os déficits do governo.
Dalgiç et al (2014)	2006-2013 (Turquia)	Testes de raiz unitária e cointegração (ARDL).	Dados trimestrais	Existe sustentabilidade da dívida no longo prazo. Entretanto, a relação de cointegração entre receitas e despesas do governo é fraca.
Mackiewicz-Łyziak (2014)	2000-2013 (República Tcheca, Hungria e Polónia)	Testes de raiz de unitária e cointegração (Bohn 1998).	Dados trimestrais	A República Checa e a Polónia não apresentaram políticas sustentáveis no período considerado, ao contrário da Hungria, que apresentou relação estatisticamente significativa e sustentável.

(Continua)

(Continuação)

Referência	Período e Países	Modelo	Frequência	Resultado
Mahdavi (2014)	1961-2008 (48 estados dos EUA)	Testes de raiz unitária e Bohn (1998).	Dados anuais	A análise geral das séries de dados em painel apontou para a sustentabilidade da situação fiscal dos estados, em que a proporção do resultado primário foi função crescente da proporção de dívida, satisfazendo a condição necessária de sustentabilidade.
Miyazaki (2014)	1980-2007 (Austrália e Suécia)	Testes de raiz unitária, cointegração (Johansen 1995) e DOLS.	Dados trimestrais	A Austrália não demonstrou sustentabilidade fiscal considerando que as receitas cresceram em menor proporção que os gastos do governo. Já a Suécia apresentou sustentabilidade no longo prazo, sendo que após as restrições fiscais impostas no final da década de 1990, os coeficientes de receita excederam a unidade.
Simonassi et al. (2014)	1991-2008 (Brasil)	Função de Reação (Bai e Perron 1998 e Bohn 2006).	Dados mensais	Os testes indicaram quebras estruturais em maio de 1994 e em fevereiro de 2003. A solvência da situação fiscal somente ocorre a partir de maio de 1994.
Trachanas and Katrakilidis (2014)	1960-2011 (Grécia)	Raiz unitária e cointegração (Gregory e Hansen, 1996 e Hatemi-J, 2008) com quebras estruturais e efeitos linear e não linear.	Dados anuais	Os testes indicaram a presença de quebra estrutural e que o déficit orçamentário grego é insustentável.
Tronzano (2014)	1950-2010 (Índia)	Multicointegração com mudança de regime.	Dados anuais	Os testes rejeitaram a sustentabilidade entre receitas e despesas. A política fiscal do governo indiano não foi sustentável em um ambiente estocástico.
Shastri e Sahrawat (2015)	1980-2013 (Índia)	Testes de raiz unitária, cointegração (Johansen) e cointegração (ARDL).	Dados trimestrais	Não foi identificada sustentabilidade fiscal em ambos testes realizados enquanto que o resultado primário negativo não reagiu à cumulatividade do estoque de dívida.
Sriyana (2015)	1970-2012 (Indonésia)	Testes de raiz unitária, cointegração (ARDL) e VECM.	Dados anuais	Os testes apontam desequilíbrio fiscal no período analisado.
Ayuba et al (2016)	1981-2013 (Nigéria)	Testes de raiz unitária e cointegração (ARDL).	Dados anuais	O teste de cointegração não demonstrou sustentabilidade no longo prazo, entre as variáveis de receita e despesa do governo.
Mendonça et al (2016)	2002-2014 (Brasil)	Testes de Box-Jenkins, Hill-Griffiths-Judge (1997) e Johansen (1990).	Dados mensais	Foram utilizados três testes distintos de cointegração para as séries de despesas e receitas governamentais. Os resultados não indicaram que a dívida pública é solvente no longo prazo.
Waheed (2016)	1990-2014 (Barém)	Testes de raiz unitária e cointegração (ARDL) e modelo de correção de erros.	Dados trimestrais	Foi identificada sustentabilidade fiscal entre os resultados fiscais e os déficits públicos no período.

(Continua)

(Conclusão)

Referência	Período e Países	Modelo	Frequência	Resultado
Triches e Bertussi (2017)	1997-2015 (Brasil)	Teste de multicointegração, Tronzano (2014) e Berenguer-Rico e Carrion-I-Silvestre (2011).	Dados trimestrais	O modelo de multicointegração com quebras estruturais indicou para a ausência de estacionariedade dos resíduos, o que implica na inexistência de uma relação de equilíbrio entre receitas, despesas e estoque de dívida.

Tabela 15 – Testes de diagnóstico dos modelos ARDL (Prob.).

Brasil		
Testes	Intercepto Irrestrito e Sem Tendência	Intercepto e Tendência Irrestritos
Breusch-Godfrey	F(8,62) 0,9228	F(8,61) 0,5272
Ramsey-Reset	F(1,69) 0,2751	F(1,68) 0,2669
White	<i>Chi-Square</i> (5) 0,1872	<i>Chi-Square</i> (6) 0,2990
Breusch-Pagan-Godfrey	<i>Chi-Square</i> (5) 0,1839	<i>Chi-Square</i> (6) 0,3063
México		
Testes	Intercepto Irrestrito e Sem Tendência	Intercepto e Tendência Irrestritos
Breusch-Godfrey	F(8,53) 0,7809	F(8,54) 0,8191
Ramsey-Reset	F(1,60) 0,9544	F(1,61) 0,8237
White	<i>Chi-Square</i> (11) 0,1271	<i>Chi-Square</i> (11) 0,1228
Breusch-Pagan-Godfrey	<i>Chi-Square</i> (11) 0,1634	<i>Chi-Square</i> (11) 0,1759

Figura 1 – Representação gráfica das séries de dados.

