

RAFAEL BRASILEIRO MIRANDA

EFEITOS DE EVENTOS FISCAIS NA TAXA DE JUROS: EVIDÊNCIAS DO BRASIL

Dissertação apresentada à Escola de Políticas Públicas e Governo da Fundação Getulio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Data de aprovação: 22/06/2022

Prof. Dr. Manoel Carlos de Castro Pires
FGV-EPPG

Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa Filho
FGV-EPPG

Dr. Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti
IPEA

RESUMO

Entender o efeito de choques de política fiscal é uma tarefa complexa, mas essencial para a criação de instituições fiscais sólidas. Neste trabalho, são estimados os efeitos de eventos fiscais na taxa de juros da dívida pública brasileira entre 2011 e 2021. Os efeitos dos eventos são estatística e economicamente significativos: os que geram expectativa de superávits primários deprimem a taxa de juros, enquanto os que geram expectativa de déficits a elevam. A comparação entre períodos mostra que não há mudança perceptível no impacto dos eventos entre regimes fiscais. No entanto, se observa uma maior sensibilidade ao resultado primário no segundo período, marcado por dívida elevada e estagnação econômica, apontando a importância do equilíbrio das contas públicas para permitir ações contracíclicas durante crises.

Palavras-chave: Dívida Pública. Taxa de Juros. Economia Brasileira. Política Fiscal.

SUMÁRIO

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Introdução | 9 |
| 2 | Transmissão: como a dívida afeta a taxa de juros? | 11 |
| 3 | Revisão de Literatura | 14 |
| 4 | Metodologia | 20 |
| 4.1 | Modelo e Variáveis Principais | 20 |
| 4.2 | Eventos Fiscais | 22 |
| 4.3 | Variáveis de Controle | 26 |
| 4.4 | Fontes dos Dados e Tratamentos Realizados | 28 |
| 5 | Resultados | 30 |
| 5.1 | Especificação da Equação Base | 30 |
| 5.2 | Análise dos Eventos Fiscais | 35 |
| 5.2.1 | Antigo Regime Fiscal: 2011 - 2016 | 40 |
| 5.2.2 | Emenda Constitucional 95 | 41 |
| 5.2.3 | Novo Regime Fiscal: 2017 - 2021 | 42 |
| 5.3 | Comparação Entre Regimes Fiscais | 45 |
| 6 | Conclusão | 51 |
| 7 | Referências | 53 |
| 8 | Apêndices | 56 |
| 8.1 | Apêndice A: Dicionário de Dados | 56 |
| 8.2 | Apêndice B: Testes de Raiz Unitária e Cointegração | 57 |

1 Introdução

A história econômica brasileira é marcada por diversos choques de grandes proporções, muitos deles de natureza fiscal. Ainda que no passado as finanças públicas do país fossem conduzidas de forma relativamente discricionária, grandes esforços foram empreendidos nas últimas décadas na construção de normas e instituições para reger a aplicação de recursos públicos. Para inspirar a construção e constante evolução dessas normas, a compreensão do impacto de choques fiscais nas principais variáveis econômicas é essencial.

Uma grande obstáculo nesta literatura é a dificuldade em isolar efeitos da política fiscal de outros fatores que afetam a taxa de juros. É esperado, por exemplo, que o estado do ciclo de negócios afete esse relacionamento devido à interação entre política fiscal e monetária. Uma das formas encontradas na literatura para superar este problema é o uso de projeções no longo prazo, que por hipótese são pouco sensíveis à conjuntura econômica atual (Laubach, 2009). Essa é a abordagem deste trabalho, utilizando respostas informadas na Pesquisa Focus do Banco Central como *proxy* das expectativas de mercado.

Além disso, são incluídas como regressores variáveis para controlar a evolução da taxa de juros pelo crescimento econômico (IBC-Br), pelo ambiente externo (Termos de Troca), pelo efeito de reequilíbrio de portfólio (*equity premium*) e por grandes eventos não fiscais com repercussões na taxa de juros (impeachment de Dilma Roussef e greve dos caminhoneiros). Uma vez isolados os efeitos fiscais, é possível analisá-los e compreender como as regras fiscais podem evoluir.

Duas perguntas motivam este trabalho. Em primeiro lugar, choques fiscais geram efeitos diretos na taxa de juros ou são inteiramente capturados por mudanças na expectativa de resultado primário? Em segundo, houve mudança na resposta da taxa de juros a variações na expectativa de resultado primário no Brasil após a implementação do Teto de Gastos?

A resposta à primeira pergunta é um marcador relevante do nível de confiança do mercado financeiro na autoridade fiscal de um país. Se mesmo um choque relevante

produz efeitos moderados na taxa de juros de longo prazo, há uma expectativa revelada de que medidas serão tomadas para neutralizar esse choque. Como a dívida pública serve de base para o cálculo de juros de diversos ativos na economia, uma autoridade fiscal responsável contribui para a estabilidade econômica de um país, muito além do controle do estoque de dívida.

Já a resposta à segunda pergunta é relevante ao desenho das instituições brasileiras do futuro. Se um dos objetivos de uma regra fiscal é suavizar o impacto de choques, caso ela seja bem sucedida isso será refletido em um impacto menor de um choque similar sob a nova regra do que sob a antiga. Se esse resultado não for observado, uma explicação possível é que o efeito de credibilidade desejado ainda não foi obtido, e o diálogo com a sociedade deve ser retomado para reformar essa instituição.

Os resultados do estudo apontam que há um impacto estatisticamente e economicamente relevante dos principais eventos fiscais na amostra, similar nos dois períodos analisados. Os choques de maior magnitude são os que mais afetam a taxa de juros, com impacto no sentido esperado: choques que melhoram a expectativa de resultado primário reduzem a taxa de juros, enquanto os que pioram a expectativa de primário a aumentam. No entanto, não há evidências conclusivas sobre efeitos diretos do Teto de Gastos no comportamento da taxa de juros de longo prazo no Brasil. A mudança mais expressiva entre regimes fiscais é que, a partir de 2016, o resultado primário passou a ter maior relevância na determinação da taxa de juros, o que também pode ser devido à mudança drástica na conjuntura macroeconômica brasileira.

O resultado reforça a dificuldade em se executar política fiscal contracíclica sob condições de *stress*: em um ambiente de estagnação econômica e dívida alta (como o segundo período da amostra), esforços adicionais de expansão fiscal elevam consideravelmente o prêmio de risco exigido por investidores de títulos públicos. Neste sentido, as medidas de consolidação fiscal já implementadas contribuem com a economia brasileira ao reduzir os juros de longo prazo e conduzir a dívida a um nível sustentável, tornando ações contracíclicas futuras menos custosas.

2 Transmissão: como a dívida afeta a taxa de juros?

Uma dos principais objetivos de estudos de política fiscal é entender o impacto macroeconômico de déficits e da dívida pública, em particular sobre a taxa de juros. Múltiplos fatores influenciam esse relacionamento. A depender da expectativa do mercado em relação ao impacto temporal de uma determinada ação de política fiscal, seus efeitos podem ser muito distintos. O estado inicial da economia também afeta significativamente o resultado de uma política: expansões fiscais têm efeitos opostos em períodos de contração ou crescimento econômico.

Indo além, o nível de agregação dos dados na análise também pode conduzir a conclusões distintas. Por exemplo, Nakamura e Steinsson (2014) calculam multiplicadores fiscais regionais nos Estados Unidos em resposta a um choque exógeno de gastos militares usando dados em seção transversal. Sua conclusão é intuitiva: regiões onde a indústria bélica é localizada apresentam multiplicadores maiores como resposta, mas esse efeito seria diluído se fossem usados dados a nível nacional. É importante considerar cuidadosamente o canal de transmissão da política fiscal, sob pena de estimar efeitos inconsistentes com a realidade.

Na literatura sobre impactos da dívida pública na taxa de juros, o ponto de partida para estudar essa transmissão é o modelo neoclássico de produção. Esse modelo utiliza a função de produção Cobb-Douglas relacionando o produto da economia (Y) ao estoque de capital (K), unidades de trabalho (L) e suas respectivas participações relativas ao produto (α e $1 - \alpha$), além da produtividade total dos fatores (A).

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

Neste modelo, a taxa de juros real (r) é determinada pela produtividade marginal do capital (MPK), que é inversamente proporcional ao estoque de capital.

$$r = MPK = \alpha A \left(\frac{L}{K} \right)^{1-\alpha}$$

Além disso, se supõe alguma porcentagem de crowding out do estoque de capital pela dívida pública (D), representado pelo parâmetro (c).

$$\frac{\partial K}{\partial D} = c$$

Sob essas condições, o relacionamento de longo prazo entre dívida pública e taxa real de juros é dado por:

$$\frac{\partial r}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial D} = \frac{\partial r}{\partial D} = \alpha(1 - \alpha) \left(\frac{Y}{K^2} \right) c$$

Se $c = 1$, a economia apresenta *crowding out* completo. Se $c = 0$ não há relacionamento de longo prazo entre dívida e taxa de juros, que é compatível com o modelo de Equivalência Ricardiana. É razoável esperar algum nível de *crowding out* do ponto de vista contábil, porque o aumento no déficit deverá ser compensado ou por maior poupança doméstica ou por importação de fundos do exterior, que estará associado a um menor investimento no futuro.

A consequência deste modelo é que o nível da taxa real de juros está associado ao estoque de dívida, assim como a variação na taxa de juros está associada a uma variação na dívida, ou seja, ao resultado primário. No entanto, Elmendorf e Mankiw (1999) apontam que o uso do déficit como determinante direto da taxa real de juros também é consistente com um modelo de *crowding out* pelo gasto público, a depender do modelo de preferências do consumidor assumido¹. De fato, a maioria dos trabalhos empíricos encontra efeitos estatisticamente significativos e maiores ao usar o resultado primário do que o estoque de dívida como variável explicativa, em particular se há uma expectativa de persistência de déficit (Engen e Hubbard, 2005; Laubach, 2009).

Para o curto prazo, a abordagem convencional da literatura aponta um comportamento Keynesiano. Um choque fiscal que amplie a renda disponível para as famílias (por exemplo, uma desoneração) eleva a demanda agregada². Sob preços e salários rígidos, esse aumento na demanda eleva a renda nacional e gera uma

¹ Elmendorf e Mankiw (1999), seção B.4: Generational Accounting.

² Gali, Lopes-Salido e Valles (2007) mostram como o consumo aumenta via efeito renda em resposta a um choque fiscal pelo lado da despesa em um modelo Novo Keynesiano.

resposta elástica no mercado de trabalho, que conduzem a um efeito multiplicador alto e positivo³.

Esses são chamados “efeitos diretos” da transmissão da política fiscal. Há também os efeitos indiretos, que se processam pelo mercado financeiro. Na análise de efeitos indiretos, a taxa real de juros é determinada pelo equilíbrio do mercado de títulos públicos, que é uma função de diversos fatores econômicos. Blanchard (1981) aponta que o preço de ações é afetado significativamente por anúncios de mudanças nas políticas fiscal e monetária; um reflexo possível desse choque é o reequilíbrio de portfolio dos agentes econômicos, alterando a demanda no mercado de títulos com impacto correspondente nas taxas de juros.

As taxas reais de juros de longo prazo no mercado de títulos públicos também são afetadas pela percepção de risco do ativo. Quanto maior for a dívida inicial ou quanto mais o país for endividado em moeda estrangeira, mais potente será esse efeito, uma consideração importante para países emergentes (Blanchard, 2004).

Uma classe de modelos que avalia simultaneamente efeitos de choques de política econômica em variáveis macro e financeiras tem se tornado popular na literatura. Dai e Philippon (2006) apresentam um modelo macrofinanceiro estrutural que identifica choques fiscais de gastos e de tributação e mensura suas respostas na taxa de títulos com diferentes maturidades. Seus resultados confirmam o consenso que déficits afetam os juros de longo prazo, e confirmam que o aumento do prêmio de risco é o principal canal de transmissão dos choques fiscais na variação da taxa longa. Born et al. (2019) reforçam esse resultado com um estudo de ajustes fiscais em 38 economias emergentes e avançadas. Os autores concluíram que consolidações empreendidas em momentos de stress fiscal podem ter um efeito reduzido sobre o prêmio de risco exigido pelos investidores, ou até mesmo podem aumentá-lo se as condições forem severas o suficiente.

A última década no Brasil foi marcada por uma metade de crescimento e superávits fiscais, e outra de recessão e estagnação com déficits sucessivos. Nesse mesmo período, a taxa de juros real brasileira sofreu oscilações significativas. Como

³Hall (2009).

os seus determinantes não são constantes e mudanças na posição fiscal sofrem de certo grau de endogeneidade, a quantificação dos efeitos fiscais na taxa de juros é uma tarefa complexa, e não há consenso teórico sobre esse efeito. Cabe à análise empírica estimar esses efeitos e buscar respostas para orientar a tomada de decisão futura sobre a política fiscal brasileira.

3 Revisão de Literatura

Diversos trabalhos se dedicaram à análise do efeito da dívida pública na taxa de juros nas últimas décadas, com resultados mistos.

Barth et al. (1991) apresentam uma análise abrangente da literatura dos anos 1970 e 1980 sobre a interação da dívida pública com as taxas de juros. Os autores separam os estudos quanto ao tratamento dado às expectativas da variável fiscal. Todos os estudos que encontraram efeitos insignificantes ou não incluíram as expectativas fiscais, ou o fizeram indiretamente por meio de um Vetor Autorregressivo (VAR). Essa revisão foi um passo significativo para a formação de um consenso na literatura da importância de incorporação das expectativas de mercado quanto ao resultado fiscal futuro, consistente com a natureza *forward-looking* dos mercados financeiros (Bernheim, 1987).

Elmendorf (1993) apresenta um estudo utilizando projeções feitas pela Data Resources, Inc (DRI) do déficit primário para avaliar efeitos na variação das taxas de juros entre anúncios. Estudos prévios nessa literatura usaram projeções do Congressional Budget Office (CBO) e do Office of Management and Budget (OMB), respectivamente órgãos do poder Legislativo e Executivo Federal americano. Elmendorf argumenta que o uso de projeções de um órgão público para expectativas quanto à situação fiscal futura pode introduzir um viés na análise se os agentes privados discordarem dessa avaliação. Por hipótese, as projeções da DRI (uma entidade privada), feitas até oito trimestres adiante, são representativas da opinião dos agentes privados quanto à política fiscal futura. O autor identifica um aumento significativo de 50 pontos base em taxas de juros de até 5 anos, mas a partir de 10

anos o efeito deixa de ser significativo. Esse resultado é interessante não só pelas suas elevadas magnitude e significância estatística e uso inovador de variáveis de expectativas, mas também porque contraria a intuição de modelos tradicionais, em que o déficit público gera *crowding out*. Se a piora fiscal é associada ao curto prazo (ou seja, há expectativa de que no longo prazo o choque será revertido), seus efeitos são mais relevantes sobre a dinâmica do PIB, inflação e taxa básica de juros que sobre o risco fiscal.

Gale e Orszag (2002) atualizam a revisão da literatura feita por Barth et al. (1991) até o início dos anos 2000. Nesta década, os estudos que incorporam expectativas da variável fiscal são mais comuns, e começam a surgir estudos de análise de eventos de notícias de consolidação fiscal. Dos dezessete estudos que utilizaram expectativas sobre a posição fiscal futura revisados pelos autores, somente um encontrou efeitos insignificantes sobre a taxa de juros⁴. **A magnitude desses efeitos é grande e significativa (aumento entre 40 e 60 pontos base na taxa longa após um ano para cada aumento de 1% da relação déficit/PIB)**, com resultados similares em modelos com equações em forma reduzida e modelos macroeconômicos estruturais. Os autores apontam que há um relacionamento claro entre previsões do CBO para o resultado primário e o spread entre as taxas de juros curtas e longas, embora não seja possível definir o relacionamento causal entre as variáveis.

Em uma economia aberta, **efeitos temporários do déficit podem ser atenuados pela entrada de capital externo, porque esses fundos compensam parcialmente a redução na poupança doméstica**. Esse é o principal motivo apontado por Gale e Orszag para a aparente inexistência de *crowding out* da dívida pública em modelos de economia aberta. No período analisado pelos autores, somente 10% da dívida americana era detida por estrangeiros, uma proporção similar à da dívida brasileira atual (DPMFi)⁵. Caso seja um canal de transmissão importante, o seu efeito se torna tão mais relevante quanto mais dívida é detida por estrangeiros.⁶

⁴Destaque para Cohen e Garnier (1991), Elmendorf (1993), Elmendorf e Mankiw (1999) e Canzoneri, Cumby e Diba (2002).

⁵Dados do Relatório Mensal da Dívida Pública Federal do Tesouro Nacional.

⁶Dados do Federal Reserve of St. Louis. No caso americano, a tendência é de crescimento na detenção de títulos por estrangeiros, natural desde que o dólar se tornou a reserva internacional.

Após o consenso sobre a inclusão de expectativas nos modelos, a literatura se debruçou em determinar a medida de expectativas e as variáveis de controle adequadas segundo a teoria econômica.

Laubach (2003) avança a compreensão deste tema com um estudo empírico, regredindo a expectativa de taxas de juro futuras em projeções do CBO e do OMB para a relação dívida/PIB e déficit/PIB esperada cinco anos adiante. Uma das inovações deste estudo é o uso de expectativas para a variável fiscal em um horizonte muito maior que os trabalhos anteriores, com o objetivo de atenuar vieses das condições econômicas atuais nas projeções fiscais.

O autor parte de um modelo Ramsey de crescimento ótimo, com uma família representativa com utilidade CES, em que a taxa de juro real é determinada pela taxa de crescimento da tecnologia multiplicada pelo equity premium, que indica o nível de aversão ao risco das famílias, somada à taxa de desconto intertemporal. Essa construção indica o raciocínio econômico das famílias na escolha de ativos de investimento: quanto maior o crescimento, mais vantajoso é investir em outros ativos, logo maiores são as taxas exigidas pelo público nos títulos da dívida pública. Alternativamente, quanto maior a aversão ao risco das famílias (por exemplo, logo após uma queda expressiva no mercado de ações), maior a demanda por ativos seguros, logo menor a taxa de juros ofertada pelo Governo Federal. A regressão linear resultante desse modelo inclui, portanto, a variável fiscal, uma medida do crescimento do PIB potencial e uma medida do *equity premium* como determinantes da taxa de juros.

Laubach encontra um efeito do aumento de 1% no déficit/PIB na taxa de juros futura da ordem de 25 pontos base, próximo ao dos estudos avaliados por Gale e Orszag (2002). No entanto, ao substituir a variável fiscal do déficit para a dívida, o efeito é reduzido para apenas 4 pontos base. O autor explica essa diferença considerável pela correlação serial dos déficits nos dados americanos, indicando que déficits projetados têm uma elevada persistência, e que essa conclusão é coerente

Mas é notável a aceleração após última recessão: em apenas 4 anos, títulos detidos por estrangeiros passaram de 15% para 34% do PIB americano.

com a teoria econômica, a depender do modelo de comportamento do consumidor utilizado⁷.

Engen e Hubbard (2005) iniciam seu estudo com fatos estilizados sobre a economia americana, ressaltando a relevância crescente do financiamento externo da dívida pública após o fim do sistema Bretton Woods e a redução generalizada nas taxas de juro reais nas economias industrializadas⁸. Também apontam que a participação modesta do governo federal americano como devedor tanto no mercado de crédito doméstico quanto no internacional faz com que a precificação da sua dívida (ou seja, as taxas de juro de longo prazo) se aproxime de um regime de competição tradicional.

O modelo usado no artigo é uma equação em forma reduzida que relaciona uma medida da taxa de juros (em nível ou variação) a uma variável fiscal (estoque de dívida ou déficit) e um vetor de variáveis de controle. São testadas especificações com juro e variável fiscal esperados ou atuais. Como Laubach (2009), os autores incluem o crescimento real do PIB e uma medida do *equity premium* como controles da regressão. Além disso, os autores buscam outras variáveis exógenas à variável fiscal com impacto perceptível na taxa de juros. São escolhidos como controles o preço real do petróleo⁹, eventos de escalada em gastos militares¹⁰ e compras dos títulos públicos pelo Federal Reserve.

Em consonância com a literatura anterior, os resultados só são estatisticamente significativos para especificações que usam uma expectativa da variável fiscal, e confirmam que o efeito do déficit na taxa de juros (da ordem de 20 pontos base) é mais relevante que o do estoque de dívida (3 pontos base). O estudo desses dados em um modelo VAR gerou resultados similares aos da equação em forma reduzida, uma mudança importante em relação à literatura, creditada em parte ao tratamento

⁷Laubach (2003) pp. 11-13.

⁸Estão aqui inclusos países que diferem em perfil demográfico, nível de industrialização, patamar de endividamento, crescimento de produtividade, etc.

⁹Barro (1991) demonstra a relevância do preço do petróleo na determinação dos juros americanos, e sugere que o seu canal de transmissão seja principalmente via taxa de câmbio.

¹⁰Ramey e Shapiro (1998)

das expectativas e à escolha de variáveis de controle apropriadas, em contraste aos resultados revisados por Barth et al. (1991).

A importância da política fiscal e seus efeitos na taxa de juros retornou ao centro das atenções após a Crise Financeira Global. Na Zona do Euro, o spread entre a taxa de juros da dívida dos seus integrantes e da dívida alemã (o ativo “livre de risco”), foi reduzido a quase zero com a introdução da moeda comum, permanecendo neste patamar até a quebra do banco Lehman Brothers, em 15 de setembro de 2008, quando se iniciou uma escalada dos juros da dívida soberana, em especial nos países da periferia europeia (Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha: PIIGS). Isso contribuiu para a crise aguda do continente, motivando os programas de austeridade implementados em sequência.

Vários autores estudaram o impacto dessas consolidações na taxa de juros, com resultados similares aos da literatura. No entanto, algumas evidências contrárias surgiram no episódio europeu: Cottarelli e Jaramillo (2012) demonstram que, se os efeitos da consolidação forem fortemente adversos no nível de atividade econômica, mesmo uma melhoria na posição fiscal será acompanhada por uma alta na taxa de juros. Born et al. (2015) mostram que se a consolidação se inicia em um período de stress fiscal, o prêmio de risco associado à dívida pública no curto prazo aumenta, ainda que o efeito em períodos “benignos” seja similar ao encontrado na literatura.

Esses resultados apontam para um problema de endogeneidade entre variáveis macroeconômicas, um desafio notório em modelagem econômica. Uma forma de contornar este problema é usar dados de alta frequência. Como há um intervalo de tempo entre a proposição e implementação de um pacote fiscal, é difícil argumentar que variações diárias na taxa de juros causam medidas fiscais, em vez do contrário¹¹.

Segundo a Hipótese dos Mercados Eficientes (Fama, 1970), o mercado de dívida pública reagirá à divulgação dos eventos fiscais, produzindo um efeito na taxa de

¹¹Em dados de frequência menor, alguns autores adotaram a abordagem narrativa proposta em Romer e Romer (2010) para separar anúncios e implementações de medidas fiscais separadas pelo componente (receita ou despesa) e sinalização (melhora ou piora fiscal). Ver Alesina e Ardagna (2013).

juros no mesmo dia¹². Essa reação pode ser indicada por uma variável de notícias, indicando o momento em que as principais informações (proposição, aprovação, implementação da medida) são incorporadas.

Beetsma et al. (2013) criam uma variável de notícias fiscais para avaliar o efeito dos anúncios na taxa de juros. Concluem que o efeito de notícias fiscais se tornou mais significativo a partir de setembro de 2009, e que há contágio entre os PIIGS, proporcional à propriedade de ativos bancários entre os países. As notícias ruins são as mais relevantes, sendo responsáveis pela pressão tanto no spread doméstico como entre o país e a Alemanha.

Falagiarda e Gregori (2015) comparam o efeito de anúncios de três diferentes governos italianos no spread da dívida pública. A distinção principal apontada entre os governos é a percepção (subjetiva) de credibilidade: somente o de Mario Monti, que montou uma equipe econômica com especialistas técnicos (não políticos) teve anúncios com efeitos estatisticamente significativos. Os autores argumentam que esse resultado reforça o papel das expectativas na transmissão da política fiscal.

De Jong (2018) estuda o impacto de anúncios fiscais no spread dos títulos da dívida holandesa com dados diários para avaliar a mudança na percepção dos investidores quanto à solvência do governo holandês¹³. **O autor conclui um efeito significativo de anúncios que indicam melhoria na posição fiscal no spread da taxa de juros.**

Afonso, Jalles e Kazemi (2019) usam dados de painel em frequência diária para analisar o impacto na taxa de juros tanto dos anúncios de política fiscal como de política monetária das autoridades da União Europeia entre janeiro de 1999 e julho de 2016. **Os autores também encontram um efeito significativo de anúncios de melhora no balanço fiscal na queda de spreads.**

¹²Já existem estudos avaliando o impacto intradiário de notícias no mercado de dívida soberana na Zona do Euro (Beetsma et al, 2014).

¹³O autor considera a divulgação de notícias de discussões do Executivo e Legislativo pela principal agência holandesa no assunto, não somente os anúncios oficiais do Tesouro.

Cavalcanti (2020) analisa o caso brasileiro em duas etapas, estimando o efeito da aprovação do Teto de Gastos (EC 95) e da Reforma da Previdência (EC 103) na taxa de juros e, em seguida, o efeito da taxa de juros sobre o nível de atividade econômica¹⁴. O autor conclui que houve influência das medidas na redução do juro de longo prazo e impacto no nível de atividade, mesmo no curto prazo.

Essas evidências preliminares sugerem que o programa de ajuste fiscal recente gerou resultados positivos. O objetivo deste trabalho é ampliar o escopo dessa análise, aumentando o rol de eventos considerados e os separando segundo seu canal de atuação (despesa ou receita), antes e após a aprovação da EC 95.

4 Metodologia

4.1 Modelo e Variáveis Principais

O objetivo deste trabalho é verificar o impacto gerado por uma medida de choque fiscal na taxa de juros de longo prazo, aqui definida pela taxa da Nota do Tesouro Nacional tipo B (NTN-B), em uma equação de forma reduzida. Agora prosseguimos à definição de cada uma das variáveis.

A forma generalizada do modelo pode ser expressa por:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 f_t + \beta_2 e_t + \Gamma V + \epsilon_t$$

em que r_t é a medida da taxa de juros real no tempo t , f_t é a medida fiscal, e_t é uma variável *dummy* que denota a ocorrência de um evento fiscal relevante, e V é um vetor de outras variáveis de controle, com influência relevante sobre a taxa de juros real. A estimativa do efeito da dívida sobre a taxa de juros é dada pelo coeficiente β_1 .

Assim como Engen e Hubbard (2005), são testadas diferentes configurações para r_t . A literatura estabelece que uma medida da taxa de juros esperada é a única que

¹⁴O autor avaliou o efeito das EC como uma variável *dummy* de degrau, sem distinguir a magnitude dos eventos fiscais ocorridos nos dois períodos.

reage significativamente a choques fiscais, mas o anúncio de um choque fiscal pode impactar diferentes pontos da curva de juros, a depender da sua intensidade e qual componente do orçamento público foi afetado (Dai e Philippon, 2006).

A medida fiscal f_t pode assumir diferentes configurações. Engen e Hubbard (2005) apontam que a teoria clássica sugere que o nível da taxa juros é afetado pelo estoque de dívida, não pela sua variação anual (o déficit primário), para ser consistente com o fenômeno de *crowding out*. Porém, a literatura em forma reduzida mostra influência maior do déficit esperado na determinação das taxas de juros.

Estudos com dados dos Estados Unidos utilizaram projeções próprias de órgãos federais (como o CBO e o OMB) como *proxy* das expectativas de mercado sobre o resultado primário (Laubach, 2009). No Brasil, a pesquisa Focus do Banco Central (BCB) coleta diariamente as expectativas de mercado para variáveis macroeconômicas, incluindo o resultado primário, para o ano corrente e até 3 anos adiante (ampliado para 8 anos adiante em 2018). Como a situação fiscal brasileira é sujeita a elevada incerteza, expectativas de longo prazo para o resultado primário tipicamente contêm menos informação que projeções no curto e médio prazo. Laubach (2009) usou a expectativa do déficit 5 anos adiante como variável dependente em sua regressão. Neste trabalho, testo a expectativa do resultado primário 3 anos adiante (o maior prazo disponível para todo o período da amostra) como determinante da taxa de juros de longo prazo.

A estratégia de análise é similar à de Cavalcanti (2020). O efeito dos eventos fiscais é estimado em uma regressão em forma reduzida com dados diários utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com cálculo de erros robustos pelo método de Newey-West. Os eventos fiscais selecionados são incluídos como uma variável *dummy* na equação, visando separar os dias em que houve um choque fiscal. São calculados os efeitos desses choques na taxa de juros real de longo prazo (NTN-B de 10 anos).

A amostra é segmentada para testar os eventos que sinalizaram uma mudança maior no cenário fiscal brasileiro de longo prazo, seja via uma mudança de regime (tal qual a EC 95 ou a EC 103), seja via aumento percebido do risco fiscal (como a

PEC dos precatórios). Além da segmentação entre os eventos “principais”, também separo a amostra entre o período anterior e posterior à vigência do Novo Regime Fiscal. Isto é feito com a criação de duas variáveis *dummy*: uma sinalizando o Antigo Regime Fiscal (com valor 1 de janeiro de 2011 a dezembro de 2016, 0 no restante da amostra); e outra sinalizando o Novo Regime (com valor 1 de janeiro de 2017 a dezembro de 2021, 0 no restante da amostra). Cada um dos controles da regressão é interagido com ambas as variáveis para determinar seu efeito em cada um dos Regimes.

4.2 Eventos Fiscais

A determinação de quais eventos fiscais incluir no estudo, o momento em que eles influenciam a taxa de juros e a forma de classificá-los é, por definição, uma tarefa subjetiva.

No sentido amplo, qualquer medida que gere expectativa de impacto no resultado primário pode ser considerada um evento fiscal. Aqui estão incluídas desonerações ou reformas tributárias, novas iniciativas ou reformas que alterem a expectativa de gastos públicos, aumento do salário-mínimo, variações em indexadores de despesas, dentre outras. Portanto, a primeira iniciativa em um estudo de eventos fiscais é determinar um critério para reduzir o universo amostral de eventos considerados. Segundo o manual de riscos fiscais do Fundo Monetário Internacional ¹⁵, os choques macroeconômicos são a principal fonte de risco fiscal, atuando tanto pela redução do crescimento do nível de atividade econômica real como pela diminuição de receitas e/ou aumento de despesas via políticas anticíclicas.

O aspecto mais relevante de um choque é a sua magnitude, por isso considero somente eventos fiscais de grandes proporções, aqui definidos como aqueles com impacto direto igual ou superior a 0,1% do nível de atividade econômica no resultado primário em um ano. A Figura 1 mostra a série de taxas da NTN-B de 10 anos com os principais eventos fiscais considerados no trabalho sobrepostos em linhas laranja.

¹⁵Analyzing and Managing Fiscal Risks – Best Practices (June 2016), International Monetary Fund, pp. 4-5; 49-50.

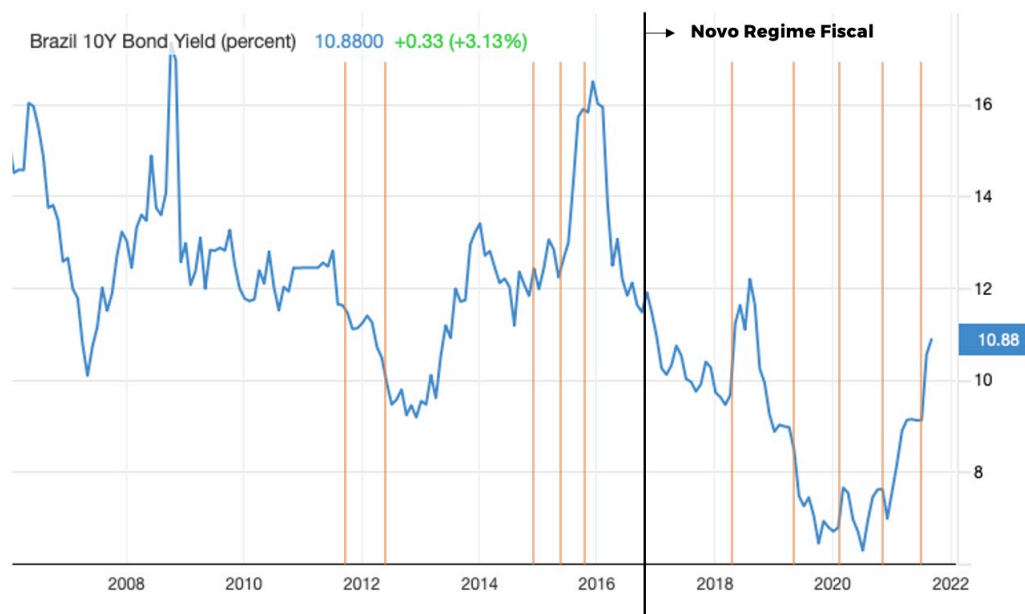


Figura 1: Taxa de Juros NTN-B de 10 anos e Eventos Fiscais Brasileiros (Fonte: Trading Economics, com adaptações)

Neste trabalho, são considerados choques provenientes de diferentes instrumentos legislativos. Cada instrumento tem um trâmite legislativo próprio, que modifica o critério a ser utilizado para analisar o choque que ele gera. Por exemplo, uma desoneração fiscal instituída por Medida Provisória é um evento fiscal com validade imediata; já a Reforma da Previdência, também é considerada um evento fiscal, foi implementada por Emenda Constitucional, então foi discutida por meses no Congresso Nacional. Para medidas implementadas por PEC, é necessário estipular um critério para definir o momento de incorporação da informação pelo mercado.

Quando um evento sinaliza ao mercado uma possível melhoria fiscal, seja por aumento de receitas, seja por diminuição de despesas, espera-se que o sinal associado a este evento seja negativo. Ou seja, esta notícia gera uma pressão negativa na taxa de juros, o que estaria associado a uma percepção de menor risco fiscal. Analogamente, um evento que sinalize piora fiscal, como uma desoneração ou aumento imprevisto de despesas, estaria associado a um sinal positivo, indicando pressão positiva na taxa de juros.

Em sua revisão da literatura da metodologia de análise de evento, MacKinlay (1997) aponta esse desafio em diversos trabalhos¹⁶. A incerteza se deve em parte à existência de canais de comunicação extraoficiais, em que alguns agentes podem adquirir a informação antecipadamente, e também pelo próprio horário de funcionamento do mercado financeiro: se uma notícia é divulgada após o fechamento do pregão, seus efeitos são sentidos somente no próximo dia útil. Esse problema é contornado com a avaliação da variável de interesse em três períodos: a janela de evento (período em que o evento é considerado ativo, que inclui o próprio dia do evento, o dia anterior e o seguinte); e as janelas de estimação e pós-evento; respectivamente 60 dias antes e após o evento.

Para reformas de grande porte que se estendem por vários meses, o evento pode ser segregado em diferentes janelas segundo suas datas mais relevantes. Neste trabalho, cada janela de evento é definida como o dia oficial de uma etapa do trâmite da peça, do dia útil anterior e posterior a essa data. Por exemplo, o Arquivo do Congresso Nacional lista a data de aprovação da PEC 55/2016 (Teto de Gastos) no Senado Federal no dia 13/12/2016, uma terça-feira. A janela deste evento é, portanto, composta do dia 12/12/2016 ao dia 14/12/2016. Nesta abordagem, o coeficiente de um evento fiscal na regressão mede o seu efeito surpresa, ou impacto pontual no dia do anúncio; os efeitos de longo prazo são incorporados nas expectativas de resultado primário.

Cavalcanti (2020) avalia as datas principais do trâmite das Emendas Constitucionais 95 e 103. Ele conclui que a data mais relevante para a EC 95 foi a aprovação no Senado, enquanto para a Reforma da Previdência a data mais relevante foi a aprovação da medida na Comissão de Constituição e Justiça (CCJC), o que seria explicado por uma possível sinalização à sociedade da aprovação final da PEC em plenário já nesta etapa.

Uma outra forma de qualificar os eventos fiscais é segundo o seu componente de atuação no Orçamento Público: receita ou despesa. Há dois motivos que tornam interessante a separação de medidas entre receita e despesa nesta análise.

¹⁶Ball e Brown (1968), Fama (1970) e Brown e Warner (1985) são os trabalhos principais nesta literatura para análise de eventos sobre o retorno de ações.

Primeiro, a literatura sobre programas de austeridade aponta que consolidações fiscais têm impactos diferentes sobre o nível de atividade econômica a depender do componente do Orçamento em que são baseadas. Giavazzi e Pagano (1990) inauguram a hipótese de austeridade expansionista na literatura, uma ideia que seria desenvolvida por diversos economistas italianos nas décadas seguintes¹⁷. Alesina e Ardagna (2010) é um dos principais trabalhos dessa literatura, que postula que o principal mecanismo de transmissão do ajuste fiscal é a melhora de expectativas quanto ao resultado primário futuro, aliviando o prêmio de risco e estimulando a atividade econômica. Várias críticas à austeridade expansionista foram publicadas desde então¹⁸, porém a conclusão dos efeitos recessivos distintos de medidas de receita ou despesa permanece.

Segundo, o Brasil possui algumas regras fiscais que limitam ou disciplinam o componente da despesa (como a Regra de Ouro e a Lei de Responsabilidade Fiscal), mas nenhuma regra explícita quanto à receita. O maior fator limitante a medidas de ajuste via receita no Brasil é a sua carga tributária, elevada e distribuída de forma altamente desigual¹⁹. Por isso, a vasta maioria das medidas implementadas pelo lado da receita no período em análise são negativas: ou desonerações ou programas de renegociação de dívidas.

¹⁷Ver Giavazzi e Pagano (1995), Alesina e Ardagna (1998), Lane e Perotti (2003), Alesina, Favero e Giavazzi (2015) para alguns dos principais trabalhos nessa literatura.

¹⁸Guajardo, Pescatori e Leigh (2010) e Battina et al. (2012).

¹⁹O relatório Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean 2021 da OCDE aponta que ônus tributário brasileiro é de 33,1% do PIB, próximo à média da OCDE e 10 pontos percentuais acima da média da região.

4.3 Variáveis de Controle

Múltiplas variáveis atuam na determinação das taxas de juros de longo prazo. Os fatores a serem incluídos na equação de regressão devem representar variáveis com influência significativa sobre o mercado brasileiro de títulos públicos ou sobre o retorno líquido sobre o capital.

Conforme apontado por Engen e Hubbard (2005), é importante considerar fatores macroeconômicos gerais que afetam o desempenho da economia. Os autores enfatizam a importância do PIB real como determinante da taxa de juros, portanto incluo como controle o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), uma *proxy* do nível de atividade econômica, medido como variação em comparação ao mesmo mês do ano anterior. A expectativa da taxa SELIC, conforme medida pela pesquisa Focus, também é considerada. O horizonte definido como longo prazo é o mesmo considerado para a expectativa de resultado primário, definido como 3 anos após o dia da resposta à pesquisa.

Há evidências claras quanto à **relevância do preço de *commodities* como motivador de ciclos econômicos em países emergentes.** Fernandez et al. (2015) estudam essa correlação em um modelo com múltiplos países emergentes interligados e concluem que **períodos de alta no preço de commodities têm um forte efeito negativo na taxa de juros de títulos públicos.** Hilscher e Nosbusch (2010) demonstram que **a volatilidade dos Termos de Troca tem efeito estatística e economicamente mais significativo que o preço de uma única *commodity* em países emergentes, então seleciono esta variável como controle do efeito de fatores externos na taxa de juros brasileira.** Assim como o IBC-Br, os Termos de Troca são medidos como a sua variação em relação ao mesmo período no ano anterior.

Por último, considero variáveis relevantes para a tomada de decisão de investidores quanto à alocação de ativos em suas carteiras. O mercado secundário de dívida pública brasileira é o mais líquido na América Latina. Em um mercado líquido, variações bruscas no prêmio de risco da dívida podem gerar um choque de demanda nos ativos, com impacto correspondente na taxa da NTN-B: se o risco aumenta, há um incentivo para que investidores troquem seus títulos por bens

substitutos, deprimindo o seu retorno.

Segundo as estatísticas do Tesouro Nacional, em torno de 75% da dívida brasileira é detida por Instituições Financeiras, Fundos de Investimento ou Fundos de Previdência, ou seja, entidades com acesso ao mercado externo. Entre janeiro de 2020 e abril de 2021 (quando a taxa SELIC estava em um mínimo histórico), tanto a quantidade de cotistas em fundos internacionais como o volume alocado por brasileiros em ações no exterior aumentaram exponencialmente²⁰, indicando a necessidade de incluir o prêmio de risco de ativos externos na tomada de decisão do investidor de títulos brasileiros.

O *equity premium* é uma medida na literatura de economia financeira que mostra o prêmio exigido por investidores para assumir o risco de ativos mais voláteis, como ações de empresas. Sanvicente e Carvalho (2016) estimaram o *equity premium* implícito no mercado de ações brasileiro em relação à T-Bill de 10 anos entre 1995 e 2015. Essa medida é superior à medida histórica do prêmio de risco por incorporar informações a respeito do retorno esperado do mercado. Essa medida apresenta alta volatilidade nos anos 90, entre 3,59% e 27,41%, permanecendo mais estável (em torno de 10%) após a Crise Financeira Global. Os autores apontam que essa medida é explicada majoritariamente por quatro fatores: variações na taxa de juros local; variações no risco-país; o prêmio de liquidez americano; e o nível de preços de *equities* americanas. A taxa de câmbio, preços de commodities, volume de negociação no mercado e o CDS se mostraram insignificantes para a determinação do prêmio de risco, uma vez considerados os quatro fatores.

Para controlar o impacto do balanceamento de portfólio dos agentes econômicos na taxa de juros, incluo a medida de retorno médio do mercado de ações brasileiro na regressão como determinante da taxa de juros da NTN-B. A série de dados do retorno do mercado brasileiro é construída a partir da série do prêmio de risco, calculada pelo Centro de Estudos Quantitativos em Economia e Finanças (CEQEF-EESP), somada ao retorno do ativo livre de risco considerado pelo CEQEF, a *Treasury Bill* americana com prazo de 10 anos.

²⁰Estatísticas do Setor Externo, 2021 - Banco Central do Brasil

Em mercados emergentes, um desdobramento de incertezas no cenário político é a volatilidade na percepção de risco dos títulos de sua dívida pública. No período analisado neste trabalho, o Brasil passou por um choque político relevante: o *impeachment* da Presidente Dilma Roussef. Para controlar esse efeito, utilizo uma variável *dummy* que sinaliza o período desde a instalação do processo na Câmara dos Deputados até a sua conclusão: a votação no Senado Federal.

Em suma, as variáveis de controle do modelo são:

1. Expectativa de Resultado Primário;
2. IBC-Br;
3. Termos de Troca;
4. Retorno do Mercado de Ações Brasileiro;
5. Expectativa da SELIC;
6. Variável indicadora do Impeachment da Presidente Dilma Roussef.

4.4 Fontes dos Dados e Tratamentos Realizados

O dicionário dos dados utilizados neste trabalho é descrito no Apêndice A. A identificação de eventos fiscais e das datas relevantes é feita por uma pesquisa do acervo legislativo apropriado, segundo o instrumento utilizado:

- Propostas de Emenda Constitucional, Projetos de Lei e Projetos de Lei de Conversão são consultados no arquivo *online* da Câmara dos Deputados e do Senado Federal;
- Decretos Presidenciais e Medidas Provisórias são consultados no acervo *online* do Palácio do Planalto;
- Projetos de Lei do Congresso Nacional são consultados no portal *online* do Congresso Nacional.

Datas não relacionadas ao trâmite da peça, mas relevantes para o seu impacto fiscal – por exemplo, declarações de oficiais do alto escalão do governo – são

verificadas em meios de comunicação de massa, como a Agência Brasil.

Dados referentes à taxa NTN-B são coletados diariamente da Estrutura a Termo da Taxa de Juros publicada pela BM&F Bovespa. Dados de expectativas de variáveis macroeconômicas relevantes para este trabalho (SELIC, IPCA, resultado primário) também são coletados diariamente do Sistema Expectativas do Banco Central do Brasil.

O índice IBC-Br é divulgado mensalmente pelo Banco Central, com defasagem de 3 meses, e foi obtido pelo Portal Dados Abertos. Os Termos de Troca foram calculados a partir da série de preços de Exportações e de Importações no Brasil, divulgados em base mensal no portal IPEA Data. Todas essas variáveis devem ser convertidas em valores diários para possibilitar a análise em alta frequência. Considerando que esses índices possuem divulgação mensal, o modelo apresentado toma por hipótese que, embora eles influenciem a tomada de decisão de alocação de ativos, a informação por eles transmitida permanece constante até o próximo período de divulgação. Por esse motivo, utilizo o valor do dado mensal em todos os dias neste íterim.

O *equity premium*, calculado segundo a metodologia de Sanvicente e Carvalho (2016), é obtido de uma série atualizada até dezembro/2021 pelo Centro de Estudos Quantitativos em Economia e Finanças da Escola de Economia de São Paulo (CEQEF - EESP). Essa variável também só está disponível segundo uma periodicidade mensal, portanto também é utilizado o mesmo valor para todos os dias de um mesmo mês de referência. Os dados da taxa da *Treasury Bill* de 10 anos são obtidos do portal do Federal Reserve Bank of Saint Louis (FRED).

Estudos empíricos com séries temporais frequentemente encontram dificuldades quanto à inferência estatística devido a problemas nas séries de dados, como raízes unitárias e cointegração. Os resultados dos testes realizados para as variáveis deste trabalho são detalhados no Apêndice B.

Foi feito um teste de raiz unitária na série de taxa de juros da NTN-B de 10 anos, para determinar se o modelo proposto é adequado ou se seria necessário ajustá-lo

com termos defasados. Conforme verificado em outros trabalhos da literatura, o teste acusa raiz unitária na variável. No entanto, ao modelar essa variável como o *spread* de longo prazo, tido como a diferença entre a série NTN-B 10 anos e E-Selic, o teste Augmented Dickey-Fuller rejeita esta hipótese ao nível de significância de 1%.

As variáveis provenientes da Pesquisa Focus apresentaram raiz unitária nos testes realizados, uma consequência da latência existente no próprio processo gerador de dados: a variável utilizada é a mediana dos valores reportados por agentes de mercado, que não tem variabilidade elevada no curto prazo. Em frequência mensal, essa variável não apresenta raiz unitária. Porém, ao usar dados diários, é necessário cuidado ao analisar o efeito da expectativa de resultado primário na taxa de juros em períodos restritos, como as janelas de evento.

Quanto à cointegração, foram realizados testes Johansen para verificar cointegração entre a série da taxa de juros e as variáveis independentes. Foram verificadas as taxas NTN-B de 10 e 3 anos. O teste de Johansen aponta ao máximo uma equação cointegrada em ambas as séries. Por este motivo, é escolhida a série de *spread*, que é estacionária, como a medida de juros principal para a análise.

5 Resultados

5.1 Especificação da Equação Base

É possível usar diferentes definições tanto da variável dependente como dos regressores em um modelo de taxa de juros e dívida pública em forma reduzida. Engen e Hubbard (2005) e Laubach (2009) estudam três especificações:

1. taxa de juros esperada e resultado primário esperado;
2. taxa de juros corrente e resultado primário esperado;
3. taxa de juros corrente e resultado primário corrente;

A conclusão de ambos é que o modelo mais adequado é o primeiro, que é compatível com um modelo de agentes racionais e *forward looking* no mercado

financeiro (Fama, 1970). Além desta classificação, é possível combinar especificações na equação de regressão analisando a variável dependente e as variáveis independentes em nível ou em diferenças. O resultado destas especificações está reportado na Tabela 1.

A equação (1) é o modelo mais simples possível, incluindo somente o *equity premium*, os Termos de Troca e o IBC-Br como controles. Assim como em Engen e Hubbard (2005), o modelo em diferenças não apresenta nenhuma variável independente com significância estatística, o que é revertido ao usar as variáveis em nível (equação 2).

No entanto, a equação (2) ainda apresenta problemas. Além de resíduos não comportados, o sinal dos coeficientes sobre as variáveis independentes estão opostos ao que seria esperado, indicando problemas na especificação. Também nota-se a possibilidade de correlação serial pelo baixo valor reportado da estatística de Durbin-Watson. Para remediar o problema de correlação serial no modelo, a equação de regressão passa a ser estimada utilizando os erros-padrão de Newey-West.

Tabela 1: Equação Base

| | (1) Variação NTN-B | (2) Nível NTN-B | (3) Nível NTN-B | (4) Nível NTN-B | |
|--------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------|
| Intercepto | 0,000 (-0,965) | 0,038 (4,170)** | -0,043 (-3,700)** | -0,041 (-3,660)** | |
| Exp. Resultado Primário | -0,001 (-0,848) | 0,125 (3,374)** | -0,326 (-6,928)** | -0,247 (-5,270)** | |
| Variação <i>Equity Premium</i> | -0,015 (-0,700) | | | | |
| <i>Equity Premium</i> | | 0,404 (10,314)** | 0,420 (10,921)** | 0,416 (11,273)** | |
| Termos de Troca | 0,000 (0,992) | -0,060 (-6,407)** | -0,024 (-2,634)** | -0,017 (-2,026)* | Observações: |
| Variação IBC-Br | 0,002 (0,293) | | | | |
| IBC-Br | | 0,038 (2,603)** | 0,033 (2,717)** | 0,046 (3,999)** | |
| Expectativa SELIC | | | 0,538 (10,798)** | 0,403 (7,675)** | |
| Impeachment Dilma | | | | 0,013 (4,621)** | |
| Adjusted R-Squared | 0,000 | 0,305 | 0,453 | 0,508 | |
| Sample Size | 2667 | 2667 | 2667 | 2667 | |

1. Estimação por MQO.

2. Estatísticas-t robustas à heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West) entre parênteses.

3. **, e * indicam significância a 1% e 5%, respectivamente;

4. A hipótese nula de correlação residual não é rejeitada por um teste LM de Breusch-Pagan-Godfrey.

Ao examinar a correlação entre as variáveis do modelo, é evidente o relacionamento tanto da taxa dos juros como da própria expectativa de resultado primário com a expectativa da taxa SELIC. Ao adicionar essa variável como controle na equação (3) temos uma mudança importante no resultado da regressão: os sinais dos coeficientes OLS agora estão conforme o esperado e há uma melhora considerável no perfil dos resíduos, sem perda de significância estatística.

Por último, ainda que o perfil dos resíduos tenha melhorado, se observa um período prolongado de valores fora da faixa adequada entre 2015 e 2016. Tendo em vista o contexto político do Brasil à época, é incluída a variável *dummy* sinalizando o processo de *impeachment* da Presidente Dilma Rousseff para controle desta fonte de volatilidade. Observa-se uma melhora no perfil dos resíduos nesse intervalo, ainda que a variável não tenha impacto tão relevante no valor da NTN-B, portanto ela é selecionada para compor a Equação Base (equação 4).

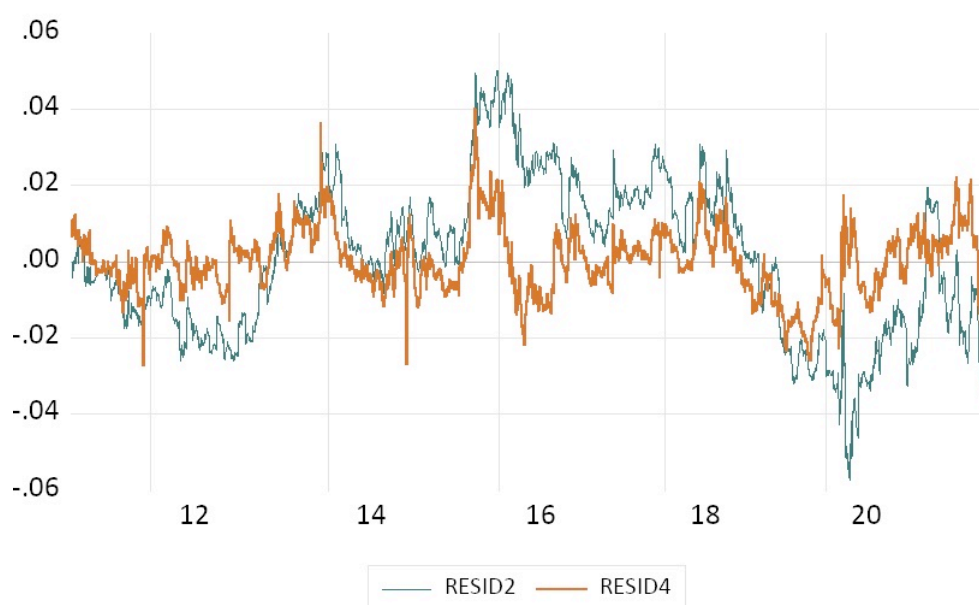


Figura 2: Resíduos das Equações 2 e 4.

É possível tirar algumas conclusões da Equação Base mesmo antes de incluir os eventos fiscais na análise. Conforme esperado, a taxa básica de juros é um fator relevante na composição da taxa da NTN-B. No entanto, a magnitude desse efeito é impressionante. Um aumento de 1 ponto percentual na SELIC está associado, tudo mais constante a um aumento da ordem de 0,4 pontos percentuais na taxa da NTN-B de 10 anos.

As consequências desse fato para a condução de política econômica não são triviais. A autonomia do Banco Central foi aprovada pelo Congresso em fevereiro de 2021, com o objetivo de fortalecer a independência na condução das políticas monetária e fiscal no Brasil. Desde então, o Banco Central subiu a taxa SELIC de

2,00% para 10,75% ao ano, visando a contenção de pressões inflacionárias. Essa rápida escalada na taxa básica de juros, aliada à regra do Teto de Gastos, obriga o Governo Federal a dedicar uma parcela muito maior do seu orçamento restrito ao serviço da dívida, minando sua capacidade de investimento, o que pode gerar consequências negativas duradouras.

O retorno obtido em aplicações no mercado de ações brasileiro também é muito relevante para a determinação da taxa de juros. Os maiores detentores da dívida brasileira são investidores institucionais, o que torna razoável assumir que são agentes com capacidade de análise sobre o mercado e com recursos para investir em ativos de diversas classes. É natural que mudanças no portfolio desses agentes influenciem a taxa da NTN-B, na direção apontada pela equação (4): retornos mais atraentes no mercado financeiro motivam a saída de recursos do mercado de dívida pública, o que gera uma pressão positiva na taxa dos títulos do Tesouro.

A expectativa de resultado primário também se mostra um fator importante, com um aumento de 1 ponto percentual associado a uma queda marginal de 25 pontos base nos juros da NTN-B de 10 anos. Esse efeito está na mesma ordem de grandeza que os encontrados por Engen e Hubbard (18,5 pontos base) e Laubach (29 pontos base). Não é possível atribuir a este coeficiente uma interpretação causal, mas é interessante pensar sobre o significado desse efeito marginal. Ao contrário dos estudos da economia americana, em que o resultado primário esperado é obtido de projeções de órgãos governamentais, os dados para a economia brasileira vêm da pesquisa Focus, portanto direto do mercado. Logo, projeções de melhora na situação fiscal por agentes do mercado estão associadas diretamente a uma queda na taxa de títulos negociado por eles.

Os Termos de Troca e o IBC-Br têm impacto pouco representativo, ainda que estatisticamente significativo e com o sinal adequado. Essas não são variáveis do mercado financeiro, diretamente ligadas à decisão de equilíbrio de portfólio dos agentes. A influência da variação da inflação, taxa de câmbio e outras variáveis relevantes sobre as expectativas de política monetária é sinalizada pela trajetória esperada da SELIC. A inclusão desta variável no modelo retira boa parte do efeito atribuído ao nível de atividade econômica, conforme visto na passagem da equação

(2) para a equação (3).

Por último, a variável *dummy* do *impeachment* também exhibe o sinal esperado, já que se espera que a maior instabilidade política por ele sinalizada esteja associada a um aumento no prêmio de risco da dívida pública. O efeito é modesto: apenas 1 ponto base. O risco associado ao procedimento de impeachment também é sinalizado pelas expectativas de mercado quanto ao resultado primário e à SELIC, então um coeficiente pequeno é esperado.

5.2 Análise dos Eventos Fiscais

Definida a Equação Base, é possível incluir os eventos fiscais na análise e averiguar seus impactos. O procedimento de identificação se inicia com a definição do que é um evento, aqui tomado como toda etapa relevante do trâmite de instrumentos legais referentes à arrecadação de receitas ou geração de despesas pelo Governo Federal. Como essa definição é demasiadamente ampla, é necessário delimitar o escopo de avaliação para viabilizar a análise.

A primeira delimitação é quanto à magnitude dos eventos, como em De Jong (2018). São selecionadas somente as peças legislativas cujo impacto fiscal é de, no mínimo, 0,1% do PIB no resultado primário. A segunda delimitação é quanto às etapas relevantes, que mudam segundo o instrumento legal utilizado.

Decretos e Medidas Provisórias têm efeito imediato, portanto só são consideradas suas datas de publicação no Diário Oficial da União. Propostas de Emenda à Constituição têm um trâmite longo, com várias etapas de análise técnica e votação em plenário, então todos esses marcos são analisados. Para o restante das leis, são consideradas sua data de apresentação e de aprovação no Congresso Nacional. Foram identificados 66 eventos fiscais no período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021, dos quais restam 20 após a aplicação do critério de magnitude, detalhados na Tabela 2.

Tabela 2: Eventos Fiscais Selecionados

| Peça Legislativa | Matéria | Impacto Esperado | Observações: |
|---------------------------|---|--------------------|--------------|
| Lei Complementar 139/2011 | Ampliação do Simples Nacional | R\$ 8,0 bilhões | |
| Decreto 7.764/2012 | Desoneração CIDE | R\$ 8,7 bilhões | |
| Lei 13.043/2014 | Desoneração Folha de Pagamento | R\$ 17,7 bilhões | |
| Lei 13.053/2014 | Alteração de meta da LDO 2015 | R\$ 60,6 bilhões* | |
| Lei 13.097/2014 | Desoneração PIS/PASEP e COFINS | R\$ 6,7 bilhões | |
| Lei 13.149/2015 | Correção da Tabela do IRPF | R\$ 6,9 bilhões | |
| Lei 13.199/2015 | Alteração de meta da LDO 2015 | R\$ 104,2 bilhões* | |
| Emenda Constitucional 95 | Teto de Gastos | N/A | |
| Lei 13.291/2016 | Alteração de meta da LDO 2016 | R\$ 194,5 bilhões* | |
| Lei Complementar 160/2017 | Remissão de Créditos Tributários | R\$ 7,7 bilhões | |
| Lei 13.586/2017 | Regime Tributário Especial Petróleo | R\$ 6,6 bilhões | |
| Decreto 9.391/2018 | Desoneração Combustíveis | R\$ 6,8 bilhões | |
| Emenda Constitucional 100 | Orçamento Impositivo | N/A | |
| Emenda Constitucional 103 | Reforma da Previdência | R\$ 63,0 bilhões** | |
| Lei 14.020/2020 | Programa Emergencial de Manutenção do Emprego | R\$ 18,4 bilhões | |
| Lei 14.041/2020 | Apoio da União a beneficiários do FPE e FPM | R\$ 16 bilhões | |
| Lei 14.043/2020 | Programa Emergencial de Suporte a Empregos | R\$ 17 bilhões | |
| Emenda Constitucional 109 | PEC Emergencial | N/A | |
| MP 1.039/2021 | Auxílio Emergencial 2021 | R\$ 43 bilhões | |
| Emenda Constitucional 113 | PEC dos Precatórios | R\$ 86 bilhões | |

1. Os valores de impacto das medidas fiscais representam a estimativa da Receita Federal para o impacto anualizado da medida, já que algumas passam por mais de um ano fiscal. Valores são obtidos dos Relatórios de Renúncia Fiscal entre 2011 e 2021, disponíveis no sítio eletrônico da Receita Federal.

2. * A magnitude do impacto se dá pela diferença entre o superávit anteriormente previsto na LDO e a nova previsão de déficit. A Lei 13.053 e a Lei 13.199 revisam a mesma LDO, consolidando uma mudança de meta no ano de R\$164,8 bilhões.

3. ** Estimativa da Instituição Fiscal Independente é de economia de R\$630 bilhões em 10 anos.

Antes de analisar os efeitos dos eventos diretamente, são necessárias duas ressalvas metodológicas.

Primeiro, na análise de instrumentos com múltiplas etapas, como Propostas de Emenda à Constituição, algumas são estatisticamente significativas, enquanto outras não. Esse resultado é natural e mostra que algumas etapas transmitem um novo sinal relevante ao mercado, enquanto outras não. Por exemplo, se o mercado crê que uma determinada PEC, ao ser aprovada em primeiro turno no Senado, já tem alta probabilidade de aprovação é possível que o evento associado à aprovação em segundo turno seja estatisticamente insignificante. Assim, para as PEC analisadas, o efeito atribuído à PEC é o efeito das etapas estatisticamente significativas.

Segundo, é possível que um mesmo pacote de medidas fiscais seja lançado em peças legislativas distintas, seja por razões legais ou políticas. Se esse pacote é lançado no mesmo período, a separação desses instrumentos em eventos distintos pode levar à perda de significância estatística em virtude da metodologia utilizada. Um exemplo é o pacote de medidas fiscais da pandemia, lançado em abril de 2020. Três Medidas Provisórias (936, 938 e 944) foram lançadas em sequência, cada uma atendendo ao critério de magnitude adotado. As três MP tratam da mesma matéria e foram publicadas na mesma janela de evento, portanto é assumido que elas constituem um evento único. Os eventos estatisticamente significativos são apresentados na Tabela 3. Os eventos que não apresentaram significância estatística em nenhuma etapa são reportados na Tabela 4.

Os eventos fiscais são retratados como variáveis *dummy*, com valor 1 somente na janela de evento, que cobre o dia da etapa do trâmite legislativo da peça, segundo o Arquivo do Congresso Nacional, e os dias úteis anterior e seguinte. Na análise que se segue, o foco de comparação dos coeficientes MQO é no seu sinal, que deve ser compatível com o efeito econômico esperado do evento, e na sua magnitude relativa: espera-se que eventos no mesmo componente orçamentário, com choques fiscais similares tenham efeito marginal similar.

Tabela 3: Efeitos de Eventos Fiscais na Taxa de Juros

| Peça Legislativa | Etapa Significativa | Data | Impacto | Efeito NTN-B 2011-2021 |
|---------------------------|---------------------------|------------|-------------|---------------------------|
| Lei 13.043/2014 | Conversão do PLV em Lei | 13/11/2014 | R\$ 17,7 bi | +0,73% (7,196)** |
| Lei 13.053/2014 | Conversão do PLV em Lei | 15/12/2014 | R\$ 60,6 bi | +0,51% (2,893)** |
| Emenda Constitucional 95 | Aprovação na Câmara | 25/10/2016 | N/A | -0,55% (-3,861)** |
| Decreto 9.391/2018 | Publicação no DOU | 30/05/2018 | R\$ 6,8 bi | +0,67% (8,608)** |
| Emenda Constitucional 103 | Aprovação na Câmara | 07/08/2019 | R\$ 63 bi | -0,44% (-3,846)** |
| Emenda Constitucional 103 | Aprovação no Senado | 21/10/2019 | | -0,32% (-5,114)** |
| Leis 14.041 e 14.043/2020 | Publicação no DOU | 02/04/2020 | R\$ 33 bi | +0,23% (2,281)* |
| Emenda Constitucional 113 | Aprovação CCJ Câmara | 17/09/2021 | R\$ 86 bi | +0,36% (2,482)* |
| Emenda Constitucional 113 | Declaração Paulo Guedes | 21/10/2021 | | +0,46% (2,062)* |
| Emenda Constitucional 113 | Aprovação Plenário Câmara | 10/11/2021 | | +0,98% (5,358)** |
| Emenda Constitucional 113 | Proposta Adiar Pagamentos | 18/11/2021 | | +0,30% (2,574)* |

Observações:

1. Impacto se refere ao custo anual da medida, conforme retratado pelo Relatório de Desonerações da Receita Federal. 2. Estimação por MQO.
3. Estatísticas-t robustas à heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West) entre parênteses.
4. **, e * indicam significância a 1% e 5%, respectivamente;
5. A hipótese nula de correlação residual não é rejeitada por um teste LM de Breusch-Pagan-Godfrey.

Tabela 4: Eventos Fiscais Não Significativos

| Peça Legislativa | Matéria | Componente | Impacto Anual |
|---------------------------|---------------------------------------|------------|---------------|
| Lei Complementar 139 | Alteração SIMPLES | Receita | R\$ 8,0 bi |
| Decreto 7.764 | Desoneração CIDE | Receita | R\$ 8,7 bi |
| Lei 13.097/2014 | Desoneração PIS/COFINS | Receita | R\$ 6,7 bi |
| Lei 13.149/2015 | Correção IRPF | Receita | R\$ 6,9 bi |
| Lei 13.199/2015 | Alteração 2015 LDO | Ambas | R\$ 104,2 bi |
| Lei 13.291/2016 | Alteração 2016 LDO | Ambas | R\$ 194,5 bi |
| Lei Complementar 160 | Créditos Tributários | Receita | R\$ 7,7 bi |
| Lei 13.586/2017 | Regime Tributário Especial Óleo e Gás | Receita | R\$ 6,6 bi |
| Emenda Constitucional 100 | Orçamento Impositivo | Despesa | N/A |
| Emenda Constitucional 109 | PEC Emergencial | Despesa | N/A |
| MP 1.039/2021 | Auxílio Emergencial 2021 | Despesa | R\$ 43,0 bi |

Observações:

1. O impacto anualizado é obtido das estimativas do relatório de desonerações da Receita no caso de medidas pelo lado da receita, ou do próprio texto da Peça no caso de medidas pelo lado da despesa.
2. As alterações da LDO refletem mudanças de meta de resultado primário, não despesas adicionais. Seu choque pode ter sido incorporado pela variação na expectativa de resultado primário.

5.2.1 Antigo Regime Fiscal: 2011 - 2016

A primeira metade da amostra é composta pelo Antigo Regime Fiscal, ou seja, do período até a aprovação da Emenda Constitucional 95, o Teto de Gastos. Há dois eventos principais nesse período: a aprovação da Lei 13.043/2014, que versa sobre a desoneração da folha de pagamento aprovada pelo governo Dilma; e a aprovação da Lei 13.053/2014, que alterou a meta de resultado primário da LDO 2015.

A Lei 13.043/2014 é uma medida pelo lado da receita, criada originalmente como a Medida Provisória 651/2014. O impacto anual estimado da desoneração pela Receita Federal foi de R\$17,7 bilhões, ou aproximadamente 0,3% do PIB brasileiro em 2014. A renúncia da contribuição patronal sinaliza piora no resultado primário, então se espera que o seu efeito na NTN-B seja positivo, conforme verificado na regressão. Este choque de grande magnitude está associado a um efeito surpresa de 0,73% na taxa de juros da NTN-B, uma variação expressiva. É interessante notar que a primeira etapa desta peça legislativa, que foi a criação da desoneração via Medida Provisória, não se mostrou significativa; somente quando a desoneração foi tornada permanente é que foi possível notar uma reação pontual da taxa de juros.

A Lei 13.053/2014 reduziu a previsão de resultado primário da LDO de 2015 em R\$60,6 bilhões, dos quais R\$38,4 bilhões foram devidos à redução na previsão de receita líquida e R\$22,2 bilhões em estimativas de ampliação de despesas. A divisão do pacote entre os componentes do orçamento torna difícil a classificação dessa medida, mas para o objetivo desta análise, ela é considerada uma medida pelo lado da receita, com impacto negativo. Foi um dos maiores choques fiscais da amostra, e uma importante sinal ao mercado, pois já mostrou que o próprio governo federal via uma piora considerável no cenário futuro. Curiosamente, a próxima modificação da meta da LDO 2015 (a Lei 13.199) não se mostrou significativa, então é possível que o mercado já tenha precificado a piora fiscal no primeiro anúncio do governo, e quaisquer revisões posteriores para o Orçamento de 2015 tenham sido refletidas somente em ajustes de expectativa de resultado primário.

Embora não seja possível interpretar esses coeficientes como o efeito causal do evento na taxa de juros, uma comparação dos efeitos marginais é válida,

considerados seus contextos. A desoneração da folha tinha por objetivo estimular a contratação de novos profissionais e desincentivar demissões, e se deu no primeiro semestre de 2014, quando a economia brasileira ainda não mostrava sinais tão claros da recessão que se estenderia pelos próximos anos. Já a mudança de meta da LDO 2015 ocorre no segundo semestre de 2014, quando o Brasil já estava em recessão. Essa medida foi passada com o objetivo de garantir o cumprimento da Lei de Responsabilidade Fiscal, então pode ser vista como uma admissão do governo sobre a piora fiscal.

5.2.2 Emenda Constitucional 95

A Emenda Constitucional 95 foi aprovada em um momento de grande volatilidade no cenário político e econômico brasileiro. O cenário fiscal se mostrava fortemente deteriorado, com dois anos de déficits elevados aprovados na meta de resultado primário da Lei de Diretrizes Orçamentárias. Por sinalizar um mecanismo de contenção de gastos em um período de alta incerteza, espera-se que o seu sinal seja forte e no sentido negativo. De fato, esta é a resposta observada na regressão, com um efeito pontual associado de redução de 0,55% pontos percentuais na taxa nominal da NTN-B de 10 anos.

Por ser um dispositivo de limitação de gastos, a EC 95 pode ser considerada uma medida pelo lado da despesa. Mas um aspecto essencial dessa lei é a limitação da autonomia do Governo Federal na condução da política fiscal por 20 anos. Dessa forma, uma interpretação possível para os efeitos da EC 95 é que ela não só constitui um choque fiscal pontual, mas uma mudança no processo gerador dos choques fiscais.

Como toda medida de austeridade, a EC 95 impõe custos à sociedade brasileira. Ainda que a âncora fiscal obrigue as autoridades a alocar com cuidado a verba discricionária, grande parte do orçamento federal é direcionada para despesas obrigatórias. Um dos efeitos dessa restrição é o prejuízo à formação bruta de capital fixo.

Dadas essas restrições e o cenário macroeconômico desfavorável do Novo Regime Fiscal, é possível que choques no pequeno orçamento discricionário existente sejam sentidos mais fortemente. **Se há menos orçamento disponível, um choque que comprometa esses recursos reduzidos poderia ser interpretado como mais severo que um choque similar em um cenário mais favorável.**

Vale ressaltar um resultado importante: a Lei 13.199/2015, que alterou drasticamente a meta de resultado primário modificando a previsão da LDO 2015, não foi um evento estatisticamente significativo. À primeira vista, esse resultado parece contraintuitivo: imagina-se que o maior choque fiscal da amostra até então deveria gerar algum efeito na taxa de juros. No entanto, isso é explicado pelo controle pela expectativa de resultado primário. Nos 90 dias anteriores à aprovação desta peça, a expectativa de resultado primário de longo prazo cai de 1,5% do PIB para 1%, a maior queda em um período tão curto em toda a amostra. É razoável pensar, portanto, que as perdas geradas por essa emenda à LDO já estão precificadas nesta variável.

Um grande problema para a inferência causal em macroeconomia é o elevado grau de endogeneidade das variáveis. No exercício de comparação que se segue, o objetivo não é fazer afirmações categóricas sobre o efeito do Teto de Gastos no Brasil, mas simplesmente observar o comportamento das principais variáveis fiscais entre regimes, e pensar em possíveis impactos para a condução da política fiscal.

5.2.3 Novo Regime Fiscal: 2017 - 2021

A segunda metade da amostra é composta pelo período desde a aprovação do Teto de Gastos até dezembro de 2021. Há quatro eventos principais: a edição do Decreto 9.391, que resultou da Greve dos Caminhoneiros em 2018; a aprovação da Emenda Constitucional 103; o lançamento do pacote econômico de combate à pandemia de Covid-19, composto das MP 936, 938 e 944; e a PEC dos Precatórios.

O Decreto 9.391/2018 é uma medida pelo lado da receita, de desoneração tributária em combustíveis e derivados do petróleo. Essa medida foi uma resposta

forçada do Governo Federal à greve dos caminhoneiros de 2018, e constituiu um dos primeiros testes à nova regra fiscal. Por ser uma medida de desoneração, sinaliza piora fiscal, então espera-se que seu sinal na regressão seja positivo. Embora o choque fiscal estimado pela Receita Federal tenha sido de somente R\$6,8 bilhões anuais, seu efeito marginal foi similar ao da desoneração da folha em 2014: 0,67%. Na estimação deste efeito, é incluída uma variável *dummy* indicadora da greve dos caminhoneiros, de 21 a 30 de Maio de 2018, data de edição do decreto, para controle. Não há interpretação causal direta a esse coeficiente, mas é interessante notar que neste primeiro teste ao Teto de Gastos, o efeito surpresa do choque fiscal foi proporcionalmente muito maior que no Antigo Regime Fiscal.

A Emenda Constitucional 103, conhecida como a Reforma da Previdência, é uma medida pelo lado da despesa. Assim como a EC 95, ela determina um novo regime para os gastos relacionados à seguridade social, então espera-se que seu impacto contábil não seja só imediato, mas que ela sinalize ao mercado a trajetória do déficit previdenciário. O trâmite dessa Emenda foi longo: 6 meses desde a aprovação na Comissão e Constituição e Justiça da Câmara dos Deputados até a aprovação no Senado Federal. A aprovação em ambas as casas se mostrou significativa e com um efeito mitigador dos juros. O resultado condiz com o obtido por Cavalcanti (2020): a aprovação na Câmara (efeito de -0,44% na NTN-B) apresentou um efeito mais relevante que no Senado (-0,32%). Gastos previdenciários são um componente importante do Orçamento Federal, e o perfil demográfico brasileiro aponta um aumento para o número de beneficiários no futuro próximo. É natural que a redução de gastos gerada por esta Reforma (da ordem de R\$630 bilhões em 10 anos)²¹ sinalize melhora substancial na situação fiscal brasileira, com impacto correspondente na taxa de juros da dívida.

O próximo evento relevante em ordem cronológica foi o pacote econômico de combate à pandemia de Covid-19, composto das MP 936, 938 e 944. Todas as medidas são pelo lado da despesa: a primeira instituiu medidas trabalhistas para atenuar o impacto da pandemia na demissão de funcionários; a segunda dispõe sobre apoio financeiro da União aos beneficiários do Fundo de Participação dos

²¹ Estimativa final da Instituição Fiscal Independente: Comentários da IFI número 3 - 24 de outubro de 2019.

Estados e do Fundo de Participação dos Municípios; e a última instituiu o Programa Emergencial de Suporte a Empregos, com linhas de crédito dedicadas a pessoas jurídicas para cobertura de folha de pagamento. O choque fiscal desse pacote foi projetado em R\$17 bilhões anuais cada, portanto da mesma ordem de grandeza das medidas analisadas no Antigo Regime Fiscal. Por hipótese seu efeito associado é de pressão positiva nos juros da NTN-B, que é o estimado na equação de regressão, ainda que em magnitude reduzida: apenas 0,23%.

O impacto mais severo no Orçamento Público de 2020 foi a queda de receitas primárias gerada pela redução na atividade econômica em decorrência dos *lockdowns* na pandemia. O pacote econômico de alívio adiciona um risco fiscal, mas é direcionado a um segmento da população em que o multiplicador fiscal é elevado, então esse efeito pode ser parcialmente atenuado. Além disso, essas medidas foram aprovadas em abril de 2020; em março ocorre uma queda expressiva na expectativa de resultado primário reportada na pesquisa Focus conforme a possibilidade de uma pandemia longa é concretizada, então a precificação desses efeitos está, em parte, associada a essa variável.

O último evento fiscal da amostra é a PEC 23/2021, conhecida como PEC dos Precatórios. Esta é uma medida emblemática neste estudo, com um trâmite marcado por declarações de autoridades antagônicas aos objetivos Novo Regime Fiscal. Ela também é o maior choque da amostra: redução esperada de R\$86 bilhões no resultado primário, tornada possível pela abertura de espaço fiscal gerada pela mudança do índice de atualização das despesas obrigatórias. Este ponto é crucial: ainda que formalmente o Teto seja cumprido, esta medida constitui um sinal forte e contrário ao compromisso com a austeridade sinalizado na aprovação da EC 95. A etapa mais relevante do trâmite foi a aprovação da medida na Câmara, com um choque surpreendente de +0,98% na NTN-B. Outras etapas do processo também geram pressão na taxa de juros, como a aprovação na comissão, e declarações dadas à imprensa que talvez foram interpretadas como um enfraquecimento do Teto.

A PEC dos Precatórios revelou as dificuldades do Brasil em manter o compromisso com uma âncora fiscal. Foi motivada por um choque massivo com origem em uma decisão judicial. Em seguida foi utilizada para alterar a regra do Teto

não só para atender à ordem, mas também viabilizar uma expansão fiscal. Neste cenário, é esperado que a credibilidade do compromisso do Governo com a estabilidade fiscal seja questionada. Como a resposta das principais variáveis fiscais mudaria entre os regimes fiscais, refletindo tanto a mudança no cenário macroeconômico, quanto a posição do mercado quanto ao cenário fiscal?

5.3 Comparação Entre Regimes Fiscais

A análise da seção 5.1 considerou o período amostral completo para a estimação dos coeficientes da regressão. Indo além, a separação do modelo antes e após a aprovação da Emenda Constitucional 95 é um exercício interessante para estudar se há mudanças nos efeitos marginais das variáveis independentes. Este exercício é conduzido interagindo uma variável *dummy* de degrau denotando o regime fiscal com as variáveis da regressão. O resultado desse exercício é reportado na Tabela 5.

Tabela 5: Equação Base entre Regimes Fiscais

| | Nível NTN-B |
|--|----------------------|
| Intercepto | -0,026 (-2,210)* |
| Expectativa de Resultado Primário - Antigo Regime | -0,363 (-4,925)** |
| Expectativa de Resultado Primário - Novo Regime | -0,743 (-4,795)** |
| <i>Equity Premium</i> - Antigo Regime | 0,575 (7,530)** |
| <i>Equity Premium</i> - Novo Regime | 0,431 (7,707)** |
| Termos de Troca - Antigo Regime | -0,018 (-1,963)* |
| Termos de Troca - Novo Regime | -0,034 (-2,974)** |
| IBC-Br - Antigo Regime | 0,028 (0,873) |
| IBC-Br - Novo Regime | 0,069 (5,318)** |
| Expectativa SELIC - Antigo Regime | 0,090 (0,847) |
| Expectativa SELIC - Novo Regime | 0,377 (5,641)** |
| Impeachment Dilma | 0,013 (4,419)** |
| Adjusted R-Squared | 0,535 |
| Sample Size | 2667 |

Observações:

1. Impacto se refere ao custo anual da medida, conforme retratado pelo Relatório de Desonerações da Receita Federal.
2. Estimação por MQO.
3. Estatísticas-t robustas à heterocedasticidade e autocorrelação (Newey-West) entre parênteses.
4. **, e * indicam significância a 1% e 5%, respectivamente;
5. A hipótese nula de correlação residual não é rejeitada por um teste LM de Breusch-Pagan-Godfrey.

É necessário cuidado ao interpretar essas regressões. Se existe uma mudança expressiva no comportamento das variáveis da Equação Base antes e depois da aprovação EC 95, é possível que haja influência do Teto, mas não é possível recuperar uma interpretação causal do coeficiente estimado. A sinalização

econômica das variáveis não muda entre os períodos, conforme esperado: todas as variáveis mantêm a mesma "direção" em seus efeitos.

O *equity premium* é uma das principais medidas usadas por investidores na tomada de decisão de alocação de suas carteiras de investimento. Embora tenha flutuações, e uma subida considerável ao longo de 2021 quando simultaneamente o Real se desvalorizou e a SELIC subiu, a média da variável no dois períodos é bastante similar: 9,26% contra 9,37%. Sendo assim, a pequena variação do efeito marginal do *equity premium* na taxa da NTN-B observada na regressão é esperada.

Os Termos de Troca e o IBC-Br apresentam uma progressão esperada, e ambos se tornaram marginalmente mais importantes após a aprovação do Teto. O crescimento real do PIB no Brasil foi muito baixo na última década, então é esperado que o IBC-Br tenha um efeito pouco pronunciado. Estas variáveis são incluídas como controles do cenário macroeconômico, conforme sugerido por Engen e Hubbard (2005), porém sua influência na determinação do equilíbrio do mercado de títulos públicos é indireta.

O comportamento do efeito marginal da SELIC é mais interessante. A dinâmica da taxa básica de juros *ex-post* foi de aumento e estabilidade até o final de 2016, seguido de uma queda sustentada até fevereiro de 2021, quando voltou a subir até o nível de janeiro de 2011. A taxa *ex-ante*, porém apresentou oscilações muito mais moderadas.

No período antes da EC 95, a taxa de juros *ex-ante* estava em um patamar mais elevado, o que pode ser explicado pela própria expectativa de inflação, que era mais alta até 2017. Conforme os agentes regularam suas expectativas sobre a inflação, a taxa de juros *ex-ante* também cai para um patamar mais moderado, em torno de 6% (contra 10% no período anterior). Por estar em um patamar mais baixo, a mesma variação nominal na expectativa da SELIC agora gera um efeito mais intenso. A mudança no efeito marginal estimado provavelmente não se refere a uma importância maior da SELIC na determinação do equilíbrio do mercado de títulos, mas simplesmente ao novo patamar em que ela se encontra.

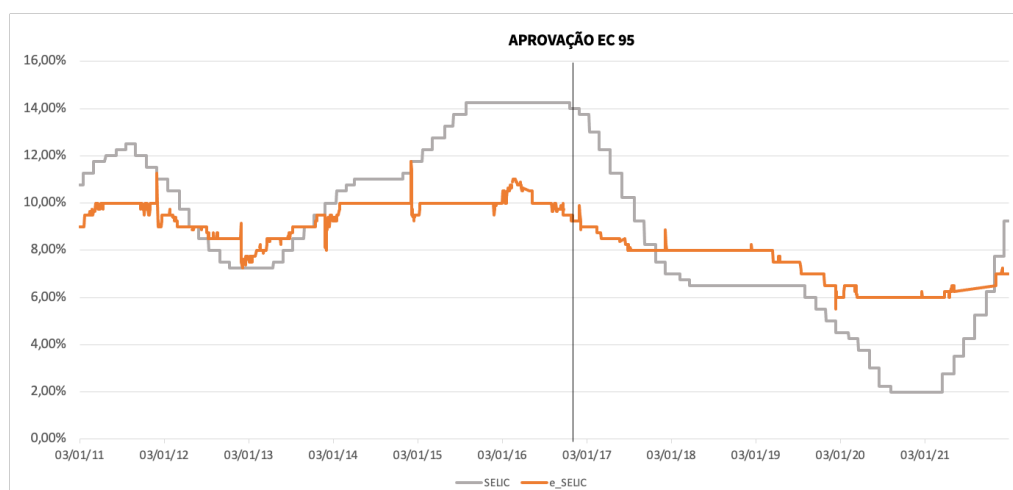


Figura 3: Taxa SELIC *ex-ante* (laranja) e *ex-post* (cinza).

A variável de resultado primário é a que apresentou maior mudança de comportamento. Ao analisar a série temporal da expectativa de resultado primário, a motivação para a Emenda Constitucional 95 se torna aparente: a expectativa no primeiro período é exclusivamente composta de superávits; na segunda, os déficits dominam amostra.

Em ambos os períodos, a sinalização da variável fiscal aponta na mesma direção, conforme esperado: superávits primários geram pressões negativas na taxa de juros da dívida pública por sinalizarem um menor risco de *default* no futuro. Após controlar pelos outros regressores, a equação (3) da tabela 5 sugere que o **resultado primário agora tem um efeito dobrado em comparação com o período anterior à aprovação da EC 95**. No entanto, esse período é composto quase exclusivamente de déficits. O que o coeficiente da regressão aponta é que, mesmo após aprovar a âncora fiscal e limitar os gastos públicos, o efeito marginal de um déficit é mais forte que antes.



Figura 4: Expectativa de Resultado Primário

Uma forma de se interpretar esse resultado é que a expectativa de resultado primário serve como uma *proxy* da probabilidade de *default* do governo brasileiro. Neste caso, o aumento do efeito marginal do déficit indicaria uma maior sensibilidade do mercado à saúde fiscal brasileira no segundo período da amostra. **Este é um período de estagnação econômica com estoque de dívida mais elevado e déficits progressivos, portanto uma sensibilidade maior é esperada**, uma conclusão que também é apontada por Engen e Hubbard (2005) e Laubach (2009), dentre outros trabalhos na literatura de dívida pública²².

Em suma, as evidências da seção 5.2 apontam para a relevância de algumas medidas fiscais, mas não todas, na precificação dos títulos no mercado secundário. Não é possível distinguir se eventos pelo lado da receita ou pelo lado da despesa são mais relevantes com a amostra utilizada. A magnitude do choque é um fator mais relevante para determinar se o choque vai afetar a NTN-B. É necessário cuidado ao analisar essa conclusão após a aprovação do Teto de Gastos. Uma vez que a regra age somente no componente da despesa, parte do cardápio de medidas de política fiscal está proibida ao Executivo Federal. Com o Teto, expansões fiscais reais pelo lado da despesa dependem de uma contração fiscal pelo lado da receita, o que pode gerar um problema de endogeneidade.

²² Arellano (2008) apresenta um modelo em que a sensibilidade à dívida varia com o estado do ciclo de negócios, com reflexos na taxa de juros, no sentido observado neste trabalho.

Embora a regressão aponte corretamente os eventos de maior magnitude como estatisticamente relevantes, não é possível interpretar os coeficientes estimados pelo método de Mínimos Quadrados como o efeito causal da aprovação das medidas na taxa de juros. Este ponto é crucial, dado que a magnitude desses efeitos é elevada.

Esta é uma limitação do método aplicado sobre os dados disponíveis para este trabalho. A metodologia de análise de evento considera uma janela de 60 dias anteriores e 60 dias posteriores ao evento para estimar a sua magnitude. Embora a variável que sinaliza o evento não seja correlacionada com as outras variáveis dependentes, os dados disponíveis para a expectativa resultado primário apresentam um viés importante para a estimação.

Os dados de juros da NTN-B de 10 anos, os eventos fiscais e resultado primário estão em frequência diária. No entanto, a variação desta última é muito menor que a das outras séries. Essa variável é uma mediana das respostas fornecidas à Pesquisa Focus, e em todos os períodos da amostra reage de forma mais lenta que os juros da NTN-B. É natural que o efeito estimado dos eventos seja grande: embora a variável de resultado primário seja incluída como controle, porque os choques têm duração curta e a expectativa reportada é letárgica, parte do efeito estimado no coeficiente do evento reflete uma variação de expectativa de primário não reportada à Pesquisa Focus no mesmo dia. Ou seja, o coeficiente de resultado primário é subestimado, ainda que por pouco, enquanto o efeito dos eventos é superestimado.

Apesar disto, os resultados deste trabalho concordam com a literatura de estudos da relação entre taxas de juros e dívida. Eventos Fiscais de grande magnitude são relevantes na determinação dos juros, e a sinalização deste efeito segue o impacto esperado do evento nas contas públicas. Um país pode pagar um preço alto por ter uma dívida elevada em períodos de contração econômica, quando déficits fiscais posteriores são prováveis. É preciso ter prudência na condução da política fiscal hoje para que seja possível a sua aplicação contracíclica, nos momentos em que esta se mostra mais necessária.

6 Conclusão

Compreender o impacto de choques fiscais em variáveis macroeconômicas é um dos principais objetivos de estudos de política econômica. Neste trabalho, são avaliados os efeitos dos eventos fiscais mais relevantes entre os anos 2011 e 2021 na taxa de juros. Esse período é composto de dois regimes fiscais distintos, separados pela aprovação da Emenda Constitucional 95.

Para isto, é utilizada uma equação em forma reduzida cuja variável dependente é o spread entre a taxa de juros da Nota do Tesouro Nacional série B (NTN-B) com prazo de 10 anos, negociada diariamente no mercado secundário, e a taxa SELIC. A estimativa do efeito dos eventos é feita usando como controles as expectativas da taxa SELIC e do resultado primário no longo prazo (3 anos), o índice IBC-Br, o retorno de ativos no mercado de ações brasileiro e os termos de troca. O coeficiente estimado pela equação de regressão é o efeito marginal, *ceteris paribus*, gerado pelo evento fiscal durante sua janela de atuação, definida como o dia do evento e um período com o dia útil anterior e o seguinte.

Duas perguntas pautam a análise deste trabalho. Eventos fiscais são relevantes na determinação da taxa de juros? Se sim, o impacto desses eventos muda após a adoção de uma nova regra de âncora fiscal?

À primeira pergunta, os resultados apontam que sim, pelo menos para eventos de grandes proporções. Os efeitos estimados da aprovação de medidas fiscais seguem o esperado: **eventos que sinalizam piora fiscal aumentam a taxa de juros da dívida pública, enquanto eventos que sinalizam melhora a reduzem**. A magnitude desses efeitos também segue um comportamento esperado: os eventos com maior impacto são tipicamente aqueles que geram maior variação no resultado primário anual.

Quanto à segunda pergunta, os resultados sugerem que não há variação significativa no impacto dos eventos após a mudança de Regime Fiscal. De fato, **a maior alteração entre os períodos é o impacto do resultado primário, indicando um maior peso dado pelo mercado à situação fiscal de longo prazo do governo, ao invés de um menor peso em choques pontuais**.

Mesmo que o impacto direto de eventos fiscais não tenha mudado muito entre regimes, o aumento da importância do resultado primário esperado como determinante da dívida pública é um desenvolvimento com consequências não triviais. Essa configuração se dá na amostra, em grande parte, porque o Novo Regime coincide com um período de déficits sucessivos, associados a uma perspectiva de recuperação lenta. Esses são justamente os momentos em que uma expansão fiscal têm maior impacto, mas o custo de promovê-la é muito mais alto.

Um dos objetivos do Novo Regime Fiscal é regular o avanço de despesas visando uma trajetória controlada de dívida pública. Esse esforço foi parcialmente interrompido durante a pandemia de Covid-19 e pode-se argumentar que foi prejudicado pela Emenda Constitucional 113. Uma reversão desse quadro se mostra indispensável: os resultados deste estudo reforçam o consenso da literatura de que há um benefício claro em se manter o equilíbrio das contas públicas, ao menos no tocante à taxa de juros.

Estudar o desempenho de regras fiscais é, além de um exercício útil para o economista, necessário para o planejamento de políticas econômicas no Brasil. Os resultados aqui apresentados estão sujeitos a hipóteses econômicas e incertezas diversas; é imperativo realizar estudos posteriores para aprimorar o entendimento sobre esse tema. No entanto, a informação atual sugere que abandonar o esforço de consolidação fiscal e o compromisso com estabilidade da dívida pública é uma estratégia arriscada, com consequências potencialmente graves para o futuro do país.

7 Referências

- [1] Alesina, Alberto and Ardagna, Silvia (1998) 'Tales of Fiscal Adjustment', *Economic Policy*, October, pp.498-545.
- [2] Alesina, Alberto and Ardagna, Silvia (2009) 'Large Changes in Fiscal Policy: Taxes Versus Spending', National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper No. 15438.
- [3] Alesina, Alberto (2010) 'Fiscal Adjustments: Lessons from Recent History', Prepared for the Ecofin Meeting in Madrid, April 15.
- [4] Afonso, António; Jalles, João. T.; Kazemi, Mina, 2019, "The effects of macroeconomic, fiscal and monetary policy announcements on sovereign bond spreads: an event study from the EMU". *EconPol Working Paper*, No. 22, ifo Institute - Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich.
- [5] De Jong, J., 2018, "The effect of fiscal announcements on interest spreads: Evidence from the Netherlands". *DNB Working Paper* N° 584/ February 2018.
- [6] Engen, E. M.; Hubbard, R. G., 2005, "Federal Government Debt and Interest Rates". In: Gertler, M.; Rogoff, K. (Eds). *NBER Macroeconomics Annual 2004*, v.19. Massachusetts: NBER, 2005.
- [7] Falagiarda, M. and Gregori, W., 2015, "The impact of fiscal policy announcements by the Italian government on the sovereign spread: A comparative analysis". *European Journal of Political Economy*, 39(C):288–304.
- [8] Gale, William G., and Orszag, Peter R., 2002, "The Economic Effects of Long-Term Fiscal Discipline". *Tax Policy Center Discussion Paper*, December, Brookings Institutions.
- [9] Giavazzi, F., and Pagano, M., 1990, "Can severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries". *NBER Macroeconomics*

Annual 1990, Volume 5, p. 75-122.

[10] Cavalcanti, M., 2020, “Consolidação fiscal, taxa de juros de longo prazo e PIB no Brasil: Resultados preliminares”. Carta de Conjuntura Número 48 IPEA – 3º Trimestre de 2020.

[11] Jordà, O. “Estimation and inference of impulse responses by local projections”. *American Economic Review*, n. 95, v. 1, p. 161-182, 2005.

[12] Keynes, J. M., 1937, “The General Theory of Employment”. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 51, p. 209-237, February 1937.

[13] Laubach, T., 2009, “New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt”. *Journal of the European Economic Association*, 7:4, pp. 858-885.

[14] Barth James R., George Iden, Frank S. Russek, and Mark Wohar. “The Effects of Federal Budget Deficits on Interest Rates and the Composition of Domestic Output.” In *The Great Fiscal Experiment*, edited by Rudolph G. Penner. Washington: Urban Institute Press, 1991.

[15] Beetsma, R., Giuliodori, M., De Jong, F., and Widiyanto, D. (2013). Spread the news: The impact of news on the European sovereign bond markets during the crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34:83–101.

[16] Fernandez, A., Gonzalez, A., Rodriguez, D. (2015) Sharing a Ride on the Commodities Roller Coaster: Common Factors in Business Cycles of Emerging Economies. IMF Working Paper No 280.

[17] SANVICENTE, A. Z.; CARVALHO, R. M. Determinants of the implied equity risk premium in Brazil. FGV-EESP Working Paper, 2016.

[18] Hilscher, J., Nosbusch, Y., 2010. “Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt”. *Review of Finance* (2010) 14: 235-262.

[19] Mankiw, N.G., Elmendorf, D. "Government Debt". Handbook of Macroeconomics. North Holland, 1999.

[20] Blanchard, O., "Output, The Stock Market and Interest Rates". American Economic Review, n. 71, v. 1, p. 132-43, 1981.

[21] Blanchard, O. "Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons From Brazil". NBER Working Papers. 2004.

[22] Born, B., Müller, G. J., Pfeifer, J. (2019). "Does Austerity pay off?". Working Paper.

8 Apêndices

8.1 Apêndice A: Dicionário de Dados

Descrição fonte e formatação das séries de dados utilizadas no trabalho.

Tabela 6: Dicionário de Dados

| Dado | Unidade | Fonte | Frequência |
|-----------------------------------|---------|-------------------------|------------|
| Taxa NTN-B 10 anos | % | BM&F Bovespa | Diária |
| Taxa SELIC <i>ex-post</i> | % | Portal Dados Abertos | Diária |
| Taxa SELIC <i>ex-ante</i> | % | Sistema Expectativas BC | Diária |
| Resultado Primário <i>ex-ante</i> | % | Sistema Expectativas BC | Diária |
| IPCA <i>ex-ante</i> | % | Sistema Expectativas BC | Diária |
| <i>Equity Risk Premium</i> | % | CEQEF - EESP | Mensal |
| Termos de Troca | % | Ipeadata | Mensal |
| Índice IBC-Br | % | Portal Dados Abertos | Mensal |
| Taxa T-Bill 10 anos | % | Federal Reserve (FRED) | Diária |
| CPI Implícito | % | Federal Reserve (FRED) | Diária |
| Desonerações Instituídas | R\$ | Receita Federal | Anual |

8.2 Apêndice B: Testes de Raiz Unitária e Cointegração

Resultados dos testes de raiz unitária e cointegração (Johansen) realizados nas séries de dados do estudo. Foi utilizado o critério de informação de Schwarz para seleção de lags.

Tabela 7: Testes de Raiz Unitária - Augmented Dickey Fuller

| Variável | T-Statistic | P-Value |
|--------------------------------|-------------|---------|
| NTN-B 10 anos | -1,710 | 0,426 |
| E-Selic | -1,991 | 0,291 |
| (NTN-B 10 anos - E-Selic) | -3,510 | 0,008 |
| Expectativa Resultado Primário | -0,447 | 0,899 |
| Termos de Troca | -1,575 | 0,495 |
| IBC-Br | -3,661 | 0,048 |
| Equity Risk Premium | -2,261 | 0,185 |

A variável NTN-B 10 anos apresenta raiz unitária, mas quando subtraída da variável de expectativa da taxa SELIC, a variável se torna estacionária. Por este motivo, é usada esta medida de spread como regressor ao longo do trabalho.

Tabela 8: Teste de Cointegração de Johansen - NTN-B 10 anos

| Cenário 1: No intercept or trend in CE or test VAR | | |
|--|----------------------|---------|
| Hipótese Nula | Estatística de Teste | P-Valor |
| Nenhuma Equação Cointegrada | 120,171 | 0,000 |
| No máximo 1 Equação Cointegrada | 55,114 | 0,122 |
| Cenário 2: Linear deterministic Trend | | |
| Hipótese Nula | Estatística de Teste | P-Valor |
| Nenhuma Equação Cointegrada | 135,588 | 0,000 |
| No máximo 1 Equação Cointegrada | 65,952 | 0,098 |

Observações:

1. Hipótese do Teste: no intercept or trend in CE or test VAR.
2. Teste realizado com 1811 observações incluídas entre 01/03/2011 e 12/30/2021.
3. **Vetor de Cointegração:** NTN-B 10 anos, Expectativa de SELIC, Expectativa de Resultado Primário, Termos de Troca, *Equity Premium* e IBC-Br.

Tabela 9: Teste de Cointegração de Johansen - NTN-B 3 anos

| Cenário 1: No intercept or trend in CE or test VAR | | |
|--|----------------------|---------|
| Hipótese Nula | Estatística de Teste | P-Valor |
| Nenhuma Equação Cointegrada | 127,275 | 0,000 |
| No máximo 1 Equação Cointegrada | 55,216 | 0,119 |
| Cenário 2: Linear deterministic Trend | | |
| Hipótese Nula | Estatística de Teste | P-Valor |
| Nenhuma Equação Cointegrada | 149,965 | 0,000 |
| No máximo 1 Equação Cointegrada | 68,100 | 0,068 |

Observações:

1. Hipótese do Teste: no intercept or trend in CE or test VAR.
2. Teste realizado com 1811 observações incluídas entre 01/03/2011 e 12/30/2021.
3. **Vetor de Cointegração:** NTN-B 3 anos, Expectativa de SELIC, Expectativa de Resultado Primário, Termos de Troca, *Equity Premium* e IBC-Br.