

ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO



CARLOS GOMES PIRES FILHO

REAÇÃO DE MERCADOS A ANÚNCIOS FISCAIS: um estudo de eventos para Brasil e
Reino Unido em 2024

TRABALHO DE FORMATURA

SÃO PAULO, SP

2025

CARLOS GOMES PIRES FILHO

REAÇÃO DE MERCADOS A ANÚNCIOS FISCAIS: um estudo de eventos para Brasil e
Reino Unido em 2024

Trabalho de Formatura apresentado à Escola
Politécnica da Universidade de São Paulo
para obtenção do Diploma de Engenheiro de
Produção

Orientador: Prof. Dr. Luiz Fernando Cardoso
dos Santos Durão

TRABALHO DE FORMATURA

SÃO PAULO, SP

2025

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

FICHA CATALOGRÁFICA

Filho, Carlos Gomes Pires

REAÇÃO DE MERCADOS A ANÚNCIOS FISCAIS: um estudo de eventos para Brasil e Reino Unido em 2024

C. G. P. Filho – São Paulo, 2025

92 p.

Trabalho de Formatura – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo. Departamento de Engenharia de Produção

**1.Política fiscal 2.Mercados financeiros 3.Estudo de eventos (Finanças)
4.Taxa de câmbio 5.Risco soberano I.Universidade de São Paulo. Escola Politécnica. Departamento de Engenharia de Produção II.t**

RESUMO

O trabalho analisa como mercados financeiros reagem, em janelas de tempo curtas, a anúncios de pacotes fiscais no Brasil e no Reino Unido em 2024. O objetivo central consiste em medir e comparar o impacto dos anúncios de 30 de outubro de 2024 (*Autumn Budget*, Reino Unido) e 27 de novembro de 2024 (pacote fiscal brasileiro) sobre a taxa de câmbio, o risco soberano e a estrutura a termo da taxa de juros, bem como discutir o papel da credibilidade fiscal, da qualidade institucional e da forma de comunicação na precificação desses choques. A metodologia adotada é quantitativa, baseada em estudo de eventos com dados diários, aplicação de um modelo de mercado para calcular retornos anormais e retornos anormais acumulados, uso de testes não-paramétricos, procedimentos de reamostragem e regressões em painel com controles globais e teste de paridade descoberta de juros de curto prazo. Os resultados indicam que o anúncio brasileiro esteve associado a forte depreciação anormal do Real, aumento dos *spreads* de crédito soberano e abertura expressiva da curva de juros, em linha com maior percepção de risco fiscal. No caso britânico, a reação da taxa de câmbio foi mais contida, concentrando-se em movimentos moderados de *spreads* e de volatilidade. Conclui-se que anúncios fiscais são precificados de forma regime-dependente, com instituições mais robustas e comunicação mais coerente atuando como amortecedores de choques, e que a experiência brasileira ilustra os custos de credibilidade limitada.

Palavras-chave: anúncios fiscais; estudo de eventos; taxa de câmbio; risco soberano; estrutura a termo da taxa de juros; credibilidade fiscal; Brasil; Reino Unido.

ABSTRACT

This study examines how financial markets react, over short time windows, to fiscal framework announcements in Brazil and the United Kingdom in 2024. The main objective is to measure and compare the impact of the October 30, 2024 Autumn Budget in the UK and the November 27, 2024 Brazilian fiscal package on exchange rates, sovereign risk and the yield curve, and to discuss the role of fiscal credibility, institutional quality and communication in pricing these shocks. The methodology is quantitative and relies on an event study with daily data, a market model to compute abnormal and cumulative abnormal returns, nonparametric tests, resampling procedures and panel regressions with global controls, complemented by a short-horizon uncovered interest parity test. The results show that the Brazilian announcement was associated with a strong abnormal depreciation of the Real, a widening of sovereign credit spreads and a sharp steepening in domestic yields, consistent with higher perceived fiscal risk. In the UK, the exchange rate reaction was more contained, with the main adjustment occurring through moderate changes in spreads and volatility. The study concludes that fiscal announcements are priced in a regime-dependent way, with stronger institutions and more coherent communication acting as shock buffers, while the Brazilian case highlights the costs of limited credibility.

Keywords: fiscal announcements; event study; exchange rate; sovereign risk; yield curve; fiscal credibility; Brazil; United Kingdom.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 01 – Evolução da taxa de câmbio de diferentes moedas vs. Dólar (USD) em 2024.....	10
Figura 02 – Janela de evento escolhida	45
Figura 03 – Evolução do <i>CAR</i> para BRL/USD e GBP/USD em torno dos anúncios fiscais ...	61
Figura 04 – Reações nas curvas de juros em $[-2, +3]$	65
Figura 05 – Picos da volatilidade realizada de BRL e GBP em torno dos anúncios fiscais.....	67
Figura 06 – Gráfico de dispersão de UIP: AR^{FX} vs. $\Delta(k_{dom.} - k_{U.S.})$	69
Figura 07 – Variação idiossincrática dos <i>spreads</i> dos CDS (<i>Credit Default Swaps</i>) de 5Y anos para Brasil e Reino Unido	71
Figura 08 – Distribuição entre <i>CARs</i> de placebo e <i>CAR</i> real do evento	72

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 – Síntese dos anúncios fiscais	43
Tabela 02 – Definição operacional das variáveis	44
Tabela 03 – Estatísticas descritivas das séries	48
Tabela 04 – Impacto dos anúncios fiscais em taxa de câmbio, risco soberano e volatilidade..	62
Tabela 05 – Resultados do estudo de eventos por país, variável e janela.....	63
Tabela 06 – Variações anormais acumuladas nos <i>yields</i> dos títulos soberanos (Δy em pontos-base, bps)	64
Tabela 07 – Variações anormais acumuladas nas inclinações (<i>slopes</i>) dos <i>yields</i> dos títulos soberanos	66
Tabela 08 – Regressões do teste de UIP para AR^{FX} (%) em relação à $\Delta(k_{dom.} - k_{U.S.})$ (bps)	68
Tabela 09 – Regressão de heterogeneidade de $CAR_{[-2,+3]}$	78
Tabela 10 – Resumo das hipóteses e evidências.....	81

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
1.1. CONTEXTUALIZAÇÃO.....	9
1.2. OBJETIVO.....	10
1.3. ESTRUTURA DO TRABALHO	11
2. REVISÃO DA LITERATURA	13
2.1. ASPECTO ECONÔMICO.....	13
2.1.1. Entendimento sobre política fiscal e monetária	13
2.1.2. Entendimento sobre a taxa de câmbio	15
2.1.3. Entendimento sobre a credibilidade fiscal e o canal da comunicação na reação do mercado	16
2.1.4. Validação para o estudo desenvolvido	18
2.2. ASPECTO ESTATÍSTICO.....	19
2.2.1. Racional para testes não-paramétricos.....	19
2.2.2. Teste de Postos (<i>Rank Test</i>) de Corrado (1989)	20
2.2.2.1. Formulação geral.....	21
2.2.2.2. Adequação ao estudo	22
2.2.3. Teste de Sinal Generalizado (<i>Generalized Sign Test</i>) de Cowan (1992).....	22
2.2.3.1. Formulação geral	23
2.2.3.2. Adequação ao estudo	24
2.2.4. <i>Wild Bootstrap</i>.....	24
2.2.4.1. Formulação geral	25
2.2.4.2. Adequação ao estudo	25
3. ANÚNCIOS FISCAIS DE 2024 NO REINO UNIDO E NO BRASIL.....	26
3.1. RELEVÂNCIA DA COMPARAÇÃO ENTRE OS ANÚNCIOS FISCAIS.....	27
3.2. ANÚNCIO DE 30/10/2024 NO REINO UNIDO – <i>AUTUMN BUDGET 2024</i>	29
3.2.1. Detalhamento do pacote fiscal.....	31
3.2.2. Reação e análise do mercado	33
3.3. ANÚNCIO DE 27/11/2024 NO BRASIL – PACOTE FISCAL	35
3.3.1. Detalhamento do pacote fiscal.....	37
3.3.2. Reação e análise de mercado	38
3.4. ANÁLISE COMPARATIVA DOS EVENTOS DE ANÚNCIOS DE PACOTES FISCAIS	41

4. METODOLOGIA.....	43
4.1. CONJUNTO DE VARIÁVEIS	44
4.2. DADOS ANALISADOS.....	45
4.3. TÉCNICAS ESTATÍSTICAS E ECONOMÉTRICAS	48
4.4. LIMITAÇÕES DA METODOLOGIA APLICADA	58
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	59
5.1. TESTES PLACEBO E VARIAÇÕES IDIOSINCRÁTICAS.....	70
5.2. DISCUSSÕES E IMPLICAÇÕES TEÓRICAS	73
5.2.1. Dominância fiscal e taxa de câmbio	73
5.2.2. Canais de transmissão (taxas de juros e taxa cambial).....	74
5.2.3. Instituições como amortecedores	75
5.2.4. Heterogeneidade (limitação exploratória).....	76
5.3. RESPOSTAS ÀS HIPÓTESES.....	80
6. CONCLUSÃO.....	81
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	86

1. INTRODUÇÃO

Neste capítulo, busca-se contextualizar o problema de pesquisa, justificar a escolha do tema, estabelecer os objetivos gerais e específicos do estudo, e apresentar a estrutura do trabalho que será desenvolvido.

Esta seção discute a relevância de investigar como anúncios fiscais afetam variáveis financeiras de curto prazo, especialmente taxa de câmbio, risco soberano e juros, utilizando episódios recentes do Reino Unido e do Brasil como base empírica. Também são delimitadas a pergunta de pesquisa, as contribuições esperadas e a estrutura geral do trabalho, oferecendo uma visão clara do escopo e da motivação do estudo.

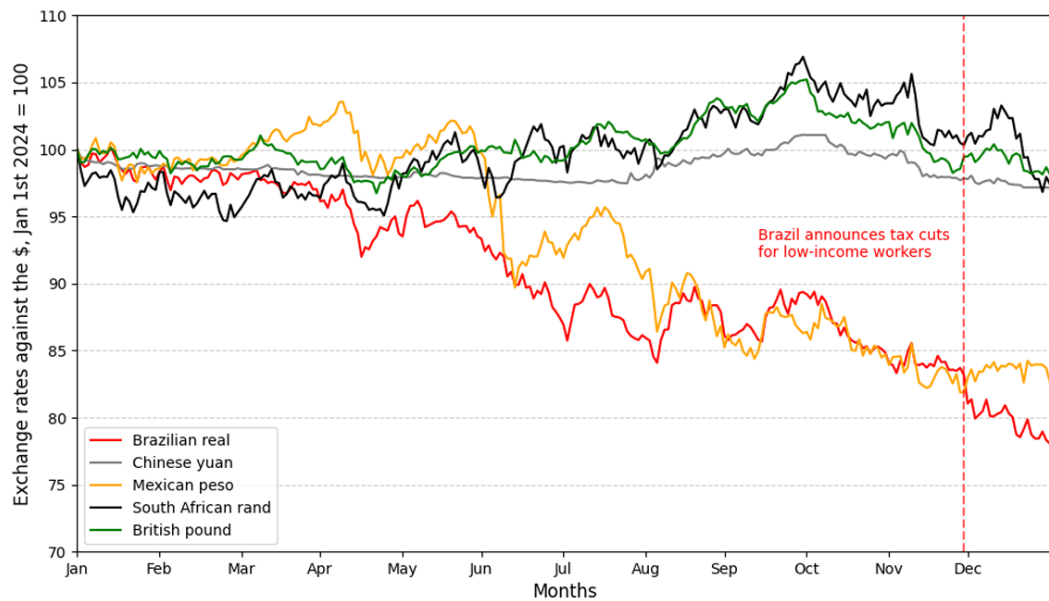
1.1. CONTEXTUALIZAÇÃO

Os anúncios fiscais geralmente movimentam as expectativas de mercado em relação à trajetória da dívida de um país, à capacidade deste de gerar superávit primário, e à sua coordenação com a política monetária vigente, gerando impactos imediatos na taxa de câmbio, nos prêmios de risco de títulos soberanos (capturado pelo derivativo CDS – *Credit Default Swap*) e na curva de juros (AUGUSTIN et al., 2022).

Essa relação entre o regime fiscal, a solvência esperada e a precificação dos ativos é central na literatura, a qual apresenta que a eficácia de uma política monetária depende das restrições orçamentárias governamentais inter-períodos e do regime fiscal vigente (SARGENT; WALLACE, 1981; CANZONERI et al., 2001; BLANCHARD, 2004).

Assim, dois episódios recentes no Reino Unido e no Brasil fornecem uma oportunidade de se examinar como características institucionais e credibilidade fiscal condicionam a reação de mercado.

Figura 01 – Evolução da taxa de câmbio de diferentes moedas vs. Dólar (USD) em 2024^[1]



Fonte: Elaboração própria, com dados retirados da plataforma Bloomberg, 2025

Ao longo de 2024, o Real brasileiro (BRL) apresentou uma performance desfavorável na taxa de câmbio frente a outros países emergentes conforme os grupos mostrados na Figura 01, com uma depreciação acumulada dentre as mais acentuadas no painel.

O anúncio fiscal de 27 de novembro de 2024 no Brasil ocorreu acompanhado de uma tendência anterior de desvalorização cambial; o movimento de desvalorização foi mantido e, nas semanas subsequentes, acentuou-se negativamente, com a taxa de câmbio USD/BRL ultrapassado a marca de R\$ 6,00 por nível de US\$ 1,00, além do índice permanecer registrando mínimas históricas até o fim de 2024.

No mesmo período, a Libra Esterlina Britânica (GBP – *Great British Pound Sterling*) uma variação comparativamente mais contida em torno do anúncio fiscal de 30 de outubro de 2024 no Reino Unido.

1.2. OBJETIVO

Motivado por esse padrão combinado analisado, este trabalho busca investigar um mecanismo específico e identificável em curtas janelas de tempo, isto é, a reação do mercado diretamente associada a eventos de anúncios fiscais.

^[1] Considera índices normalizados para 01/jan/2024 como base 100; quedas no gráfico indicam depreciação do câmbio contra o Dólar (USD); a linha pontilhada refere-se à data de 27/nov/2024, dia do anúncio do pacote fiscal no Brasil.

Nesse contexto, as principais questões a serem respondidas são: (1) em curtas janelas de tempo, os anúncios fiscais de 30 de outubro de 2024 (Reino Unido) e de 27 de novembro de 2024 (Brasil) geraram retornos anormais nas taxas cambiais, no risco soberano (CDS 5Y – CDS de 5 anos de vencimento) e nas taxas de juros (nas curvas de 2, 5 e 10 anos)? E, (2) se sim, a que ponto se diferem a magnitude e o sinal dessas reações no caso dos dois países?

O objetivo geral, portanto, é medir e comparar, em curtos períodos, os efeitos desses dois anúncios na taxa de câmbio e no risco soberano. Especificamente, essas medições dar-se-ão por: (i) medir o AR_0 (retorno anormal por país no dia do evento – *abnormal return*) e o CAR (retorno anormal acumulado por país – *cumulative abnormal return*) para as taxas de câmbio BRL/USD e GBP/USD; (ii) quantificar as respostas do CDS de 5 anos (CDS 5Y) e dos retornos dos títulos soberanos (2, 5 e 10 anos); e (iii) avaliar a significância com testes adequados para amostras pequenas (Teste de *Rank* de Corrado, Teste do Sinal – *Sign Test* de Cowan e *wild bootstrap*).

1.3. ESTRUTURA DO TRABALHO

Este Trabalho de Formatura está organizado em seis capítulos, de forma a conduzir o leitor desde a contextualização do problema até as principais conclusões e implicações dos resultados.

O capítulo 1 apresenta o problema de pesquisa, as perguntas centrais e as hipóteses a serem testadas, bem como os objetivos gerais e específicos do estudo. Também discute a relevância de analisar anúncios fiscais recentes no Brasil e no Reino Unido, posicionando o trabalho no contexto mais amplo da literatura sobre política fiscal, risco soberano e mercados financeiros.

O capítulo 2 desenvolve a Revisão da Literatura, estruturada em dois grandes eixos. No aspecto econômico, são discutidos os conceitos de Dominância Fiscal, interação entre política fiscal e monetária, credibilidade e qualidade institucional, bem como os canais pelos quais anúncios fiscais afetam taxa de câmbio, *spreads* de crédito soberano e curva de juros. No aspecto estatístico, são apresentados o arcabouço de estudos de eventos aplicado a ativos financeiros, os testes não paramétricos de Corrado (*Rank Test*) e de Cowan (*Sign Test*), além do uso de *wild bootstrap* como ferramenta de reamostragem para inferência robusta em amostras pequenas e com possíveis violações de normalidade.

O capítulo 3 descreve o contexto empírico dos anúncios fiscais de 2024 no Reino Unido e no Brasil. Inicialmente, são discutidas as razões para a escolha das datas e dos eventos, enfatizando a relevância comparativa entre o *Autumn Budget 2024* ("Orçamento de Outono 2024") britânico e o pacote fiscal brasileiro. Em seguida, detalham-se as principais medidas

anunciadas em cada país, seus objetivos declarados, a forma de comunicação adotada, e a reação qualitativa imediata dos mercados, encerrando com uma análise comparativa que destaca semelhanças e diferenças em termos de desenho das políticas, credibilidade percebida e sensibilidade dos investidores.

O capítulo 4 apresenta a Metodologia empregada. Nele, são descritos o desenho de estudo de eventos adotado, o conjunto de variáveis analisadas (incluindo taxa de câmbio, *spreads* de CDS – *Credit Default Swap* soberano, curva de juros e índices acionários), as fontes de dados, e o período amostral. São definidas as janelas de estimação e de evento, bem como as janelas alternativas utilizadas em testes de robustez. O capítulo também explicita as técnicas estatísticas e econométricas aplicadas para o cálculo de retornos anormais (*AR* – "*abnormal returns*") e retornos anormais acumulados (*CAR* – "*cumulative abnormal returns*"), além da forma de implementação dos testes de significância (*Rank Test* de Corrado, *Sign Test* de Cowan e *wild bootstrap*) e das regressões utilizadas para explorar o papel de características fiscais e institucionais.

O capítulo 5 reúne os Resultados e Discussões. Primeiramente, são apresentados os resultados descritivos e as estimativas de reações anormais dos mercados de câmbio, dívida soberana e ações em torno dos anúncios fiscais, tanto para o Brasil quanto para o Reino Unido, comparando magnitudes, sinais e significância estatística entre diferentes ativos e janelas de análise. Em seguida, são expostos testes de robustez, incluindo placebos temporais e análises de variações idiossincráticas, com o objetivo de verificar se os movimentos observados são de fato associados aos anúncios. O capítulo avança para uma discussão das implicações teóricas dos achados, conectando os resultados à literatura sobre Dominância Fiscal, credibilidade, incerteza e formação de prêmios de risco, e finaliza sistematizando as respostas às hipóteses formuladas na Revisão da Literatura.

Por fim, o capítulo 6 apresenta a Conclusão. Nele são retomados os objetivos do trabalho, sintetizadas as principais evidências empíricas e discutida sua interpretação econômica à luz do arcabouço teórico desenvolvido. O capítulo destaca as contribuições do estudo para a compreensão de como anúncios fiscais específicos podem ser precificados, em janelas curtas, nos mercados de Brasil e Reino Unido, reconhece as principais limitações de dados e desenho empírico, e sugere caminhos para pesquisas futuras e para o aperfeiçoamento da comunicação e do desenho da política fiscal. Além dos capítulos, o trabalho é complementado por referências bibliográficas e anexos que reúnem tabelas, figuras e informações adicionais relevantes para a replicação e o aprofundamento das análises.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A revisão da literatura tem por objetivo construir o arcabouço conceitual que orienta todo o trabalho, organizando as contribuições teóricas que permitem interpretar a reação dos mercados a anúncios fiscais em janelas curtas de tempo. Nesta seção, são apresentados dois eixos complementares: o aspecto econômico, que discute como regimes fiscais, coordenação com a política monetária, credibilidade e qualidade institucional se traduzem em prêmios de risco e movimentos em câmbio, CDS (*Credit Default Swap*) e juros; e o aspecto estatístico, que aborda a escolha da metodologia de estudo de eventos e dos testes empregados para mensurar retornos anormais e avaliar sua significância. Em conjunto, esses dois eixos fornecem a base necessária para derivar as hipóteses do estudo e para ler os resultados empíricos de forma coerente com a literatura existente.

2.1. ASPECTO ECONÔMICO

O aspecto econômico da Revisão da Literatura aprofunda os mecanismos pelos quais a política fiscal e sua interação com a política monetária afetam a taxa de câmbio, o risco soberano e a estrutura a termo da taxa de juros. Nesta subseção, são discutidos conceitos como regimes fiscais Ricardianos e não-Ricardianos, Dominância Fiscal, solvência intertemporal e formação de prêmios de risco, bem como o papel da credibilidade fiscal, da qualidade institucional e da forma de comunicação das medidas na reação dos investidores. Ao sistematizar esses canais teóricos, o texto estabelece os fundamentos que permitem antecipar sinais e magnitudes esperadas para as reações de Brasil e Reino Unido, servindo de ponte entre a contextualização empírica dos anúncios fiscais e a estratégia de identificação adotada nas seções metodológicas posteriores.

2.1.1. Entendimento sobre política fiscal e monetária

A relação entre anúncios fiscais, a taxa de câmbio e o risco de títulos soberanos é estruturada primordialmente por dois eixos teóricos.

O primeiro eixo trata-se da interação entre a política fiscal e a política monetária, nas quais a solvência inter-periódica do governo condiciona a efetividade do controle de preços e a determinação propriamente dita do nível de preços. Estudiosos como Sargent e Wallace (1981) e Canzoneri et al. (2001) evidenciam que, em um regime de Dominância Fiscal (*Fiscal*

Dominance – FD), parte do ajuste de choque de preços recai sobre a inflação e a taxa cambial, com implicações não triviais em cima do repasse pela política monetária. Nesse regime, a política fiscal se torna a âncora nominal, e o nível de preços se ajusta para garantir a solvência fiscal (FIALHO; PORTUGAL, 2005).

A teoria da Dominância Fiscal é remanescente do conceito de "Aritmética Monetária Desagradável" (*Unpleasant Monetarist Arithmetic*) de Sargent e Wallace (1981), que especulavam que países industriais importantes já exibiam essa "liderança fiscal". Modelos que focam no mecanismo fiscal-monetário, como a "Teoria Fiscal do Nível de Preços" (*Fiscal Theory of Price Levels* – FTPL), identificam o efeito riqueza da dívida governamental como um canal adicional de influência fiscal sobre a inflação (KWON et al., 2006). Quando a dívida não é totalmente respaldada por futuros superávits primários, surge a preocupação com a monetização da dívida (MENDONÇA; TOSTES, 2015), o que aumenta as expectativas inflacionárias e a taxa de juros de longo prazo, reduzindo a demanda por moeda e elevando o nível de preços.

O segundo eixo tem relação com a distinção entre regimes Ricardianos e não-Ricardianos, articulada em contribuições subsequentes, que enfatizam a necessária coordenação entre regras fiscais e metas monetárias para a estabilidade macroeconômica (BLANCHARD, 2004).

No regime Ricardiano, a autoridade fiscal assegura o pleno respaldo da dívida, comprometendo-se a elevar futuros impostos ou reduzir gastos, de modo que o valor presente da dívida seja igual ao valor presente descontado dos futuros superávits fiscais. Nesses regimes, a política monetária serve como a âncora nominal. Já no regime não-Ricardiano, a dívida não é totalmente financiada pela autoridade fiscal. O desfinanciamento pode levar à monetização ou, em modelos mais recentes, o governo é forçado ao *default* (MIRKOV et al., 2022).

A chave para entender, portanto, a relação entre os choques de política e a taxa de câmbio reside no regime fiscal em vigor. Em um regime Ricardiano, choques monetários contracionistas ou choques fiscais expansionistas tendem a apreciar a moeda doméstica (ALBEROLA et al., 2021). No entanto, se o regime for não-Ricardiano (ou FD – *Fiscal Dominance*, Dominância Fiscal), o efeito é invertido: um choque contracionista ou expansionista pode levar à depreciação da moeda. Essa resposta não convencional ocorre porque, nesse regime, a sustentabilidade da dívida e o risco soberano (*default risk*) passam a ser os fatores dominantes. Um choque de aperto monetário (aumento da taxa de juros) pode, paradoxalmente, levar à depreciação real porque aumenta o custo do serviço da dívida, elevando o prêmio de risco e a probabilidade de *default* (BONAM; LUKKEZEN, 2018).

A deterioração dos fundamentos fiscais, como altos déficits e dívida/PIB, eleva o risco percebido (*sovereign risk*) (HILSCHER; NOSBUSCH, 2010), o qual é capturado por *spreads* de títulos e CDS (*Credit Default Swap*). Essa preocupação com o risco soberano impulsiona o prêmio de risco cambial (*currency risk premium*), afetando a reação da taxa de câmbio. O risco soberano pode, por sua vez, elevar os custos de financiamento para o setor privado, criando um "canal de risco soberano" que amplifica choques e, em condições extremas (como o limite inferior zero das taxas de juros), pode exacerbar problemas de indeterminação, tornando as crenças do setor privado autorrealizáveis (CORSETTI et al., 2013).

A literatura empírica sugere que a sensibilidade do risco soberano a políticas fiscais é contingente e se intensifica em tempos de crise ou risco elevado (BONAM; LUKKEZEN, 2018; BEQIRAJ et al., 2021). Em períodos de alto estresse soberano, os *spreads* tendem a aumentar em resposta a choques fiscais expansionistas, pois os investidores precificam mais intensamente o risco fiscal.

A credibilidade fiscal e a qualidade institucional desempenham um papel central (HILSCHER; NOSBUSCH, 2010; RAMÍREZ-RONDÁN et al., 2023). Instituições sólidas e regras fiscais críveis limitam a monetização da dívida (BODEA et al., 2019) e são cruciais para que a política monetária preserve sua independência e a estabilidade de preços. Em países com alta dívida, o risco de uma "armadilha dívida-inflação" é significativo, onde o aumento das expectativas inflacionárias eleva as taxas de juros nominais, aumentando a dívida e, por sua vez, realimentando as expectativas inflacionárias.

2.1.2. Entendimento sobre a taxa de câmbio

No escopo da taxa de câmbio, a literatura documenta que a resposta cambial a choques de política é dependente do regime. Em contextos de restrição fiscal e credibilidade frágil, choques fiscais expansionistas podem levar à depreciação da moeda, um resultado "não convencional" que surge quando os agentes atualizam a probabilidade de futura monetização da dívida ou de tributação distorcida, elevando o prêmio de risco (LUPORINI, 2001).

A evidência que integra o risco soberano e a taxa de câmbio indica que o componente fiscal do prêmio de risco cambial ganha peso em estados de natureza com espaço fiscal reduzido e dívida alta, o que amplifica a sensibilidade da taxa de câmbio a notícias fiscais (ALBEROLA et al., 2021; MIRKOV et al., 2022). Nesse cenário, um choque contracionista da política monetária ou um choque fiscal expansionista (aumento do déficit) tende a depreciar a moeda doméstica em vez de apreciá-la. Essa inversão de sinal deve-se ao fato de que a preocupação

do mercado com a sustentabilidade da dívida aumenta (BONAM; LUKKEZEN, 2018), e choques de política que elevam o custo de serviço da dívida ou a probabilidade de *default* resultam em depreciação (BLANCHARD, 2004).

Em períodos de alto estresse soberano, os *spreads* (como os CDS) aumentam significativamente em resposta a choques fiscais expansionistas (BEQIRAJ et al., 2021). A incerteza relacionada à dívida futura pode aumentar tanto os spreads de CDS de 5 anos quanto os de 10 anos, indicando que a incerteza fiscal é um problema para a avaliação do risco soberano (MONTES; SOUZA, 2020).

Além da fragilidade dos fundamentos fiscais (déficit, dívida/PIB), a credibilidade e a qualidade institucional são cruciais para modular essa dinâmica. A falta de credibilidade fiscal pode gerar o problema de Dominância Fiscal (MENDONÇA; TOSTES, 2015), onde a possibilidade de monetização da dívida aumenta, criando altas expectativas inflacionárias e a potencial perda de controle sobre a inflação. A credibilidade fiscal reflete a expectativa do mercado sobre a capacidade do governo de manter o equilíbrio orçamentário e a sustentabilidade da dívida (MONTES; SOUZA, 2020; MONTES; COSTA, 2020), sendo um fator chave para melhorar a percepção de risco soberano. Ainda assim, choques fiscais expansionistas só levam a uma depreciação da moeda se houver uma percepção de que a dívida não está totalmente respaldada por futuros superávits.

Em resumo, a taxa de câmbio atua como um barômetro sensível à credibilidade fiscal percebida (AMATO; TRONZANO, 2000; MENDONÇA; TOSTES, 2015). Quando essa credibilidade é baixa ou os fundamentos se deterioram, choques fiscais levam a uma depreciação cambial, pois o risco soberano se torna o canal de transmissão dominante, superando os canais macroeconômicos tradicionais.

2.1.3. Entendimento sobre a credibilidade fiscal e o canal da comunicação na reação do mercado

A literatura associa a credibilidade fiscal com menor incerteza macroeconômica e maior efetividade da política monetária. Mendonça e Tostes (2015) documentam que aumentos na credibilidade fiscal reduzem a sensibilidade da inflação a choques e sustentam a ancoragem das expectativas.

Em um ambiente de metas de inflação, uma alta credibilidade fiscal é significativa para reduzir o *passthrough* da taxa de câmbio para a inflação e para as expectativas de inflação, especialmente atenuando a transmissão para os preços administrados, onde o papel do governo

é mais proeminente. Essa redução é um instrumento importante para aumentar a eficiência da política monetária, permitindo um melhor controle da inflação com custos sociais mais baixos.

Em suma, o compromisso do governo com uma dívida pública sustentável, e a consequente credibilidade fiscal, é significativo para reduzir o impacto do *passthrough* cambial nas expectativas de inflação e, consequentemente, na própria inflação.

Na ligação entre credibilidade e percepção de risco soberano, Montes e Costa (2020) propõem uma medida sintética de *rating* de crédito e mostram que a avaliação de sustentabilidade e de esforço fiscal ajuda a explicar as variações na percepção de risco. A credibilidade fiscal reflete a capacidade do governo de manter o equilíbrio orçamentário e a dívida pública sustentável. Essa credibilidade, ou a crença do mercado no comprometimento do governo, é crucial para evitar um aumento nas taxas de juros de longo prazo e mitigar o risco de insolvência.

Esses resultados se alinham com a ideia de que anúncios que reforçam a solvência esperada tendem a reduzir os prêmios de risco, enquanto anúncios percebidos como frágeis provocam o movimento oposto. Especificamente, melhorias na credibilidade fiscal são ainda mais importantes quando os níveis de risco soberano são mais altos (MONTES; SOUZA, 2020), e a credibilidade pode ser usada como um indicador avançado da percepção de risco soberano obtida pelas agências de *rating*.

Além disso, a forma como a política é comunicada é também um determinante relevante da reação do mercado. As evidências experimentais e de campo sugerem que a linguagem, o enquadramento (*framing*) e a granularidade da informação alteram os modelos mentais dos agentes, com efeitos econômicos mensuráveis nas expectativas e decisões (ANDRE et al., 2022). Grande parte do desacordo nas expectativas macroeconômicas deve-se à heterogeneidade nos modelos subjetivos que os agentes utilizam para entender o funcionamento da economia, não apenas devido a diferenças na informação recebida.

Para anúncios fiscais, a clareza na apresentação de metas, regras e caminhos de consolidação tende a reduzir a dispersão de crenças e a volatilidade em janelas curtas, enquanto narrativas ambíguas aumentam a incerteza e podem exacerbar o prêmio de risco, mesmo que os parâmetros "sólidos" do pacote não difiram muito (MINESSO et al., 2022).

- **Incerteza e Risco:** a incerteza econômica tem um impacto negativo nas classificações de crédito soberano (RAMÍREZ-RONDÁN et al., 2023). A maior incerteza sobre as políticas fiscais futuras (a falta de clareza) pode aumentar a assimetria de informação e o problema de agência, resultando em um prêmio de risco mais alto;

- **Aprovação Legislativa e Credibilidade:** a credibilidade da comunicação é crucial. Para economias de mercado emergentes, os *spreads* soberanos tendem a cair significativamente apenas quando as medidas de austeridade são aprovadas pelo legislativo (congresso ou parlamento), e não apenas anunciadas pelo executivo (DAVID et al., 2022). Esse resultado destaca que os investidores reagem principalmente às propostas de austeridade após a aprovação, o que sinaliza um maior compromisso com a implementação da política;
- **Qualidade Institucional:** o efeito da incerteza é mitigado por instituições políticas sólidas. Instituições políticas fortes obrigam o governo a se comprometer de forma crível com políticas que favoreçam a estabilidade e o crescimento, reduzindo o impacto de ambientes incertos (RAMÍREZ-RONDÁN et al., 2023). A melhoria institucional leva os mercados a reduzirem sua avaliação de risco, e déficits individuais são menos importantes em países com melhores instituições, pois os mercados acreditam que esses déficits não são impulsionados por um viés sistemático (HALLERBERG; WOLFF, 2008). A qualidade institucional mais alta pode melhorar a credibilidade do banco central e a eficácia das políticas (ATENCIO; MENDOZA, 2025).

Assim, as evidências sugerem que a forma como uma política é comunicada – por exemplo, se as implicações do lado da demanda ou do lado da oferta são enfatizadas – pode alterar substancialmente o seu efeito nas expectativas individuais. Para os formuladores de políticas, a evidência implica que a maneira como comunicam uma política pode afetar as expectativas de forma causal.

2.1.4. Validação para o estudo desenvolvido

A partir dessas ideias, derivam-se hipóteses testáveis com sinais esperados e justificativa econômica.

A primeira hipótese é a de que, quando um anúncio é percebido como pró-solvência, a reação imediata tende a ser a apreciação da moeda – o que implica um *CAR* (retorno anormal acumulado – *cumulative abnormal return*) negativo na taxa de câmbio (dado que o câmbio é medido em moeda doméstica por unidade de Dólar) –, e a compressão do risco soberano, o que implica uma queda no spread de CDS (*Credit Default Swap*), à medida que o prêmio exigido pelos investidores diminui (CANZONERI et al., 2001; AUGUSTIN et al., 2022).

A segunda hipótese versa sobre o fato de que, em países com maior qualidade institucional, as reações de nível na taxa de câmbio e no spread de CDS tendem a ser mais contidas e menos persistentes, uma vez que instituições fortes dão suporte às expectativas e reduzem a incerteza (ALBEROLA et al., 2021; MIRKOV et al., 2022)

Por fim, a terceira hipótese aborda que a comunicação tecnocrática, com objetivos e regras claras, está associada a um menor aumento na volatilidade e a uma reprecificação menos adversa. Em contraste, narrativas ambíguas aumentam a dispersão das crenças e a volatilidade (ANDRE et al., 2022; MINESSO et al., 2022). A incerteza (e a falta de clareza) sobre as políticas fiscais futuras pode aumentar a assimetria de informação e elevar o prêmio de risco (BASTIDA et al., 2016).

Assim, oferece evidências comparativas, referentes à precificação de anúncios fiscais em duas economias com arranjos institucionais distintos, integrando a credibilidade fiscal e a qualidade institucional na interpretação de janelas curtas.

2.2. ASPECTO ESTATÍSTICO

A avaliação do impacto de anúncios fiscais em janelas curtas requer uma metodologia que consiga isolar o efeito da nova informação no preço dos ativos, comparando os retornos observados com o que seria esperado na ausência do evento. Para isso, o estudo adota a abordagem de Estudo de Evento (*Event Study*), utilizando o Modelo de Mercado (*Market Model*) para calcular os retornos anormais e testes de significância robustos (não-paramétricos).

A aplicação da metodologia de estudo de eventos busca medir o efeito da chegada de informações sobre os preços dos ativos, testando a hipótese de que a informação afeta o valor das ações, em média, entre empresas com eventos semelhantes (CAMPBELL et al., 2010).

O método é particularmente adequado para este trabalho por permitir a identificação da reação dos preços dos ativos à chegada de informações novas e inesperadas em janelas temporais curtas, sendo pertinente para o contraste entre anúncios fiscais em países com perfis econômicos e institucionais distintos, como o Brasil e o Reino Unido.

2.2.1. Racional para testes não-paramétricos

No contexto de estudos de eventos, a premissa subjacente aos testes paramétricos tradicionais (como o teste t) é a normalidade da distribuição dos retornos. No entanto, a literatura tem consistentemente documentado que amostras de retornos de ações, especialmente

aquelas provenientes de mercados não americanos ou multi-países, exibem desvios substanciais da distribuição normal (CAMPBELL et al., 2010).

Os retornos anormais individuais e de portfólio apresentam frequentemente assimetria positiva e caudas pesadas (*fat-tails*), sendo o excesso de curtose e a assimetria marcadamente maiores do que o reportado em amostras dos EUA (CAMPBELL et al., 2010). Essa não-normalidade é um fator crítico, pois o teorema do limite central implica que o poder do teste t , em grandes amostras, dependerá da média e da variância da distribuição de retornos, mas não de sua forma, o que pode ser problemático.

Diante de dados com distribuição inadequada (*ill-behaved data*), os testes não-paramétricos são naturalmente mais atrativos. Simulações mostram que testes não-paramétricos, como o Teste de Postos (*Rank Test*) de Corrado (1989) e o Teste do Sinal Generalizado (*Generalized Sign Test*) de Cowan (1992), são mais poderosos do que os testes paramétricos comuns, especialmente em janelas de múltiplos dias. Isso porque, ao se trabalhar com dados financeiros diários, os retornos frequentemente:

- Não seguem distribuição normal;
- Apresentam alta curtose e forte assimetria;
- Exibem heterocedasticidade e *clusters* de volatilidade;
- Sofrem com n pequeno, quando o choque investigado é único.

Por isso, métodos não-paramétricos e baseados em reamostragem ganharam destaque, pois relaxam suposições de normalidade e independência. Campbell et al. (2010) demonstram, por meio de extensas simulações internacionais, que testes paramétricos tradicionais podem ter baixa potência e alta taxa de rejeições espúrias em mercados com retornos não normais. Nesse sentido, os autores mostram que testes como Corrado (1989) e Cowan (1992), por dependerem apenas da ordenação ou do sinal dos retornos, são mais estáveis sob distribuições distorcidas.

2.2.2. Teste de Postos (*Rank Test*) de Corrado (1989)

O teste de Corrado (1989) é um teste não-paramétrico de postos que avalia o desempenho anormal dos preços dos títulos, cuja motivação central é evitar pressupostos sobre normalidade dos retornos. Ao trabalhar apenas com a posição relativa de cada retorno dentro de sua série histórica, o método é robusto a *outliers*, heterocedasticidade e assimetrias. Ele é considerado superior ao teste t paramétrico para um amplo espectro de distribuições de retornos de títulos

com caudas pesadas, e é mais robusto a desvios de variância induzidos pelo evento do que os testes paramétricos.

2.2.2.1. Formulação geral

O Teste de Postos (*Rank Test*) transforma a série temporal de retornos anormais de cada título em seus respectivos postos (*ranks*).

O procedimento de postos (ranqueamento) transforma a distribuição dos retornos em excesso em uma distribuição uniforme sobre os possíveis valores de postos, independentemente da assimetria na distribuição original. Desse modo, considera-se, para cada ativo i , sua série de retornos na janela de estimação + janela de evento, produzindo T observações totais, definindo-se:

- $k_{i,t}$: posto do retorno do ativo i no dia t (menor retorno = 1; maior retorno = T , e havendo empate houver, Corrado (1989) usa o posto médio dos *ranks* empatados)
- \bar{k} : média esperada dos postos sob a hipótese nula, dada por:

$$\bar{k} = \frac{T + 1}{2} \quad (1)$$

O teste compara $k_{i,0}$ (posto do ativo i no dia do evento) e \bar{k}_0 (média dos postos no evento) com a média esperada de postos sob H_0 , sendo que:

$$\begin{cases} \text{Se } \bar{k}_0 < \bar{k}, \text{ retornos dos eventos estão entre os menores da distribuição} \\ \text{Se } \bar{k}_0 > \bar{k}, \text{ retornos dos eventos estão entre os maiores da distribuição} \end{cases}$$

Para o dia $t = 0$ (dia do evento), o estatístico do teste é definido como:

$$t_{rank} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (k_{i,0} - \bar{k})}{s_k} \quad (2)$$

Onde:

- $k_{i,0}$: posto do retorno do ativo i no dia do evento;
- s_k : desvio padrão amostral dos postos médios obtidos na janela de estimação;

- N : número de ativos/títulos na amostra.

A hipótese nula indica que $k_{i,0}$ segue a mesma distribuição de postos da janela de estimação, isto é, o retorno do evento não é diferente dos retornos normais do ativo (o evento não afeta estatisticamente o retorno; a média dos postos no dia do evento é igual ao valor esperado; o evento não altera o comportamento dos retornos). Já a hipótese alternativa diz que $k_{i,0}$ difere da distribuição de postos da janela de estimação, ou seja, o retorno no evento ocupa um posto anormalmente alto ou baixo, indicando impacto estatístico do evento (a média dos postos no dia do evento difere do valor esperado).

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: E[k_{i,0}] = \bar{k} \Leftrightarrow t_{rank} = 0 \\ H_1: E[k_{i,0}] \neq \bar{k} \Leftrightarrow t_{rank} \neq 0 \left\{ \begin{array}{l} H_1^{(+)}: E[k_{i,0}] > \bar{k} \Leftrightarrow t_{rank} > 0 \\ H_1^{(-)}: E[k_{i,0}] < \bar{k} \Leftrightarrow t_{rank} < 0 \end{array} \right. \end{array} \right.$$

Sob a hipótese nula de que não há desempenho anormal, espera-se que um posto do dia zero seja extraído de uma distribuição uniforme, e o estatístico de postos converge para a distribuição normal padrão à medida que o número de títulos no portfólio (N) aumenta (CORRADO, 1989).

2.2.2.2. Adequação ao estudo

O teste de Corrado é adequado, pois independe da distribuição dos retornos, mantém boa potência mesmo com amostras pequenas (CORRADO, 1989), e é altamente recomendado por estudos comparativos como Campbell et al. (2010), que identificam o teste de postos como um dos mais confiáveis em janelas curtas e mercados com retornos não normais.

2.2.3. Teste de Sinal Generalizado (*Generalized Sign Test*) de Cowan (1992)

Cowan (1992) desenvolve um teste baseado no sinal dos retornos anormais, comparando a proporção de retornos positivos ou negativos no evento com a proporção habitual observada na janela de estimação.

Diferentemente do teste de sinais simples, o teste generalizado corrige para dias sem negociação, heterogeneidade na quantidade de observações por ativo e frequência empírica de sinais na estimação, que raramente é 50%.

2.2.3.1. Formulação geral

A fração esperada de retornos anormais para ter um determinado sinal, calculada a partir do período de estimação, é dada por:

$$\hat{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{M_i} \sum_{t \in \text{est}} S_{it} \right) \quad (3)$$

Onde:

- $S_{it} = 1$ se o retorno anormal for positivo, ou 0 caso contrário;
- M_i : número de retornos não faltantes (ou observações não nulas) no período de estimação para o ativo i ;
- N : número de ativos/títulos na amostra.

O estatístico utiliza a aproximação normal de uma distribuição binomial com o parâmetro \hat{p} , dado por:

$$Z_G = \frac{\omega - N\hat{p}}{\sqrt{N\hat{p}(1 - \hat{p})}} \quad (4)$$

Onde:

- ω : número de ativos na data do evento ou na janela do evento que apresentam retorno com o sinal do teste;
- N : número de ativos/títulos na amostra.

A hipótese nula afirma que, no dia do evento, a proporção de retornos positivos (ou negativos) é igual à proporção que normalmente ocorre em condições normais, antes do evento, isto é, a fração de retornos anormais no dia zero que possuem um sinal particular é igual à fração que se espera ter esse sinal. Isso significa que o evento não alterou o comportamento dos retornos, o número de retornos positivos ou negativos observado naquele dia especial é

compatível com o padrão histórico, e nada de anormal aconteceu: o mercado se comportou como sempre. Já a hipótese alternativa afirma que, no dia do evento, a proporção de retornos positivos (ou negativos) mudou de maneira anormal em relação ao padrão histórico, ou seja, ou houve mais retornos positivos do que o normal (possível impacto positivo do evento), ou houve mais retornos negativos do que o normal (possível impacto negativo do evento), e o padrão de sinais se deslocou, indicando que o evento mexeu com o mercado.

$$\begin{cases} H_0: Z_G = 0 \Leftrightarrow \omega = N\hat{p} \\ H_1: Z_G \neq 0 \Leftrightarrow \omega \neq N\hat{p} \begin{cases} H_1^{(+)}: Z_G > 0 \Leftrightarrow \omega > N\hat{p} \\ H_1^{(-)}: Z_G < 0 \Leftrightarrow \omega < N\hat{p} \end{cases} \end{cases}$$

2.2.3.2. Adequação ao estudo

O *Sign Test* não exige hipótese de simetria dos retornos, mantém boa especificação mesmo com dados muito não normais (COWAN, 1992), e é um dos métodos mais estáveis em amostras pequenas, conforme simulações internacionais (CAMPBELL et al., 2010).

2.2.4. *Wild Bootstrap*

Em estudos de eventos, as técnicas de reamostragem (como o *bootstrap*) são utilizadas para obter p-valores e intervalos de confiança em janelas acumuladas.

A abordagem de simulação pioneira de Brown e Warner (1980, 1985) se assemelha a uma simulação Monte Carlo, mas ao invés de extrair de uma distribuição de probabilidade teórica, as observações são extraídas aleatoriamente de dados reais. Esse método permite avaliar a precisão (*specification*) e o poder (*power*) dos testes estatísticos.

Assim, o *wild bootstrap* é uma técnica de reamostragem desenvolvida para lidar com heterocedasticidade, assimetrias, dependência condicional e n pequeno. Ao contrário do *bootstrap* padrão, ele combina os resíduos estimados a multiplicadores aleatórios que preservam a estrutura de variância condicional, o que o torna especialmente útil em dados financeiros. Isso significa que o *wild bootstrap* torna-se uma técnica de reamostragem que é usada para obter p-valores e intervalos de confiança mais robustos, especialmente em cenários onde a distribuição subjacente dos dados é desconhecida ou não segue a normalidade, característica inerente aos retornos anormais.

2.2.4.1. Formulação geral

Seja o modelo:

$$R_t = \hat{E}[R_t] + \hat{\varepsilon}_t \quad (5)$$

Onde:

- R_t : retorno observado no dia t , diretamente calculado a partir dos dados;
- $\hat{E}[R_t]$: estimativa do retorno normal/esperado no dia t , obtido pelo modelo de mercado na janela de estimação;
- $\hat{\varepsilon}_t$: resíduo estimado, sendo a diferença entre o retorno observado e o retorno normal estimado.

O passo de *bootstrap* consiste, então, em gerar séries sintéticas:

$$R_t^* = \hat{E}[R_t] + \eta_t \hat{\varepsilon}_t \quad (6)$$

Onde:

- R_t^* : retorno sintético gerado pelo *wild bootstrap*, sendo a reconstrução de um retorno possível do ativo se repetíssemos o mundo, mantendo a estrutura de volatilidade original;
- η_t : multiplicadores aleatórios com média zero e variância um (por exemplo, distribuição de Mammen, Rademacher, ou normal padronizada), sorteados a cada dia t .

2.2.4.2. Adequação ao estudo

Campbell et al. (2010) argumentam que, dado o forte desvio da normalidade documentado nos retornos internacionais, abordagens baseadas em reamostragem fornecem inferência mais correta, especialmente em janelas de evento muito curtas, amostras pequenas e séries altamente assimétricas ou com caudas pesadas.

Assim, o *wild bootstrap* para inferência estatística (p-valores e intervalos de confiança) é o padrão adequado para analisar movimentos de ativos em janelas curtas, mitigando os problemas de distribuição que afetam os testes paramétricos em finanças empíricas.

3. ANÚNCIOS FISCAIS DE 2024 NO REINO UNIDO E NO BRASIL

Como apresentado na revisão da literatura, anúncios fiscais rotineiramente reorganizam as expectativas do mercado em relação à trajetória da dívida de um país, sua capacidade de gerar superávits primários e a coordenação com a política monetária. Esses eventos geram reflexos imediatos nos preços dos ativos, notadamente na taxa de câmbio, nos prêmios de risco soberano (CDS – *Credit Default Swap*) e na estrutura a termo da curva de juros.

O estudo de caso comparativo entre o Reino Unido (uma economia avançada com alta credibilidade institucional) e o Brasil (uma economia emergente com desafios fiscais percebidos) é explicitamente motivado por essa literatura, buscando investigar como essas características condicionam a reação do mercado.

A seleção dos dias 30 de outubro de 2024 (Reino Unido) e 27 de novembro de 2024 (Brasil) como foco desta análise não é aleatória; ela é ditada pela rigorosa metodologia de "Estudo de Evento" empregada. Essa abordagem, baseada em Campbell et al. (2010), é projetada para isolar e medir o impacto de informações novas e inesperadas (o "evento") nos preços dos ativos, calculando o retorno anormal (*AR* – "*abnormal return*") – a diferença entre o retorno observado e o retorno esperado na ausência do evento.

Os dois dias marcam anúncios fiscais discretos, amplamente antecipados e com forte cobertura da imprensa, que condensam, em um único evento de informação, mudanças relevantes na trajetória de gastos, receitas e regras fiscais de cada país. Isso é exatamente o que se procura em um estudo de evento: um choque de informação relativamente bem delimitado no tempo, com potencial para alterar expectativas sobre dívida pública, inflação, crescimento e política monetária, e, portanto, afetar preços de ativos e prêmios de risco.

No Reino Unido, 30 de outubro de 2024 foi a data em que a então Chanceler do Tesouro Rachel Reeves apresentou o "*Autumn Budget 2024*" ("Orçamento de Outono 2024"), descrito pelo próprio Tesouro como um orçamento para "consertar as fundações" da economia, com um pacote significativo de alta de impostos, novas regras fiscais e aumento de investimento público. Segundo o documento oficial, publicado pelo *HM Treasury* (*His Majesty's Treasury* – "Tesouro de Sua Majestade") na mesma data, o orçamento elevou a carga tributária projetada para um nível recorde em tempos de paz, fixou novas metas para déficit e dívida, e anunciou maiores gastos em saúde, educação e investimento de capital. A magnitude das medidas e o simbolismo de ser o primeiro grande orçamento apresentado por um novo governo do Partido Trabalhista em 14 anos fizeram com que esse dia se tornasse um ponto focal para reprecificação de risco

em Libra (GBP), "*gilts*" (*gilt-edged securities* – títulos soberanos do governo britânico) e ações britânicas.

No Brasil, 27 de novembro de 2024 foi a data escolhida pelo então Ministro da Economia Fernando Haddad para anunciar, em cadeia nacional, o chamado "Pacote de Corte de Gastos", que combina medidas de contenção de despesas obrigatórias com uma elevação substancial da faixa de isenção do Imposto de Renda para pessoas físicas. De acordo com reportagem da CNN Brasil intitulada "Haddad anuncia pacote de R\$ 70 bi, isenção de IR até R\$ 5 mil e taxa superior a R\$ 50 mil", do próprio dia 27/11/2024, o pacote foi apresentado como uma economia de R\$ 70 bilhões em dois anos, vinculada à preservação e à própria sustentabilidade da âncora fiscal do governo, o "Arcabouço Fiscal". Conforme relatado por fontes como a Folha, na matéria "Dólar fecha estável e Bolsa sobe, com expectativa por corte de gastos", de 26 de novembro de 2024, o mercado financeiro aguardava há aproximadamente cinco semanas por um pacote de contenção de despesas, vindo sendo adiado desde as eleições municipais de 2024. Com a meta de déficit zero para 2025 parecendo cada vez mais inatingível, a dívida pública em trajetória de "explosão", e um momento em que o Real já vinha se depreciando e os prêmios de risco subindo, o anúncio de 27 de novembro não era sobre política de longo prazo, mas sobre a solvência de curto prazo e a disposição do governo de tomar medidas corretivas, isto é, como peça crucial para avaliar a credibilidade do compromisso fiscal do governo Lula.

Do ponto de vista metodológico deste trabalho, portanto, 30/10/2024 e 27/11/2024 são dias em que houve um "choque de notícia fiscal" claro, com horário conhecido, forte antecipação e ampla repercussão, o que permite definir com precisão o dia 0 da janela de evento e investigar reações imediatas e de curtíssimo prazo dos mercados locais.

3.1. RELEVÂNCIA DA COMPARAÇÃO ENTRE OS ANÚNCIOS FISCAIS

A justaposição desses dois anúncios, embora separados por geografia e classificação econômica – um (Reino Unido) sendo uma economia desenvolvida (*developed market* – DM) com uma moeda de reserva, o outro (Brasil) sendo uma economia emergente (*emerging market* – EM) – é de profunda relevância analítica. A comparação transcende a simples observação de eventos coincidentes, oferecendo um estudo de caso sobre como os mercados de capitais precificam a credibilidade, a coerência e a transparência da política fiscal.

Ambos os anúncios representaram testes cruciais para governos que tentavam equilibrar promessas políticas de aumento de gastos sociais e investimento com a dura realidade da aritmética fiscal e da sustentabilidade da dívida. A análise de tais anúncios é fundamental, pois

as políticas fiscais impactam diretamente o mercado de capitais, a competitividade empresarial e a alocação de investimentos, sendo a previsibilidade um fator chave para investidores mútuos, como aqueles beneficiados pelo recente acordo de bitributação entre Brasil e Reino Unido.

O cerne desta análise comparativa reside no paradoxo entre o conteúdo da política e a reação do mercado. Como será detalhado, o Reino Unido anunciou um afrouxamento fiscal líquido – aumentando os gastos significativamente mais do que os impostos. O Brasil, por outro lado, anunciou um aperto fiscal líquido nominal, com cortes de gastos projetados superando o custo de uma nova renúncia fiscal.

Contudo, a reação do mercado foi inversamente proporcional à direção fiscal declarada. O Reino Unido, apesar do afrouxamento, evitou o pânico ao ser transparente sobre os dolorosos aumentos de impostos que o financiariam parcialmente. O Brasil, apesar de alegar um aperto, provocou um colapso de confiança ao misturar cortes não críveis com gastos populistas. Parte deste trabalho buscou investigar como que, na precificação do risco soberano no final de 2024, a credibilidade da comunicação e a coerência da política (o "como") provaram ser mais importantes do que o conteúdo numérico do anúncio (o "o quê"), conforme percebido também pelas notícias de mercado, a saber, "Rachel Reeves didn't scare the markets. But nor did she impress with a growth plan" ("Rachel Reeves não assustou os mercados. Mas também não impressionou com um plano de crescimento"), do *The Guardian* de 30 de outubro de 2024; e "Para o mercado financeiro, o pacote do governo virou um embrulho mal feito", do Neofeed de 27 de novembro de 2024.

Além disso, a escolha de anúncios de pacotes fiscais em vez de, por exemplo, dados macroeconômicos recorrentes ou declarações isoladas tem pelo menos três vantagens analíticas para o estudo da reação de mercado.

Em primeiro lugar, tanto o *Autumn Budget* britânico quanto o pacote fiscal brasileiro são eventos formais, acompanhados de documentos detalhados, projeções oficiais e avaliação de organismos independentes (OBR – *Office for Budget Responsibility*, "Escritório para Responsabilidade Orçamentária", no Reino Unido; no Brasil, análises de Instituições Fiscais Independentes – IFI, casas de *research* e imprensa especializada). Isso reduz a ambiguidade sobre o conteúdo da informação divulgada e facilita a identificação de quais aspectos do cenário fiscal mudaram aos olhos do mercado no dia do anúncio. No caso britânico, o *briefing* "*Autumn Budget 2024: A Summary*", da *House of Commons Library*, resume de forma sistemática o conjunto de medidas, as novas regras fiscais e os impactos projetados em déficit, dívida e crescimento. No Brasil, reportagens da Agência Brasil, do Senado Federal e de veículos como

CNN Brasil, Gazeta do Povo e Jota cumprem papel semelhante ao detalhar as medidas, sua motivação e o impacto fiscal estimado.

Em segundo lugar, ambos os eventos são comparáveis por natureza: tratam de pacotes fiscais com múltiplos instrumentos (impostos, benefícios, regras de gastos, programas sociais), anunciados como parte de uma estratégia de médio prazo para "arrumar as contas públicas", reforçar regras fiscais e criar espaço para políticas prioritárias. No Reino Unido, isso aparece na ênfase do Tesouro em novas regras para manter o déficit abaixo de 3% do PIB e garantir que a dívida caia em proporção ao PIB no quinto ano da projeção, ao mesmo tempo em que se aumenta o investimento público. No Brasil, o governo vincula repetidamente o pacote à necessidade de tornar viável o arcabouço fiscal, que estabelece metas de resultado primário e limites de crescimento real das despesas.

Por fim, em terceiro lugar, comparar um grande pacote fiscal em uma economia avançada com instituições fiscais maduras (Reino Unido) com um pacote em uma grande economia emergente com histórico de prêmios de risco mais voláteis (Brasil) é particularmente interessante para o objetivo da tese. A simetria de "tipo de evento" – anúncios fiscais amplos –, combinada com assimetrias institucionais e de credibilidade, permite investigar se choques similares em termos qualitativos geram reações diferentes em mercados com estruturas e históricos distintos, algo que é discutido por diferentes *think tanks* ao avaliar a resposta de *gilts*, da Libra e de ações britânicas de um lado, e do Real, curva de juros e Ibovespa de outro.

3.2. ANÚNCIO DE 30/10/2024 NO REINO UNIDO – *AUTUMN BUDGET 2024*

O *Autumn Budget 2024* foi o primeiro grande orçamento do governo trabalhista do Primeiro-Ministro Keir Starmer, com Rachel Reeves como Chanceler do Tesouro, após a vitória eleitoral de julho de 2024. O Reino Unido ainda enfrentava crescimento fraco, dívida pública elevada e cicatrizes da crise de confiança provocada pelo mini *budget* da ex-Primeira-Ministra Liz Truss em 2022, quando um pacote de cortes de impostos não financiados levou a uma disparada dos *yields* de *gilts* e obrigou o Banco da Inglaterra a intervir. Além disso, o país havia emergido de uma recessão superficial no segundo semestre de 2023, com a economia mostrando sinais modestos de crescimento na primeira metade de 2024 e um crescimento de 0,1% no quarto trimestre. A inflação havia recuado para 1,7% em setembro, notavelmente abaixo da meta de 2% do Banco da Inglaterra (BoE – *Bank of England*), impulsionando a renda real das famílias. No entanto, esse quadro macroeconômico mascarava uma estagnação mais profunda;

o PIB per capita permanecia estagnado e o desempenho dos serviços públicos havia atingido mínimos históricos.

No documento oficial "*Autumn Budget 2024*", o Tesouro informou que o OBR (*Office for Budget Responsibility* – "Escritório para Responsabilidade Orçamentária") projetava crescimento de 1,1% em 2024, acelerando para cerca de 2% em 2025, com uma combinação de inflação em queda, mas ainda acima da meta, e pressões de gasto em serviços públicos. Esse diagnóstico serviu de base para justificar tanto o aumento de impostos quanto a elevação de investimento público e gasto em saúde e educação.

A narrativa política do novo governo Trabalhista foi construída em torno da estagnação anterior, rotulada como uma "herança econômica sombria" e um "buraco fiscal" de £ 22 bilhões deixado pelos conservadores. A missão central declarada pela Chanceler Rachel Reeves era, portanto, reiniciar o crescimento econômico. Politicamente, o governo vinha sinalizando um "orçamento doloroso", com o Primeiro-Ministro falando em "decisões difíceis" e analistas antecipando um aumento de cerca de £ 40 bilhões em impostos ao longo do horizonte de previsão, como discutido em análises de consultorias fiscais e escritórios de contabilidade antes do orçamento. O mercado estava preparado para:

- **Aumentos de Impostos Seletivos:** A principal promessa de campanha foi a de não aumentar os impostos sobre "*working people*" (trabalhadores) – especificamente, o Imposto de Renda, o VAT (*Value Added Tax* – Imposto sobre Valor Agregado) ou as Contribuições Nacionais (NICs – *National Insurance Contributions*) dos funcionários. Portanto, a expectativa era de que os aumentos de receita viriam de impostos sobre a riqueza e as empresas, com foco no Imposto sobre Ganhos de Capital (CGT – *Capital Gains Tax*), Imposto sobre Herança (IHT – *Inheritance Tax*) e, o mais esperado, as NICs pagas pelos empregadores;
- **Novas Regras Fiscais:** havia forte especulação de que Reeves reescreveria as regras fiscais do Tesouro. A expectativa era de uma mudança para permitir mais empréstimos para investimento em infraestrutura, potencialmente alterando a métrica da dívida para criar mais espaço fiscal (*headroom*);
- **Fim da Austeridade:** uma promessa central do Partido Trabalhista era "nenhum retorno à austeridade", sinalizando aumentos reais nos gastos com serviços públicos, especialmente o Serviço Nacional de Saúde (NHS – *National Health System*).

3.2.1. Detalhamento do pacote fiscal

O orçamento entregue, intitulado "*Fixing the Foundations to Deliver Change*" ("Consertando as Bases para Entregar a Mudança"), foi de fato um evento fiscal sísmico. Analistas o descreveram como o "mais significativo em uma geração", confirmando um aumento dramático nos impostos, gastos e, consequentemente, nos empréstimos governamentais.

Em termos de desenho, o orçamento combinou três elementos principais: novas regras fiscais, um forte aumento da carga tributária, e expansão planejada de gastos e investimento público.

Nas regras fiscais, o *briefing* da *House of Commons Library* resume que o governo introduziu metas para que o déficit nominal não exceda 3% do PIB no quinto ano da projeção e para que a dívida líquida do setor público esteja em trajetória de queda nesse mesmo ponto, além de manter um teto para gastos com bem-estar social. Especificamente, elas eram:

- **Regra de Estabilidade (*Stability Rule*):** mover o orçamento corrente (gastos do dia a dia) para o equilíbrio, garantindo que o governo só tomaria empréstimos para investimento, não para despesas correntes;
- **Regra de Investimento (*Investment Rule*):** reduzir a dívida líquida financeira (*public sector net financial liabilities*) como proporção do PIB até o quinto ano da previsão.

Essas regras substituem o conjunto anterior e visam aumentar a previsibilidade e a credibilidade fiscal, ainda que à custa de manter o investimento público limitado por um "colete de força" fiscal, como criticou o NIESR (*National Institute of Economic and Social Research* – "Instituto Nacional de Pesquisa Econômica e Social").

Do lado tributário, a *House of Lords Library* detalha que o orçamento introduziu aumentos de impostos totalizando £ 40 bilhões, ou uma média de £ 36,2 bilhões por ano. As medidas principais, que foram amplamente transparentes, incluíram:

- **Contribuições Nacionais (NICs – *National Insurance Contributions*) dos Empregadores:** esta foi a medida fiscalmente mais significativa, elevou a alíquota de contribuição patronal para a seguridade. Como confirmado pelo Tesouro, a taxa de NICs paga pelos empregadores aumentaria de 13,8% para 15%. Mais impactante ainda

foi a redução do limite de isenção, que caiu de £ 9.100 para £ 5.000 por ano. Essa única medida foi projetada para arrecadar £ 25,7 bilhões por ano até 2029 / 2030;

- **Imposto sobre Ganhos de Capital (CGT – *Capital Gains Tax*):** aumentou as alíquotas de *capital gains tax* de imediato, a partir de 30 de outubro, das taxas de 10% e 20% para 18% e 24%, respectivamente, e especialmente sobre *carried interest* e vendas de ativos;
- **Imposto de Selo (SDLT – *Stamp Duty Land Tax*):** aumento da sobretaxa sobre a compra de imóveis adicionais de 3% para 5%, com efeito a partir do dia seguinte. Além disso, substituiu o regime de "*non-doms*" (*non-domiciled* – não-domiciliados) por um sistema baseado em residência;
- **Imposto sobre Herança (IHT – *Inheritance Tax*):** endureceu o regime de herança com extensão do congelamento de limiares até 2030 e da cobertura de fundos de pensão não gastos na morte, e introdução de limites a isenções para ativos agrícolas e empresariais;
- **Imposto sobre Valor Agregado (VAT – *Value Added Tax*):** o orçamento determinou que, a partir de 1 de janeiro de 2025, passaria a incidir VAT sobre mensalidades de escolas particulares, retirando benefícios fiscais dessas instituições.

Por outro lado, algumas medidas atenuaram parcialmente o aumento de impostos. Para mitigar o impacto severo do aumento das NICs sobre as pequenas empresas, o "*Employment Allowance*" (um crédito fiscal) foi aumentado de £ 5.000 para £ 10.500. Ademais, houve a extensão da redução temporária de 5 *pence* (£ 0,05) no imposto sobre combustíveis, e o compromisso de encerrar, em 2028, o congelamento dos limiares de imposto de renda e contribuição nacional, permitindo que voltem a crescer com a inflação. No agregado, o *Institute for Fiscal Studies* (IFS – "Instituto para Estudos Fiscais") estimou que o pacote de medidas elevaria a arrecadação em cerca de 36 a 40 bilhões de Libras por ano até o fim da década, levando a carga tributária a cerca de 38,2% do PIB em 2029 / 2030, um recorde em tempos de paz.

Do lado do gasto, o orçamento detalhou um vasto aumento, configurando o afrouxamento fiscal. O plano estabeleceu aumentos de gastos públicos de, em média, £ 69,5 bilhões por ano. Esse aumento foi ampliado por um impulso de £ 100 bilhões em investimento de capital adicional nos próximos cinco anos para "reconstruir a Grã-Bretanha", um aumento de £ 22,6 bilhões para o NHS (*National Health System* – "Sistema Nacional de Saúde") nos próximos dois anos e um crescimento médio real de 2,0% ao ano nos gastos departamentais do dia a dia.

O jornal *The Guardian* sintetiza que Reeves aumentou substancialmente o financiamento do NHS, com anúncio de mais de £ 22 bilhões em gasto corrente em saúde, além de £ 6,7 bilhões para investimento em escolas e recursos adicionais para necessidades especiais de educação e compensação de escândalos como o do sangue contaminado. O orçamento também elevou o salário mínimo nacional e reforçou planos de investimento em infraestrutura e transição energética, apresentados pelo governo como formas de impulsionar o crescimento potencial.

3.2.2. Reação e análise do mercado

Nas semanas anteriores ao orçamento, consultorias, escritórios de contabilidade e a própria imprensa financeira falavam abertamente em um orçamento "doloroso", com alta relevante de impostos sobre capital, propriedades e os mais ricos, mas sem aumentos diretos em VAT (*Value Added Tax* – Imposto sobre Valor Agregado) ou na alíquota base de imposto de renda de pessoas físicas, conforme promessa eleitoral. Textos como "*Autumn Budget 2024 predictions*", da Bishop Fleming, destacavam a expectativa de altas em *capital gains tax*, mudanças em herança e introdução de VAT sobre escolas privadas, com potencial de arrecadar até £ 40 bilhões.

Ao mesmo tempo, havia intensa atenção à reação dos mercados de *gilts* e da Libra, dada a memória recente do episódio Liz Truss. Analistas citados por veículos como *Reuters* e o *The Guardian* enfatizavam que a prioridade do governo seria evitar um novo choque de confiança, mantendo um roteiro claro e calibrando o ritmo de endividamento, mesmo com a expansão de gastos em serviços públicos.

No próprio dia 30 de outubro, a reação inicial dos mercados foi relativamente contida, não foi de pânico, uma reversão notável da crise do "*mini-budget*" de 2022, mas rapidamente se tornou mais negativa à medida que os investidores digeriam o tamanho das altas de impostos e do endividamento. Conforme descrito por Nils Pratley no *The Guardian*, a resposta foi de "*wait-and-see*" (esperar para ver). Os rendimentos dos *gilts* (títulos do governo do Reino Unido) caíram inicialmente, mas depois subiram, terminando o dia ligeiramente mais altos, indicando que o mercado não estava "aterrorizado" com o aumento dos empréstimos, mas também não estava "impressionado" com o plano de crescimento. Reportagem da Reuters intitulada "*Britain's gilt yields spike after UK budget, reversing earlier fall*" ("O gilt britânico tem pico após orçamento do Reino Unido, revertendo a queda anterior"), publicada em 30/10/2024, registra que os *yields* dos *gilts* de 10 anos chegaram a cair cerca de 10 pontos-base durante o

discurso, mas inverteram o movimento e terminaram o dia em alta de aproximadamente 3,5 pontos-base, com a taxa em torno de 4,39%, enquanto o *spread* frente aos Bunds alemães atingia o maior patamar desde agosto de 2023.

No entanto, a análise sóbria do dia seguinte, 31 de outubro, pintou um quadro mais negativo. O FTSE 100, índice das principais ações de Londres, fechou em baixa de 0,6%, e o FTSE 250, mais focado na economia doméstica, caiu 1,5%. A causa dessa queda estava na análise mais profunda do pacote. Analistas da auditoria *RSM UK* e da plataforma de investimentos *AJ Bell* rapidamente convergiram para uma conclusão crucial: esse orçamento não foi um aperto, mas sim o "maior afrouxamento fiscal em décadas". O aumento de gastos de £ 69,5 bilhões superou em muito o aumento de impostos de £ 36,2 bilhões, com o restante financiado por empréstimos.

Esse diagnóstico de "afrouxamento fiscal" teve uma implicação imediata e de segunda ordem. O governo estava, simultaneamente, injetando demanda na economia (via gastos) e aumentando os custos das empresas (via NICs – *National Insurance Contributions*). Essa combinação é classicamente inflacionária. O próprio OBR (*Office for Budget Responsibility* – "Escritório para Responsabilidade Orçamentária") e analistas externos previram que, embora isso pudesse impulsionar o PIB temporariamente em 2025/26, também adicionaria cerca de 0,5 pontos percentuais à inflação.

No mercado cambial, outra matéria da Reuters, "*Sterling spirals as investors fret over UK budget, gilts sell off*" ("Libra dispara com investidores temendo o orçamento do Reino Unido, e o gilt sai vendido"), relata que, em 31/10/2024, a Libra acumulava a pior sequência de dois dias contra o Euro em dois anos, refletindo preocupações de que o orçamento, ao elevar impostos e gastos, pudesse reacender pressões inflacionárias e forçar o Banco da Inglaterra a manter juros altos por mais tempo. Ainda assim, a mesma agência, em "*UK Labour budget spares markets from another 'Liz Truss moment'*" ("O orçamento dos Trabalhistas livra o mercado de outro 'episódio Liz Truss'"), enfatiza que, embora houvesse alta de *yields* e queda da moeda, não se repetiu o colapso desordenado de 2022: a reação foi descrita como de "alívio moderado", na medida em que o mercado considerou o pacote duro, mas financeiramente crível.

A reação do mercado em 31 de outubro foi uma resposta direta a isso. A *Shares Magazine* relatou que os analistas advertiram que o orçamento havia "mudado materialmente o caminho inflacionário". A consequência lógica foi que um corte nas taxas de juros pelo Banco da Inglaterra (BoE – *Bank of England*) tornou-se menos provável. O mercado percebeu que o BoE seria forçado a manter os juros "mais altos por mais tempo" para combater essa nova inflação induzida pela política fiscal. Portanto, o aumento nos rendimentos dos *gilts* e a queda nas ações

não foram um voto de desconfiança na solvência do Reino Unido, mas sim uma reprecificação racional da política monetária futura.

Relatórios da *House of Lords Library* e da *House of Commons Library* compilando análises de *think tanks* mostraram um quadro misto: o *Resolution Foundation* elogiou o fim de "ficções fiscais" associadas a trajetórias de gastos inverossímeis, mas alertou para a pressão sobre salários devido à alta da contribuição patronal; o IPPR (*Institute for Public Policy Research* – "Instituto para Pesquisa de Políticas Públicas") saudou o aumento de investimento público, enquanto o *Centre for Policy Studies* e o *Institute of Economic Affairs* criticaram a elevação da carga tributária e o potencial impacto negativo sobre competitividade e investimento privado.

Finalmente, uma análise de terceira ordem, destacada pelo *The Guardian* e pelo *RSM UK*, apontou para o efeito de "*crowding out*" (deslocamento). O próprio OBR (*Office for Budget Responsibility* – "Escritório para Responsabilidade Orçamentária") previu que, embora o investimento público aumentasse, o impacto líquido das políticas do orçamento reduziria o investimento empresarial. O aumento da carga tributária sobre as empresas (NICs – *National Insurance Contributions*) e o aumento dos empréstimos do governo (elevando as taxas de juros de longo prazo) "deslocariam" o investimento privado. A reação "não impressionada" do mercado foi, portanto, um veredito de que a "missão de crescimento" de longo prazo havia sido comprometida pela própria estrutura de financiamento do orçamento.

Em síntese, o *Autumn Budget 2024* foi visto como um orçamento de consolidação, que evitou um choque de confiança em estilo Liz Truss, mas elevou a percepção de que o Reino Unido entraria em um período de tributação historicamente elevada e crescimento modesto, o que se refletiu em Dólar mais forte frente à Libra, *yields* mais altos e expectativas de política monetária mais restritivas.

3.3. ANÚNCIO DE 27/11/2024 NO BRASIL – PACOTE FISCAL

O cenário que antecedeu o anúncio brasileiro foi de aguda deterioração fiscal e ansiedade do mercado. Analistas já apontavam para um "déficit primário elevado" e uma "dívida pública explodindo". A âncora fiscal do país, o Arcabouço Fiscal, estava sob intensa pressão, com a meta de déficit zero para 2025 sendo vista pelo mercado como uma ficção. A credibilidade do Ministério da Fazenda dependia de um anúncio de cortes de gastos robustos e críveis. O anúncio do pacote fiscal de 27 de novembro de 2024 ocorreu em um ambiente de crescente preocupação com a trajetória das contas públicas e do câmbio. Após um ciclo de crescimento relativamente

robusto em 2023 e início de 2024, análises de veículos como a Exame apontavam que o país enfrentava, no fim de 2024, uma combinação de desaceleração de produtividade, elevação da dívida bruta e dúvidas sobre o cumprimento das metas do novo arcabouço fiscal.

Desde a aprovação do arcabouço em 2023, o governo Lula vinha tentando equilibrar pressões por mais gastos sociais e investimento com a necessidade de preservar a credibilidade fiscal. Ao longo de 2024, medidas de aumento de receita (como tributação de fundos exclusivos e *offshores*) foram aprovadas, mas as metas fiscais começaram a ser vistas como difíceis de cumprir, especialmente após o anúncio, em outubro, de afrouxamento da meta de resultado primário para 2025. Nesse contexto, o pacote de corte de gastos prometido por Haddad passou a ser encarado pelo mercado como teste decisivo de compromisso com o ajuste.

As expectativas do mercado foram voláteis, ilustrando a fragilidade da confiança. Na véspera, 26 de novembro, a expectativa positiva de que um pacote de contenção de despesas seria finalmente anunciado impulsionou o mercado. A Bolsa (Ibovespa) fechou em alta de 0,68%, com o mercado posicionado para um anúncio de aperto fiscal.

No entanto, o dia do anúncio, 27 de novembro, foi marcado por rumores que destruíram o otimismo. Conforme relatado pelo InfoMoney, em "Taxa de título de inflação dispara acima de 7% com possível isenção de IR até R\$5 mil" do dia , começaram a circular notícias de que o Ministro Haddad, além dos esperados cortes de gastos, anunciaria uma promessa de campanha de alto custo: a isenção do Imposto de Renda (IR) para quem ganha até R\$ 5.000. A reação do mercado apenas aos rumores foi cataclísmica e ocorreu horas antes do pronunciamento oficial, agendado para as 20h30. O Dólar disparou, rompendo níveis históricos e batendo R\$ 5,91 no dia. Os juros futuros dispararam, com a volatilidade tão extrema que o Tesouro Direto foi forçado a suspender as negociações de títulos públicos por cerca de uma hora e meia, uma medida drástica para proteger o mercado de movimentos desordenados; e as taxas dos títulos de inflação ultrapassaram 7%. Além disso, o índice Ibovespa reverteu ganhos e despencou 1,73% no fechamento, com o mercado precificando o fracasso do pacote antes mesmo de seu anúncio.

A reação antecipada do mercado demonstrou que não se temiam os cortes de gastos; temia-se a incoerência. A simples possibilidade de que o governo misturasse um "remédio" fiscal (cortes) com um "doce" populista (renúncia de IR) foi suficiente para o mercado declarar o plano como um fracasso de credibilidade.

3.3.1. Detalhamento do pacote fiscal

Segundo a matéria da CNN Brasil "Haddad anuncia pacote de R\$ 70 bi, isenção de IR até R\$ 5 mil e taxaço superior a R\$ 50 mil", de 27 de novembro de 2024, o ministro apresentou, em pronunciamento em rede nacional às 20h30 do dia 27 de novembro, um conjunto de medidas estimadas em economia de R\$ 70 bilhões em dois anos, sendo R\$ 30 bilhões em 2025 e R\$ 40 bilhões em 2026. O foco declarado era "assegurar a sustentabilidade" do arcabouço fiscal, limitando o crescimento de despesas obrigatórias que vinham pressionando o orçamento, mas confirmando os temores do mercado.

O anúncio foi, de fato, uma proposta de duas faces, detalhada posteriormente pela equipe econômica e pela Agência Brasil.

- **Face 1 – O "Aperto" (Economia de R\$ 70 bilhões):** o governo anunciou uma economia projetada de R\$ 70 bilhões em dois anos (R\$ 30,6 bilhões em 2025 e R\$ 41,3 bilhões em 2026). As medidas principais incluíam:
 - Salário Mínimo: manutenção da fórmula de reajuste (Inflação + PIB), mas com um teto de aumento real alinhado ao arcabouço fiscal, isto é, passa a ter ganho real limitado ao intervalo de 0,6 a 2,5% ao ano, em linha com a banda de crescimento de despesas do arcabouço, em vez de aumentos sistemáticos acima dessa regra;
 - Abono Salarial: o benefício, até então atrelado ao salário mínimo, passaria a ser corrigido apenas pela inflação, mantendo-o para quem ganha até R\$ 2.640, mas restringindo sua correção real até que o valor atinja um patamar de um salário mínimo e meio, com impacto fiscal de médio prazo;
 - Benefícios Sociais: revisão de critérios e reforço de controles no Benefício de Prestação Continuada (BPC) e em programas sociais como o "Bolsa Família" unipessoal, com maior uso de biometria e recadastramento para reduzir fraudes e liminares judiciais, isto é, novas regras de concessão e um "pente-fino" rigoroso;
 - Previdência Militar: ajustes em benefícios de militares, incluindo proposta de idade mínima para passagem à reserva remunerada, limitação de transferências de pensões, eventual contribuição adicional para o sistema de saúde militar e fim da "*morte ficta*" (pensão por prisão).
- **Face 2 – A "Expansão" (Renúncia Fiscal):** simultaneamente, Haddad anunciou a proposta de isenção do Imposto de Renda (IR) para quem ganha até R\$ 5.000. O custo

dessa medida foi estimado pelo próprio governo em R\$ 35 bilhões por ano. Do lado da receita, o pacote incluiu:

- Imposto de Renda sobre Pessoa Física (IRPF): a ampliação da faixa de isenção do Imposto de Renda para pessoas físicas de R\$ 2.824 para R\$ 5.000 mensais, uma promessa de campanha de Lula. Estimativas citadas por Gazeta do Povo em "Haddad anuncia corte de gastos e isenção de Imposto de Renda para atenuar desgaste" de 27 de novembro de 2024, e por economistas como Felipe Salto (economista-chefe da Warren Investimentos) na mesma matéria, sugeriam um custo fiscal de pelo menos R\$ 45 bilhões, dependendo do desenho final da tabela. Além disso, haveria o aumento da alíquota efetiva de Imposto de Renda para contribuintes com renda superior a R\$ 50 mil mensais, apresentado como forma de taxar "super ricos" e compensar parte da renúncia com a isenção ampliada, embora detalhes de alíquotas e bases ainda fossem incertos no dia do anúncio;
- Benefícios Tributários: compromisso de proibir a criação, ampliação ou prorrogação de benefícios tributários em caso de déficit primário, como mecanismo de reforço do arcabouço fiscal.

A comunicação oficial enfatizou que as medidas tinham caráter estrutural e preservariam o arcabouço, mas, na prática, o pacote combinava cortes sensíveis em despesas obrigatórias com uma grande renúncia de receita por meio da nova faixa de isenção, o que gerou controvérsia entre economistas e investidores.

3.3.2. Reação e análise de mercado

Nas semanas que antecederam o pronunciamento, o mercado já discutia um pacote de corte de gastos, mas havia dúvidas sobre sua robustez e sobre o equilíbrio entre cortes e renúncias. Reportagens da Reuters em 21/11/2024 relatavam que o governo preparava um congelamento de cerca de R\$ 4,4 bilhões em despesas de 2024 e trabalhava em medidas de contenção para 2025 e 2026, com promessa de anúncio após as eleições municipais.

Veículos como XP, Estadão e outros, compilados em boletins de mercado, indicavam que investidores esperavam um pacote focado sobretudo em corte de despesas obrigatórias e reformas estruturais, com pouca margem para renúncia de receita adicional, justamente para reforçar o arcabouço fiscal após sinalizações mais flexíveis na meta de 2025. Em paralelo, artigos de opinião e análises, como a peça do Brazil Journal "Um mês inteiro pra isso? Como o

Governo contratou uma crise com o pacote fiscal", do dia 28 de novembro de 2024 (dia seguinte ao anúncio), destacavam que o prolongado intervalo entre o fim das eleições e o anúncio elevava a pressão por medidas contundentes e aumentava o risco de frustração caso o pacote fosse percebido como tímido.

Já havia rumores, na véspera e na manhã do dia 27, de que a faixa de isenção do IR poderia subir para R\$ 5 mil, o que levou alguns gestores, como relatado em entrevistas posteriores compiladas pelo Brazil Journal, a montarem posições vendidas em Bolsa, compradas em dólar e tomadas em juros, apostando em uma decepção fiscal.

A reação de mercado no próprio dia 27 de novembro foi muito negativa. A CNN Brasil registra que, ao longo do dia, com o vazamento de detalhes sobre a ampliação da isenção de IR, o dólar chegou a R\$ 5,92 e fechou em R\$ 5,91, maior valor desde 2020, enquanto o Ibovespa caiu 1,73%, encerrando aos 127.668 pontos.

Se o dia 27 foi um pânico baseado em rumores, o dia 28 de novembro, o "dia seguinte", foi um colapso baseado na confirmação. O mercado reagiu com profunda frustração e aversão ao risco. O dólar continuou sua ascensão, ultrapassando a barreira psicológica de R\$ 6,00 pela primeira vez na história durante o pregão, e fechando em um novo recorde de R\$ 5,99; a Bolsa despencou 2,40%, perdendo o nível de 125 mil pontos e atingindo o menor nível desde novembro de 2023; e a curva de juros futuros abriu fortemente, com o DI de janeiro de 2026 subindo para cerca de 13,5 %, alta de quase 22 pontos-base, e vencimentos mais longos acumulando alta de até 37 pontos-base, refletindo prêmio maior por risco fiscal e analistas vendo chances de uma alta de 100 pontos-base na taxa básica de juros Selic pelo Banco Central.

Matéria da Reuters intitulada "*Brazil markets slide, eyeing tax breaks ahead of minister's address*" ("Mercado brasileiro despenca, à espera de cortes fiscais antes do anúncio do Ministro"), publicada em 27/11/2024, descreve que o Real e a Bolsa já vinham em queda naquele dia, em meio a temores de que o pacote combinasse cortes de gastos com generosas isenções de imposto de renda que poderiam minar o ajuste. No dia 28, o movimento se intensificou: reportagens da Bloomberg "*Brazil's Real Hits All-Time Low as Spending Cuts Disappoint*" ("O Real brasileiro atinge mínima histórica com cortes de gastos desapontando") e do Financial Times "*Brazilian real hits all-time low as investors doubt cost-savings plan*" ("O Real brasileiro atinge mínima histórica com investidores duvidando do plano de corte de gastos") relatam que o real atingiu nova mínima histórica, aproximando-se de R\$ 6 por dólar, e que ativos brasileiros sofreram forte correção, pois investidores consideraram os cortes de gastos insuficientes para compensar o custo da isenção até R\$ 5 mil.

A análise do mercado para esse colapso foi multifacetada, mas centrou-se em duas falhas fatais: incoerência e falta de credibilidade. Economistas ouvidos pela CNN Brasil em matéria intitulada "Medidas de Haddad não são suficientes para estabilizar dívida, dizem economistas" argumentam que o pacote vai "na direção correta", mas é insuficiente para estabilizar a trajetória da dívida, especialmente porque concentra efeitos em médio prazo e não garante, por si só, o cumprimento das metas do arcabouço sem novos contingenciamentos e medidas adicionais. Análises da Exame, compiladas pela Instituição Fiscal Independente do Senado, reforçam a avaliação de que o valor de R\$ 70 bilhões pode estar superestimado e que o impacto líquido, após a renúncia tributária, é modesto frente às pressões de gasto.

No que tange à incoerência da comunicação, o portal Neofeed aptamente descreveu como um "embrulho mal feito". O mercado esperava um pacote de cortes de gastos para sinalizar seriedade fiscal. O que recebeu foi um pacote de cortes misturado com um pacote de renúncia fiscal. Um gestor sênior, citado pelo Neofeed, resumiu o sentimento: "deixou de ser um pacote de despesa e passou a ser um pacote de sabe-se lá o quê". A inclusão da isenção do IR, uma medida populista, sinalizou que a prioridade do governo não era o ajuste fiscal, mas a agenda política, destruindo a credibilidade do anúncio.

Já no que diz respeito à incredulidade das medidas, o mercado não apenas detestou a mistura das mensagens, mas também desacreditou dos números de ambas as faces do pacote. Os R\$ 70 bilhões em cortes foram amplamente vistos como "cortar vento". Como detalhou Fernando Nakagawa na CNN Brasil, não eram cortes em despesas existentes, mas sim reduções em aumentos futuros projetados ou realocação de verbas (como emendas). O mercado viu os R\$ 70 bilhões como "vapor". A alegação de que a taxação de salários acima de R\$ 50 mil "neutralizaria" o custo de R\$ 35 bilhões da isenção foi considerada "insuficiente". Analistas de mercado renomados como Luís Stuhlberger, da Verde Asset Management, e o economista-chefe Felipe Salto, da Warren Investimentos estimaram o custo real da isenção como muito maior (entre R\$ 45 bilhões e R\$ 70 bilhões), enquanto a receita da "taxação dos super ricos" foi precificada como próxima de zero, dada a facilidade de elisão fiscal e "pejotização".

Politicamente, entretanto, o pacote recebeu apoio importante das lideranças do Congresso em relação ao eixo de corte de gastos. A reportagem da Agência Senado "Câmara e Senado devem votar corte de gastos antes do recesso" informou que o presidente do Senado, Rodrigo Pacheco, sinalizou disposição de votar rapidamente as medidas ligadas ao corte de despesas, enquanto o presidente da Câmara dos Deputados, Arthur Lira, defendia separar a discussão sobre a ampliação da isenção do IR para um momento posterior. Na sequência, a matéria da Reuters de 29/11/2024 relata que, após forte depreciação do câmbio para acima de R\$ 6,11 no

intraday, declarações de Haddad, Pacheco e Lira buscando assegurar que a prioridade seria o ajuste de gastos ajudaram a conter parcialmente o movimento, embora a moeda tenha fechado ainda em mínima histórica.

Por fim, o Brazil Journal, na reportagem "Um mês inteiro pra isso? Como o Governo contratou uma crise com o pacote fiscal", sintetiza o sentimento de parte do mercado ao descrever o pacote como decepcionante em termos de qualidade e *timing* do ajuste, destacando que a combinação de cortes politicamente sensíveis com uma renúncia relevante de receita tornou a comunicação confusa e fragilizou a percepção de compromisso com o arcabouço. O veredito final do mercado foi que o pacote não era um ajuste fiscal. Era, na prática, um aumento líquido de gastos. O governo estava simultaneamente falhando em cortar de forma crível e adicionando um gasto/renúncia massivo com financiamento fictício, sinalizando um cenário fiscal "sombrio" e dominância fiscal. A reação (dólar a R\$ 6,00, juros futuros a 14%) foi o mercado forçando o ajuste pela via da crise, punindo a perda total de credibilidade.

3.4. ANÁLISE COMPARATIVA DOS EVENTOS DE ANÚNCIOS DE PACOTES FISCAIS

Tanto o *Autumn Budget* 2024 do Reino Unido quanto o pacote fiscal brasileiro de 27 de novembro de 2024 foram apresentados pelos respectivos governos como marcos de responsabilidade fiscal, voltados a reforçar regras e abrir espaço para prioridades de política pública. Em ambos os casos, porém, o mercado reagiu reprecificando riscos e questionando a qualidade do ajuste: no Reino Unido, a preocupação se concentrou no peso da carga tributária sobre investimento e trabalho, enquanto no Brasil a crítica central recaiu sobre a relação entre cortes de gastos e renúncia de receita, e sobre a exequibilidade política das medidas.

Os eventos demonstram que a credibilidade institucional, a transparência e a coerência da política são ativos mais valiosos do que os números nominais apresentados em um anúncio fiscal.

No Reino Unido, um país com histórico recente de choque fiscal negativo (caso Truss) consegue anunciar um orçamento fortemente arrecadatório sem desencadear um colapso de confiança, ainda que pagando o preço de *yields* mais altos e Libra mais fraca. O governo Trabalhista do Reino Unido implementou um afrouxamento fiscal claro e transparente. O aumento dos gastos (£ 69,5 bilhões) foi substancialmente maior que o aumento dos impostos (£ 36,2 bilhões), criando um déficit financiado por dívida. No entanto, o governo foi explícito sobre a fonte de sua receita, implementando aumentos de impostos tangíveis e politicamente dolorosos, notavelmente sobre os empregadores (NICs – *National Insurance Contributions*). O

mercado não gostou da natureza inflacionária desta política, mas a entendeu. A reação não foi de pânico de solvência, mas uma reprecificação racional da política monetária, com o mercado exigindo taxas de juros mais altas do Banco da Inglaterra para compensar o estímulo fiscal.

No Brasil, onde o prêmio de risco é estruturalmente mais elevado, um pacote cujo discurso é de corte de gastos, mas que contém uma renúncia tributária significativa e estimativas de economia questionadas, resulta em recorde histórico de depreciação cambial e forte abertura na curva de juros, com necessidade de correções posteriores no discurso e na estratégia política. O governo brasileiro, em contraste, tentou executar uma manobra de comunicação que se revelou fatalmente incoerente. Apresentou um suposto aperto fiscal (R\$ 70 bilhões em cortes) que o mercado julgou como intangível ("cortar vento"), mas piorou a situação ao misturar este "aperto" com um gasto populista (renúncia de IR de R\$ 35 bilhões), financiado por receitas que o mercado julgou como fictícias. O mercado não viu um aperto; viu um aumento líquido de gastos, descontrole fiscal e dominância política. A reação foi um pânico de solvência, refletido no colapso do real para R\$ 6,00 e na disparada dos juros futuros, sinalizando uma perda total de confiança na âncora fiscal do país.

Assim, a Tabela 01 sintetiza as principais características, intenções e reações de mercado dos dois eventos fiscais.

Tabela 01 – Síntese dos anúncios fiscais

Dimensão	Reino Unido	Brasil
Data do Evento	30 de outubro de 2024 (quarta-feira)	27 de novembro de 2024 (quarta-feira)
Autor da política (cargo)	Rachel Reeves (<i>Chancellor of the Exchequer</i> – Chanceler do Tesouro)	Fernando Haddad (Ministro da Economia)
Contexto Político	Primeiro grande orçamento do governo trabalhista de Keir Starmer, após crise do <i>mini budget</i> de 2022, com compromisso de "consertar as bases" da economia.	Esforço do governo Lula para reforçar o arcabouço fiscal após sinalizar metas mais flexíveis, em meio a câmbio mais depreciado e pressão por gastos sociais e investimento.
Natureza do Pacote	Pacote de consolidação: novas regras fiscais, cerca de £ 36 a 40 bilhões em alta de impostos, aumento de gasto no NHS (<i>National Health System</i> – "Sistema Nacional de Saúde"), educação e investimento.	Pacote de corte de gastos obrigatórios estimado em R\$ 70 bilhões em dois anos, combinado com aumento da faixa de isenção de IR e maior tributação de rendas altas.
Objetivo Fiscal	Garantir que déficit e dívida sigam novas regras fiscais, elevar investimento público e reconstruir serviços públicos sem perder credibilidade com mercados.	Assegurar "sustentabilidade" do arcabouço fiscal, reduzir pressão de despesas obrigatórias e preservar espaço para políticas sociais, ao mesmo tempo em que se cumpre promessa de campanha de isenção até R\$ 5 mil.
Expectativas do Mercado antes do Evento	Orçamento "doloroso" com forte aumento de impostos sobre capital, propriedades e não-domiciliados, evitando subir VAT (<i>Value Added Tax</i> – Imposto sobre Valor Agregado) e alíquota básica de IR; foco em evitar novo episódio estilo Liz Truss.	Esperança de um pacote robusto de corte de gastos, sem grande renúncia de receita, para reforçar o arcabouço após sinais de afrouxamento; rumores crescentes sobre isenção até R\$ 5 mil aumentaram temor de decepção.
Reação Imediata do Mercado	<i>Yields</i> de <i>gilts</i> inicialmente caem, mas acabam o dia em alta; Libra sofre queda em dois dias, mas sem colapso desordenado; Bolsa reage de forma relativamente moderada.	Dólar salta para recordes próximos de R\$ 6, Ibovespa cai cerca de 1,7% no dia e segue em queda; curva de juros abre fortemente e o Real registra mínima histórica, levando a esforços subsequentes de governo e Congresso para acalmar o mercado.
Veredito do Mercado	<i>Think tanks</i> elogiam a honestidade fiscal e o aumento de investimento, mas criticam custo elevado em termos de carga tributária e possível impacto negativo sobre investimento privado e salários.	Economistas ouvidos consideram o pacote insuficiente para estabilizar a dívida e apontam que a combinação de cortes parciais com grande renúncia de receita reduz a credibilidade do ajuste. Fala-se em "crise contratada" pela forma e conteúdo das medidas.

Fonte: Elaboração própria

4. METODOLOGIA

A abordagem empregada neste trabalho é predominantemente quantitativa, com um estudo de eventos utilizando dados diários aplicado a dois anúncios fiscais específicos: um no Reino Unido (em 30 de outubro de 2024) e um no Brasil (em 27 de novembro de 2024).

Metodologicamente, a análise baseia-se em Campbell et al. (2010) para o protocolo do estudo de eventos (janelas curtas, cálculo de *AR* (*abnormal return* – "retorno anormal") e *CAR* (*cumulative abnormal return* – "retorno anormal acumulado", e testes de significância), e em David et al. (2022) para a identificação pelas datas oficiais de anúncio.

O método de estudo de eventos é adequado para este trabalho porque permite a identificação, em curtas janelas temporais, da reação dos preços dos ativos à chegada de informação nova e inesperada. Essa abordagem é pertinente aqui, visto que o contraste entre dois anúncios fiscais em países com perfis econômicos e institucionais distintos (Brasil e Reino Unido) permite a comparação das respostas do mercado. Os resultados são interpretados sob a premissa de que, em janelas curtas, choques concorrentes são limitados; portanto, são reportados *AR* e *CAR*, e testes placebo e controles globais são executados como verificações de robustez (ALBEROLA et al. (2021))

4.1. CONJUNTO DE VARIÁVEIS

As variáveis centrais do estudo são resumidas na Tabela 02, que padroniza o símbolo, a definição operacional, a unidade e a frequência para os resultados (*outcomes*), controles e moderadores. Observações e fontes específicas encontram-se nas notas da própria tabela. Os controles são utilizados apenas nas regressões (não no cálculo de *AR* / *CAR*), mantendo a notação que será usada nas subseções seguintes.

Tabela 02 – Definição operacional das variáveis^[2]

Categoria	Variável	Símbolo	Definição Operacional	Unid.	Freq.
<i>Dependente e Auxiliar</i>					
Dependente	Retorno da taxa cambial	$R_{i,t}^{FX}$	$100[\ln(FX_{i,t}) - \ln(FX_{i,t-1})]$	%	Diário
Dependente	CDS 5Y anos (variação)	$\Delta CDS_{i,t}$	$CDS_{i,t} - CDS_{i,t-1}$	bps	Diário
Dependente	Yield 10Y anos (variação)	$\Delta y_{i,t}^{10Y}$	$y_{i,t}^{10Y} - y_{i,t-1}^{10Y}$	bps	Diário
Auxiliar	Volatilidade realizada da taxa cambial	$\sigma_{t,5d}^{FX}$	Desvio padrão móvel de 5 dias de $R_{i,t}^{FX}$	%	Diário
<i>Controles</i>					
Controle (fator de mercado)	Índice do Dólar (DXY)	$R_{m,t}$	Variação diária do DXY	pts	Diário
Controle	Volatilidade VIX (variação)	ΔVIX_t	$VIX_t - VIX_{t-1}$	pts	Diário
Controle	Índice de Futuros de Commodities CRB (variação)	ΔCRB_t	$CRB_t - CRB_{t-1}$	pts	Diário
Controle	Treasury 2Y anos (variação)	$\Delta US2YT_t$	$y_t^{US,2Y} - y_{t-1}^{US,2Y}$	bps	Diário

Fonte: Elaboração própria

^[2] Para as taxas cambiais BRL/USD e GBP/USD, aumentos no quociente *AR* / *CAR* = depreciação da moeda; quocientes *AR* / *CAR* negativos = apreciação na moeda; variações no CDS / *yields* em pontos-base "bps"; variáveis de controle entram apenas nas regressões.

4.2. DADOS ANALISADOS

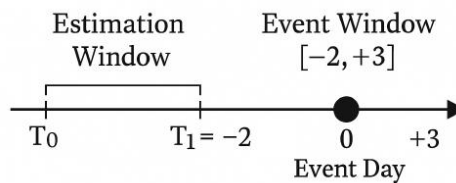
A principal janela de evento é definida como $[-2, +3]$ dias de negociação para equilibrar a identificação com a descoberta de preços (*price discovery*), permitindo um vazamento (*leakage*) limitado pré-anúncio (-2 e -1) e uma curta digestão pós-anúncio (+1 a +3).

Janelas curtas, centradas no anúncio, são padrão em estudos de eventos e preservam o poder do teste; janelas de três dias como $[-1, +1]$ são amplamente utilizadas, enquanto janelas mais longas diluem o poder e elevam o risco de contaminação.

Dessa forma, pré-especificam-se janelas de robustez $[-1, +1]$ e $[0, +5]$ (reportadas na Tabela 05). A escolha é consistente com estudos que examinam movimentos diários em torno de anúncios de política e avaliam acompanhamentos contemporâneos e de 1–2 dias (CAMPBELL et al., 2010; DAVID et al., 2022; MINESSO et al., 2022; ALBEROLA et al., 2021; MIRKOV et al., 2022).

A Figura 02 ilustra a linha do tempo adotada para as janelas de evento e de estimação.

Figura 02 – Janela de evento escolhida



Fonte: Elaboração própria

A janela de estimação é de 30 dias de negociação imediatamente anteriores a cada evento, $[T_0, T_1] = [-32, -3]$. Uma janela de estimação compacta é padrão em estudos de eventos de alta frequência para minimizar o desvio de parâmetros (*parameter drift*) e o risco de que episódios macroeconômicos próximos contaminem a estimação de $(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$, e é consistente com a evidência de que notícias de política são precificadas em horizontes diários muito curtos (CAMPBELL et al., 2010; MINESSO et al., 2022; DAVID et al., 2022). No mercado de câmbio (FX – *foreign exchange*) em torno de anúncios de política, a literatura explicitamente analisa movimentos diários, e os betas da taxa de câmbio podem mudar entre regimes, favorecendo ainda mais uma amostra de estimação recente (ALBEROLA et al., 2021; MIRKOV et al., 2022).

A amostra diária abrange de 01 de outubro de 2024 a 31 de dezembro de 2024, cobrindo tanto as janelas de estimação quanto as janelas de evento de ambos os anúncios. Todas as séries utilizadas neste trabalho foram obtidas no Investing.com: taxas de câmbio *spot* (BRL/USD, GBP/USD), CDS soberanos em USD (5 anos), rendimentos de títulos públicos (2Y, 5Y, 10Y

anos) e controles globais (VIX, CRB, U.S. *Treasuries* 2Y/10Y anos e DXY). O Investing.com foi adotado como a única fonte pública e replicável.

- **FX Rate (*Foreign Exchange Rate* – Taxa Cambial):** pares *spot* BRL/USD e GBP/USD no fechamento diário do website, cotados em unidades de moeda local por USD;
- **CDS (*Credit Default Swap*):** *spreads* soberanos USD 5Y anos (nível diário em pontos-base) de acordo com a tabela histórica do site;
- **Yields (*Rendimentos*):** rendimentos soberanos genéricos (2Y / 5Y / 10Y anos) no fechamento diário local, de acordo com as páginas de *Government Bonds* ("Títulos Governamentais);
- No modelo de mercado para taxas de câmbio, o fator $R_{m,t}$ utiliza o *ICE U.S. Dollar Index* (DXY), conforme a série do Investing.com.

As cotações do Investing.com são agregadas de provedores de mercado e/ou *market makers* e divulgadas como dados indicativos. O "fechamento" diário nas tabelas históricas corresponde ao fechamento da própria plataforma e pode não coincidir com o *fix* de Londres WM/Refinitiv das 16:00 ou com o fechamento oficial de cada bolsa.

Para FX, utilizaram-se os pares *spot* diários do website. Para CDS 5Y, utilizou-se o nível diário em USD reportado pelo website como o fechamento do dia. Para os rendimentos (2Y / 5Y / 10Y anos), utilizaram-se os rendimentos diários de títulos soberanos genéricos. Para os controles (DXY, VIX, CRB e *Treasuries* dos EUA), trataram-se as séries como diárias e sujeitas às mesmas advertências de dados indicativos.

Foi verificado *ex-ante* que o dia do anúncio (dia 0) não coincidia com divulgações macroeconômicas de alto impacto ou decisões de política monetária (como reuniões do Copom – Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil, ou do BoE – *Bank of England*, "Banco da Inglaterra"). O dia $t = 0$ é definido caso a caso^[3]:

^[3] Fontes dos *timestamps*: os registros *Hansard* do Parlamento do Reino Unido documentaram o início do discurso da Chanceler às 12:34 em 30/10/2024; o *HM Treasury (His Majesty's Treasury* – "Tesouro de Sua Majestade") publicou o discurso e os documentos orçamentários no mesmo dia. No Brasil, o governo agendou o pronunciamento nacional para as 20:30 BRT em 27/11/2024; uma conferência de imprensa de acompanhamento ocorreu em 28/11 às 08:00 no Palácio do Planalto. Como o pronunciamento do Brasil foi após o fechamento do mercado local, $t = 0$ é alinhado à primeira sessão de negociação local subsequente (28/11/2024).

- **Reino Unido:** 30 de outubro de 2024, às 12:34 (Europa/Londres, GMT, UTC+0), quando a Chanceler do Tesouro Rachel Reeves iniciou a declaração do *Autumn Budget* 2024 ("Orçamento de Outono 2024") na *House of Commons*.
- **Brasil:** 27 de novembro de 2024, às 20:30 (América/São Paulo, BRT, UTC-3), quando teve início o pronunciamento em rede nacional de TV do Ministro da Economia Fernando Haddad sobre o pacote fiscal.

As séries são sincronizadas pela intersecção de dias úteis; a interpolação não é aplicada. Os valores atípicos (*outliers*) permanecem na amostra, pois refletem o risco em torno dos anúncios. A Tabela 03 resume a amostra (número de observações, média, mediana, desvio-padrão, mínimo e máximo) para todas as séries utilizadas.

Tabela 03 – Estatísticas descritivas das séries

Série	N (obs.)	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Retorno log FX BRL/USD	65	-0.0019	-0.0011	0.0078	-0.0259	0.0127
Retorno log FX GBP/USD	65	-0.0009	-0.0009	0.0045	-0.0118	0.0090
Variação CDS BR (bps)	65	0.9406	0.2600	5.6100	-10.0900	31.1200
Variação CDS UK (bps)	65	-0.0071	0.0900	0.4277	-1.5500	1.9800
Variação <i>Yield</i> BR 10Y (bps)	57	4.7800	0.1600	20.9100	-40.0000	72.7000
Variação <i>Yield</i> UK 10Y (bps)	258	0.3882	0.0500	5.3200	-14.3000	18.2000
Variação do VIX (pts)	64	-0.0298	0.0700	4.1400	-8.5300	11.7500
Variação <i>Yield</i> BR 2Y (bps)	59	5.7900	0.1000	13.8100	-25.5000	43.0000
Variação <i>Yield</i> BR 5Y (bps)	59	5.7900	0.1500	19.2000	-47.0000	66.5000
Variação <i>Yield</i> UK 2Y (bps)	63	0.6548	0.0000	4.9600	-10.9000	16.4000
Variação <i>Yield</i> UK 5Y (bps)	63	0.8206	0.0000	4.9500	-10.4000	15.0000
Variação <i>Yield</i> US 2Y (bps)	62	1.0200	0.0000	5.3100	-10.9000	21.9000
Variação <i>Yield</i> US 10Y (bps)	61	1.3800	0.2000	5.7300	-13.7000	15.1000

Fonte: Elaboração própria, baseada em dados empíricos

4.3. TÉCNICAS ESTATÍSTICAS E ECONOMETRICAS

O efeito estimado corresponde ao impacto de anúncios fiscais na (1) taxa cambial, medido por $AR_{i,t}$ (*abnormal return* – "retorno anormal" para o país i no período t) e $CAR_{i,[T_1,T_2]}$ (*cumulative abnormal return* – "retorno anormal acumulado" para o país i na janela de tempo $[T_1, T_2]$), e no (2) risco soberano, medido por $\Delta CDS_{i,t}$ (variação diária e acumulada do CDS – *Credit Default Swap* de vencimento de 5 anos) e $\Delta y_{i,t}^{10Y}$ (variação diária e acumulada do *yield* do *bond* de 10 anos), com CAR no espaço $T \in \{[0], [0, +1], [0 + 3], [0, +5]\}$.

Nesse arranjo, $AR_{i,t}$ é o retorno anormal percentual diário do par cambial BRL/USD ou GBP/USD para o país i , enquanto $CAR_{i,[T_1,T_2]}$ agrega esses retornos na janela de evento $[T_1, T_2]$. $\Delta CDS_{i,t}$ e $\Delta y_{i,t}^{10Y}$ são variações diárias no *spread* de 5 anos do CDS e no *yield* do título soberano de 10 anos, respectivamente, ambos em pontos-base, tal que valores positivos indicam uma deterioração no risco soberano percebido ou um aperto nas condições financeiras. Além disso, a escolha de várias janelas de tempo T permite separar o impacto do efeito em $t = 0$ da persistência de curto prazo por até cinco dias de negociação, seguindo a prática de estudos de evento de política segundo Campbell et al. (2010), David et al. (2022) e Alberola et al. (2021).

Os testes são bicaudais, e a principal janela para inferência pré-especificada é $[0, +3]$, enquanto as outras ($[0]$, $[0, +1]$, $[0 + 5]$) são complementares. São utilizados testes bicaudais, pois, *ex-ante*, não há restrição de que a notícia fiscal seja necessariamente "boa" ou "má": os anúncios podem tanto reforçar quanto enfraquecer a percepção de solvência, de modo que ambos os sentidos de variação de preços são relevantes. A janela $[0, +3]$ é tratada como principal porque equilibra dois objetivos: permitir tempo suficiente para que a informação seja plenamente incorporada aos preços e, ao mesmo tempo, limitar a contaminação por choques não relacionados que possam ocorrer em janelas mais longas.

O teste verifica se os anúncios fiscais geraram movimentos anormais nos horizontes de eventos de interesse.

$$\begin{cases} H_0: AR_{i,0} = 0 \text{ e } CAR_{i,[T_1,T_2]} = 0 \\ H_1: \text{pelo menos um desses valores é diferente de zero} \end{cases}$$

Sob H_0 , o anúncio não gera desvios sistemáticos do modelo original, isto é, as variáveis de taxa cambial e de risco soberano progridem como se o anúncio não tivesse conteúdo informacional relevante. Já sob H_1 , pelo menos um retorno anormal ou retorno anormal acumulado é estatisticamente diferente de zero, indicando que o mercado tratou o anúncio fiscal como notícia relevante e, portanto, reprecificou os ativos de forma a responder por essa notícia.

A significância é avaliada usando testes não-paramétricos (Corrado e *Sign*) (CORRADO 1989; COWAN, 1992) e uma alternativa paramétrica, com p-valores e intervalos de confiança também obtidos por reamostragem (*wild bootstrap*) nas janelas acumuladas. O *Sign Test* generalizado utiliza apenas o sinal (positivo ou negativo) de AR ou CAR , comparando a fração de observações positivas na janela de evento com a fração na janela de estimação; por isso, ele é robusto a *outliers* e a retornos com caudas pesadas, pois ignora as magnitudes. O *Rank Test*

de Corrado substitui cada retorno anormal por seu posto (*rank*) no período combinado de estimação mais evento e testa se a média dos postos na janela de evento difere do seu valor esperado; isso o torna robusto à não normalidade e à heterocedasticidade, propriedades comuns em dados financeiros de alta frequência. Evidências de simulação em Campbell et al. (2010) mostram que esses dois testes não-paramétricos são bem especificados e têm bom poder em estudos de evento com múltiplos países, o que motiva seu uso neste trabalho. Como referência paramétrica, também é calculado um teste baseado em retornos anormais padronizados, e o *wild bootstrap* é aplicado aos retornos anormais ou aos resíduos da regressão para gerar distribuições empíricas dos estatísticos de teste. O *wild bootstrap*, que re-pondera os resíduos com variáveis aleatórias e recompõe os estatísticos muitas vezes, fornece p-valores e intervalos de confiança robustos a mudanças de variância induzidas pelo evento e a tamanhos amostrais reduzidos, uma consideração importante, dado o número limitado de anúncios.

O retorno esperado $E[R_{i,t}]$ é estimado pelo modelo de mercado (*market model*), conforme sugerido por Campbell et al. (2010):

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Onde:

- $R_{i,t}$: aqui, $R_{i,t} \equiv R_{i,t}^{\text{FX}}$, representa o retorno diário da taxa de câmbio *spot* BRL/USD ou GBP/USD do país i no dia t ;
- $R_{m,t}$: o fator de mercado, definido como a variação diária do índice DXY (*ICE U.S. Dollar Index*), que captura movimentos globais do dólar que afetam as taxas de câmbio de forma comum;
- $\hat{\alpha}_i$: o intercepto, que representa o retorno médio esperado da taxa de câmbio do país i não explicado pelo fator de mercado;
- $\hat{\beta}_i$: o coeficiente de sensibilidade do retorno da taxa de câmbio do país i em relação ao fator de mercado;
- $\varepsilon_{i,t}$: termo residual, que representa o retorno idiossincrático (anormal) da taxa de câmbio do país i no dia t não explicado pelo modelo.

Usar esse modelo de mercado com um único fator em vez de um modelo simples ajustado pela média reduz o ruído nos retornos anormais ao descontar choques globais que afetam simultaneamente diversas moedas.

Os parâmetros $(\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i)$ são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na janela de estimação pré-evento $[T_0, T_1] = [-32, -3]$, utilizando erros-padrão robustos de White. O MQO é aplicado separadamente para cada país utilizando apenas a janela de estimação, que, por construção, está livre dos anúncios fiscais. Utilizam-se erros padrão robustos à heterocedasticidade de White para que a inferência sobre $(\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i)$ não dependa da hipótese de resíduos homocedásticos, uma suposição forte para dados de taxa de câmbio, que frequentemente apresentam aglomeração de volatilidade. Além disso, essa janela de estimação busca um compromisso entre a estabilidade dos parâmetros e o risco de contaminação por eventos correlacionados muito próximos ao anúncio (CAMPBELL et al., 2010), pois uma janela relativamente curta e recente ajuda a manter estáveis os parâmetros do modelo de mercado na presença de possíveis mudanças de regime na dinâmica da taxa de câmbio, enquanto excluir os dois últimos dias úteis antes do anúncio ($t = -2$ e $t = -1$) reduz a chance de que rumores ou vazamentos sobre o pacote fiscal contaminem a estimação.

O retorno anormal (*AR – abnormal return*) para o país i no dia t é calculado como a diferença entre o retorno observado $R_{i,t}$ e o retorno esperado estimado pelo modelo de mercado:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}) \quad (8)$$

Já o retorno anormal acumulado (*CAR – cumulative abnormal return*) ao longo da janela $[T_1, T_2]$ é:

$$CAR_{i,[T_1, T_2]} = \sum_{t=T_1}^{T_2} AR_{i,t} \quad (9)$$

Nessa modelagem, $t = 0$ é o dia do evento do anúncio fiscal, e as janelas de análise consideradas são $[T_1, T_2] \in \{[0], [0, +1], [0, +3], [0, +5]\}$. Definir todas as janelas de evento em questão em torno de $t = 0$ garante comparabilidade ao redor dos dois anúncios fiscais e torna possível rastrear o padrão dinâmico da reação de mercado desde o impacto do efeito no dia zero até pequenos horizontes de tempo de até uma semana útil de negociação.

Para as variáveis de risco soberano (CDS – *Credit Default Swap*) e *yields*, o modelo de mercado não é aplicado. Em vez disso, é utilizada diretamente a variação diária e suas somas acumuladas nas mesmas janelas: $\Delta CDS_{i,t} = CDS_{i,t} - CDS_{i,t-1}$ e $\Delta y_{i,t}^{10Y} = y_{i,t}^{10Y} - y_{i,t-1}^{10Y}$. Nesses casos, não há um fator comparável ao DXY que precifica os *spreads* dos CDS e os *yields*

dos títulos soberanos em moeda local em uma frequência diária. A análise, portanto, foca nas primeiras diferenças e suas somas acumuladas, o que é diretamente interpretado como movimentos no risco soberano e nos custos de empréstimos em pontos-base.

A fim de comparar as reações dos dois países e levar em conta o ambiente financeiro global, utiliza-se uma regressão em painel com efeitos fixos e controles globais, inspirada em David et al. (2022) e Alberola et al. (2021). A ideia central dessa especificação é decompor a variação diária das variáveis de interesse em quatro componentes: um componente estrutural específico de cada país, um componente sistemático associado à posição relativa em relação ao evento, um componente explicado por choques globais de mercado, e um componente residual capturado pelo próprio anúncio fiscal. Dessa forma, torna-se possível isolar o efeito médio do anúncio sobre o câmbio, o risco soberano e os *yields*, condicionando a evolução dessas séries às condições financeiras internacionais e à própria dinâmica recente de cada variável.

Trata-se, portanto, de uma regressão linear múltipla em painel com efeitos fixos, estimada por Mínimos Quadrados Ordinários. O painel é formado pelo cruzamento de países i e dias t , e a regressão explora a variação ao longo do tempo dentro de cada país, comparando períodos com e sem anúncio fiscal, sempre na presença dos controles globais.

Esse tipo de modelo é adequado ao objetivo do trabalho porque permite controlar, de forma explícita, por fatores não observados que são constantes no tempo para cada país, por choques comuns a todos os países em um dado dia e por choques globais mensuráveis, como mudanças na aversão ao risco, nas *commodities* e nos juros norte-americanos afetam o efeito estimado de interesse. Assim, o coeficiente associado ao evento pode ser interpretado como um efeito médio condicional, e não como uma simples correlação bruta.

A regressão, baseada em David et al. (2022) e Alberola et al. (2021), relaciona a variável de resultado $Y_{i,t}$ a um *dummy* de evento $D_{i,t}^{event}$, sendo descrita por:

$$Y_{i,t} = \alpha_{i,h} + \phi D_{i,t}^{event} + \gamma_1 \Delta VIX_t + \gamma_2 \Delta CRB_t + \gamma_3 \Delta US2YT_t + \sum_{j=1}^p \rho_j Y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

Onde:

- $Y_{i,t}$: variável de resultado para o país i no dia t da janela do evento, sendo $Y_{i,t} \in \{AR_{i,t}^{FX}; \Delta CDS_{i,t}; \Delta y_{i,t}^{10Y}\}$;
- $\alpha_{i,h}$: termo de efeitos fixos que combina um efeito fixo de país com um efeito fixo de posição relativa ao evento. Por construção, $\alpha_{i,h} \equiv \alpha_i + \delta_h$, em que:

- α_i : efeito fixo específico de cada país;
- δ_h : efeito fixo associado à posição relativa h em relação ao anúncio, com $h \in \{-2, -1, 0, +1, +2, +3\}$;
- ϕ : coeficiente de sensibilidade de interesse associado ao *dummy* de evento;
- $D_{i,t}^{event}$: *dummy* de evento que assume valor 1 para o país i nos os dias pertencentes à janela de evento definida em torno do anúncio $[-2, +3]$, e 0 caso contrário;
- ΔVIX_t : variação diária do índice VIX;
- ΔCRB_t : variação diária do índice de *commodities* CRB;
- $\Delta US2YT_t$: variação diária da taxa de juros dos títulos do Tesouro norte-americano de 2 anos;
- γ_k : coeficientes de sensibilidade associados a cada um dos k controles globais;
- ρ_j : coeficientes associados a cada defasagem j , que medem a persistência de curto prazo da série, indicando possíveis choques ou não em $Y_{i,t-j}$ que tendem a se propagar por alguns dias;
- $\varepsilon_{i,t}$: termo residual idiossincrático, que representa a parte de $Y_{i,t}$ não explicada pelos efeitos fixos, pelo evento, pelos choques globais e pelos valores passados da própria variável.

A partir dessa especificação, a interpretação dos termos e coeficientes da regressão torna-se mais clara. De forma genérica, $Y_{i,t}$ é a variável que se quer explicar para o país i no dia t . Conforme já descrito, neste trabalho ela pode ser o retorno cambial anormal ($AR_{i,t}^{FX}$) da taxa BRL/USD ou GBP/USD obtido a partir do modelo de mercado, a variação do *spread* de CDS (*Credit Default Swap*) ($\Delta CDS_{i,t}$), ou a variação diária do *yield* do título soberano de 10 anos ($\Delta y_{i,t}^{10Y}$). Essa escolha garante que, para cada classe de ativo, a variável dependente seja uma medida de "surpresa" ou de variação diária efetiva, coerente com o foco em janelas de curtíssimo prazo: no câmbio, o choque é mensurado como retorno anormal, enquanto em CDS e juros, o choque é mensurado como variação em pontos-base.

O termo $\alpha_{i,h}$ agrupa dois efeitos fixos: um efeito fixo específico de cada país (α_i) e um efeito fixo ligado à posição relativa em relação ao evento (δ_h). Assim, α_i captura diferenças estruturais (por exemplo, nível médio de risco, características institucionais, credibilidade fiscal de longo prazo, liquidez, ou outras particularidades institucionais) que são constantes ao longo da janela entre os países – evitando que essas diferenças sejam confundidas com o impacto do anúncio –, enquanto δ_h captura padrões médios comuns de comportamento das variáveis ao

redor de anúncios fiscais, independentemente de qual país esteja sendo considerado (por exemplo, movimentos típicos em $t = -1$ ou $t = +1$ que não dependem de qual país está sendo analisado).

O coeficiente ϕ resume o efeito médio do anúncio fiscal sobre a variável de interesse, depois de controlar pelos fatores globais e pela inércia da série. Por estar associado ao termo de evento *dummy* $D_{i,t}^{event}$, que justamente assume valor igual 1 para o país i nos dias que pertencem à janela de evento definida em torno do anúncio e igual a 0 em todos os outros dias, ϕ mede o desvio médio de $Y_{i,t}$ nos dias em que o país está na janela de evento em relação aos demais dias, depois de controlar pelos efeitos fixos, pelos fatores globais e pela dinâmica passada da própria variável, isto é, ele representa o efeito médio do anúncio fiscal sobre a variável de interesse. Se, por exemplo, $Y_{i,t} \equiv AR_{i,t}^{FX}$ e o estimador ϕ for negativo e estatisticamente significativo, isso indica que, em média, a moeda apresenta apreciação anormal na janela de evento, ou seja, o anúncio é associado à melhora na percepção de risco cambial. Um ϕ positivo, por sua vez, indicaria depreciação anormal, sugerindo que o anúncio foi interpretado como fiscalmente fragilizante ou insuficiente. De forma análoga, se $Y_{i,t} \equiv \Delta CDS_{i,t}$, um ϕ negativo e significativo indica que o anúncio fiscal está associado a uma queda anormal do CDS (*Credit Default Swap*), isto é, a uma redução do prêmio de risco soberano; já um ϕ positivo sugere um aumento anormal do CDS na janela de evento, interpretado como piora na percepção de risco ou como frustração em relação à força do ajuste fiscal. Por fim, se $Y_{i,t} \equiv \Delta y_{i,t}^{10Y}$, um ϕ negativo aponta para uma queda anormal do *yield* de 10 anos, compatível com a ideia de que o anúncio melhora a trajetória esperada da dívida e reduz o custo de financiamento de longo prazo; por outro lado, um ϕ positivo sinaliza uma alta anormal da taxa de 10 anos, sugerindo que o mercado passou a exigir maior retorno para financiar o governo após o anúncio, por perceber risco fiscal maior ou credibilidade limitada das medidas propostas. Em outras palavras, sumariamente o ϕ é o efeito adicional associado ao evento.

Os coeficientes $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ são os pesos atribuídos aos choques globais usados como controle ΔVIX_t (mudança na aversão ao risco global), ΔCRB_t (mudança no índice de *commodities*) e $\Delta US2YT_t$ (mudança no *yield* dos títulos de 2 anos dos EUA). Cada γ_k medem a sensibilidade de $Y_{i,t}$ à variação do respectivo fator global, mantendo constantes o efeito do evento, os outros fatores globais e o histórico recente de $Y_{i,t-j}$. Um γ_1 positivo sugere que dias de maior aversão ao risco global tendem a piorar a variável doméstica (por exemplo, aumentar o CDS – *Credit Default Swap* ou gerar depreciação anormal do câmbio). Por sua vez, um γ_2 negativo, como no caso de países exportadores de *commodities* como o Brasil, indicaria que

altas de *commodities* estão associadas a apreciação anormal da moeda ou a redução do risco soberano. Já um γ_3 positivo sugere que elevações nos juros de 2 anos americanos tendem a pressionar para cima as taxas de 10 anos domésticas. No fim, esses coeficientes servem para "limpar" da variável doméstica o que é movimento explicado por condições financeiras globais naquele dia, mantendo interpretações semelhantes do coeficiente ϕ quanto aos impactos nos retornos cambiais anormais, no risco soberano e na taxa de juros.

O somatório $\sum_{j=1}^p \rho_j Y_{i,t-j}$ representa o componente autorregressivo do modelo, isto é, o efeito dos valores passados da própria variável sobre o valor atual, incluindo p lags ("defasagens") de forma a capturar persistência de muito curto prazo, ou seja, a dinâmica de curto prazo sem sobreajustar o modelo. Os coeficientes ρ_j medem essa persistência de curto prazo: informam até que ponto as variáveis financeiras mantêm uma memória de choques recentes (por exemplo, se uma depreciação cambial em t tende a ser parcialmente revertida ou amplificada em $t + 1$ ou $t + 2$). Valores positivos e significativos sugerem que parte do movimento observado em $Y_{i,t}$ decorre da continuidade de choques que ocorreram nos dias anteriores, o que é típico em dados financeiros com volatilidade persistente. Já valores negativos e significativos de ρ_j indicam um padrão de correção ou reversão: choques positivos tendem a ser seguidos, em média, por movimentos negativos (e vice-versa), o que sugere que parte do ajuste de preços no dia t é justamente uma devolução do que ocorreu nos dias anteriores. Em termos práticos, um $\rho_j < 0$ aponta para comportamento de "*mean reversion*", em que a variável tende a voltar em direção a um nível mais "normal" após oscilações mais fortes. Se os $|\rho_j|$ forem próximos de zero, isso sugere pouca persistência. Dessa forma, ao incluir as defasagens da própria variável, o modelo reduz viés por omissão de variáveis ao separar o efeito "mecânico" da dinâmica própria do ativo do efeito pontual do anúncio fiscal, ou seja, o modelo evita atribuir ao anúncio fiscal ou aos fatores globais movimentos que, na verdade, são apenas a continuação de um ajuste já em curso.

Para os fins de estimação, os parâmetros ϕ, γ_k, ρ_j são obtidos via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em painel com efeitos fixos α_i e δ_h , utilizando erros-padrão robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação serial de curta duração. Isso segue a prática de David et al. (2022), que estimam regressões de *spreads* com *dummies* de anúncio e defasagens, focando mais na direção e significância dos coeficientes do que em sua magnitude absoluta.

Em termos mais intuitivos, essa regressão é um modelo de painel que tenta responder: "quanto do movimento diário de mercado em cada país é típico daquele país, quanto é só porque estamos próximos de um anúncio fiscal, quanto vem de choques globais naquele dia e quanto

é apenas continuidade do que já vinha acontecendo?". Os efeitos fixos α_i e δ_h tiram da frente as diferenças estruturais e os padrões genéricos em torno de eventos. As variáveis globais com coeficientes γ_k filtram o impacto do humor internacional, de *commodities* e de juros dos EUA. Os *lags* com coeficientes ρ_j captam a tendência da série de "carregar" os choques por alguns dias. O que sobra e é capturado por ϕ é o componente associado a estar, de fato, na janela do anúncio fiscal daquele país.

Como as variáveis analisadas pertencem a mercados diferentes e são medidas em unidades distintas, os coeficientes estimados não são diretamente comparáveis em termos de magnitude. Os retornos anormais de câmbio $AR_{i,t}^{FX}$ são expressos em percentual (%), enquanto as variações de CDS (*Credit Default Swap*) e de *yields* soberanos ($\Delta CDS_{i,t}, \Delta y_{i,t}^{10Y}$) são medidas em pontos-base (bps). Isso significa que um coeficiente numericamente "pequeno" em uma regressão de câmbio pode ser economicamente relevante frente à volatilidade típica daquela série, ao passo que um coeficiente numericamente "grande" em CDS pode representar um efeito modesto em termos relativos.

Para evitar que essas diferenças de escala contaminem a interpretação, os resultados principais do estudo de evento (*AR / CAR*) do teste de UIP (*Uncovered Interest Parity* – "Paridade Descoberta de Juros") de curto prazo são sempre apresentados separadamente por ativo, sem realizar *pooling* ("agrupamento") entre classes de ativos.

Dentro desse contexto, o teste de UIP (*Uncovered Interest Parity* – "Paridade Descoberta de Juros") de curto prazo é utilizado para avaliar em que medida os movimentos anormais do câmbio podem ser atribuídos a mudanças no diferencial de juros entre o país doméstico e os Estados Unidos. A lógica econômica de UIP é que, em equilíbrio, moedas com juros mais altos tendem a se depreciar no futuro, de forma que o investidor não obtenha um ganho "livre de risco" apenas carregando o diferencial de juros. No curto prazo e em janelas de evento, essa ideia é traduzida em uma regressão simples em que o retorno cambial anormal é explicado pela variação do diferencial de juros. O objetivo do teste é separar dois canais: de um lado, um canal "mecânico" via diferencial de juros de curto ou longo prazo; de outro, um canal de prêmio de risco e credibilidade fiscal, que se manifesta como movimento residual no câmbio mesmo quando os juros pouco se alteram.

A especificação da regressão utilizada para o teste de UIP de curto prazo do retorno cambial anormal sobre a variação do diferencial de taxa de juros (juros domésticos menos juros americanos) é dada por:

$$AR_{i,t}^{FX} = \alpha + \beta \Delta(k_{i,t} - k_{U.S.,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Onde:

- $AR_{i,t}^{FX}$: retorno anormal da taxa de câmbio do país i no dia t , em percentual
- α : intercepto da regressão que representa o valor médio de $AR_{i,t}^{FX}$ quando não há variação no diferencial de juros
- β : coeficiente de sensibilidade do retorno cambial anormal à variação do diferencial de juros
- $k_{i,t}$: taxa de juros (representada pelos *yields* de títulos soberanos de 2 ou 10 anos, a depender da especificação) relevante do país no dia t
- $k_{U.S.,t}$: taxa de juros norte-americana de mesma maturidade (2 anos ou 10 anos) no dia t
- $\varepsilon_{i,t}$: termo residual, que representa o retorno idiossincrático (anormal) da taxa de câmbio do país i no dia t não explicado pelo modelo

Em janelas muito curtas, como $[0, +1]$ e $[0, +3]$, a amostra é formada pelos dias da janela para ambos os países, o que resulta em poucos pontos de observação. O interesse principal não é construir um modelo estrutural completo do câmbio, mas testar se, nesses poucos dias em torno dos anúncios fiscais, há alguma relação sistemática entre variações do diferencial de juros e os retornos anormais de câmbio.

O termo α é o componente médio do retorno cambial anormal que não está associado a mudanças em $\Delta(k_{i,t} - k_{U.S.,t})$, o qual, em janelas de evento, serve para captar o nível médio de prêmio de risco ou de outros fatores não observados.

A interpretação do coeficiente β segue diretamente da especificação. Se β for positivo, um aumento do diferencial de juros (juros domésticos subindo relativamente aos EUA) está associado a uma depreciação anormal da moeda; se β for negativo, o aumento do diferencial tende a vir acompanhado de apreciação anormal, o que seria mais próximo da intuição tradicional de UIP (*Uncovered Interest Parity* – "Paridade Descoberta de Juros") de curto prazo (juros mais altos compensados por expectativa de depreciação futura menor). Além disso, se β for estatisticamente indistinguível de zero e o R^2 da regressão for baixo, isso indica que, nessas janelas de alta frequência, as variações do diferencial de juros explicam muito pouco do comportamento de $AR_{i,t}^{FX}$. Nessa situação, conclui-se que o ajuste cambial observado é dominado por componentes de prêmio de risco e credibilidade ligados ao anúncio fiscal, e não

por um canal puramente mecânico via juros. Por outro lado, conforme nos casos em que β significativamente diferente de zero, com sinal consistente em diferentes maturidades, isso sugeriria que uma parcela relevante da reação do câmbio poderia ser atribuída diretamente ao canal de juros: por exemplo, um anúncio fiscal que eleva fortemente a curva de juros doméstica poderia gerar, no curtíssimo prazo, um ajuste cambial alinhado ao movimento desse diferencial.

Desse modo, ao combinar essa regressão simples com o cuidado em tratar cada ativo em sua própria escala (sem *pooling* entre variáveis medidas em unidades diferentes), o teste de UIP (*Uncovered Interest Parity* – "Paridade Descoberta de Juros") de curto prazo funciona como um complemento ao estudo de evento. Primeiro, a metodologia de *event study* identifica se há retornos anormais relevantes e persistentes na moeda em torno do anúncio. Em seguida, a regressão de UIP pergunta: "desses retornos anormais, quanto pode ser associado a variações do diferencial de juros e quanto sobra como prêmio de risco e credibilidade?". Essa decomposição ajuda a interpretar se a reação do câmbio reflete principalmente o canal de juros ou se revela, sobretudo, um reajuste de prêmio de risco ligado à percepção sobre a solvência fiscal.

4.4. LIMITAÇÕES DA METODOLOGIA APLICADA

A principal limitação deste estudo decorre de sua natureza de estudo de caso, concentrando-se em apenas dois eventos específicos. Embora essa abordagem forneça insights comparativos, ela limita a generalização dos resultados. Devido ao tamanho reduzido da amostra de eventos para análise de heterogeneidade, a regressão formal pode não produzir coeficientes estatisticamente significativos, o que impede inferência formal e conclusiva sobre o papel de fatores como qualidade institucional e credibilidade fiscal na modulação do impacto. Em outras palavras, com apenas seis observações de *AR / CAR* por ativo (dois países e três classes de ativos – taxa cambial, risco soberano pelo CDS e *yield* do título soberano de 10 anos), o poder estatístico para detectar efeitos condicionais de qualidade institucional é muito baixo, de modo que coeficientes com sinais economicamente plausíveis podem aparecer estatisticamente insignificantes. Esse tipo de limitação contrasta com trabalhos como David et al. (2022) e Alberola et al. (2021), que utilizam painéis extensos de anúncios fiscais em diversos países, aumentando substancialmente o número de eventos e a capacidade de identificar heterogeneidade de forma robusta.

Embora o estudo de evento minimize o risco de endogeneidade ao focar em janelas curtas, os dados podem ser suscetíveis a ruídos e a eventos não relacionados que ocorram simultaneamente.

Por fim, a quantificação de percepções (como "narrativa política" ou "credibilidade percebida") é desafiadora, apesar do uso de *proxies*. Além disso, o agrupamento (*pooling*) entre variáveis com unidades distintas na regressão de heterogeneidade é mantido apenas para fins exploratórios; uma versão padronizada por *z-score* é deixada como extensão, pois exigiria re-estimação e uma amostra maior. Assim, esses exercícios de regressão complementar devem ser interpretados como evidência ilustrativa, coerente com a literatura, mas não como testes formais e definitivos dos canais de instituições e credibilidade; o núcleo da inferência permanece nos resultados de *AR* / *CAR*, nos testes não-paramétricos e nos exercícios de placebo.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

A Seção 5 passa agora da formulação metodológica para a apresentação e interpretação dos resultados empíricos do estudo de eventos. A partir deste ponto, o foco recai sobre a medição estatística dos impactos dos anúncios fiscais nas variáveis financeiras selecionadas, a saber, a taxa de câmbio, o risco soberano (CDS – *Credit Default Swap*) e os juros de longo prazo (*yields*). Esses impactos são sintetizados por meio dos retornos anormais diários (*AR* – "*abnormal return*") e dos retornos anormais acumulados (*CAR* – "*cumulative abnormal return*") em diferentes janelas de tempo, bem como pelos respectivos intervalos de confiança e p-valores obtidos a partir de testes estatísticos não-paramétricos (*Rank Test* de Corrado e *Sign Test* de Cowan) e de um procedimento paramétrico com reamostragem via *wild bootstrap*.

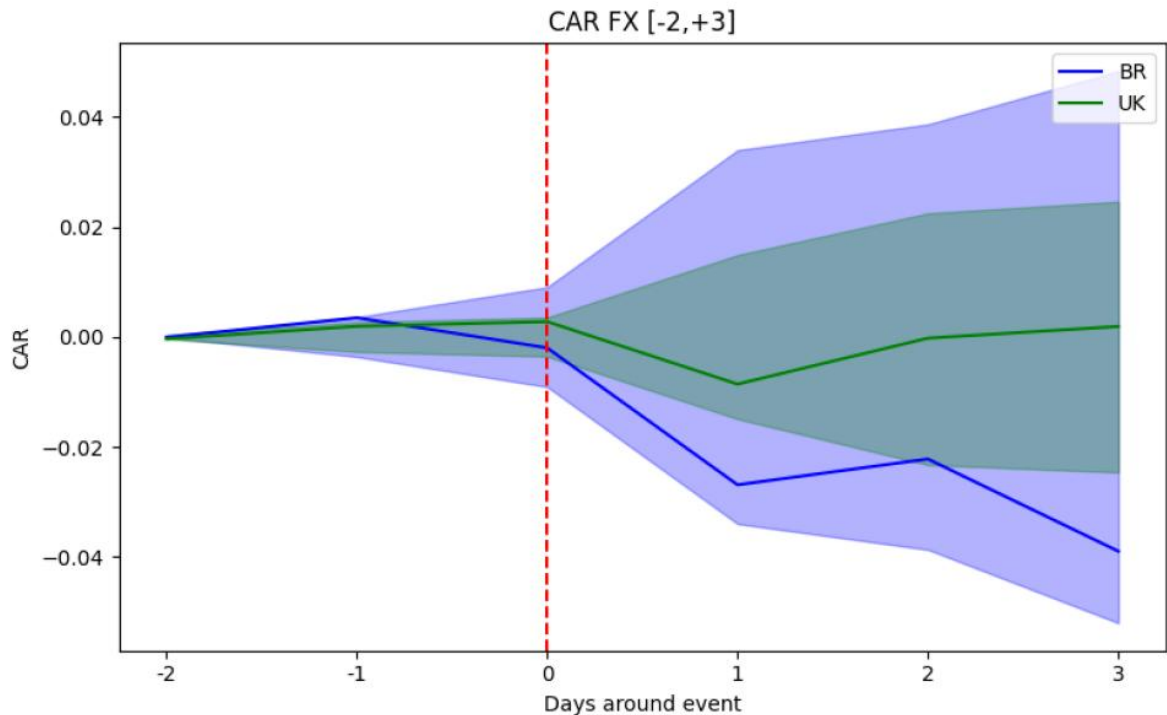
De forma intuitiva, o *AR* mede quanto a variação observada em um ativo em determinado dia se desvia do que seria "normal" de acordo com o modelo de retorno esperado estimado na janela de pré-evento. Já o *CAR* acumula esses desvios ao longo de uma janela $[T_1, T_2]$, permitindo verificar se o efeito do anúncio se concentra em um único dia ou se é prolongado por vários dias úteis após o evento. Os p-valores associados a Corrado, *Sign* e *wild bootstrap* ($p_{Corrado}$, p_{Sign} e p_{Boot} , respectivamente) indicam, em todos os casos, a probabilidade de observar um *AR* ou *CAR* tão extremo quanto o estimado sob a hipótese nula de ausência de efeito do evento. Baixos p-valores (por exemplo, abaixo de 10% ou 5%) sugerem que é improvável que o movimento observado tenha ocorrido apenas por acaso, reforçando a interpretação de que o anúncio fiscal gerou um desvio estatisticamente relevante.

O *Rank Test* de Corrado é um teste de postos não-paramétrico que ordena os retornos padronizados e verifica se os dias de evento tendem a ocupar posições extremas nesse ranking, sendo robusto a violações de normalidade e a heterocedasticidade típica de estudos de evento. O *Sign Test* de Cowan, por sua vez, avalia se a proporção de retornos anormais positivos e negativos ao longo da amostra difere de 50%, funcionando como uma verificação simples de direção predominante do efeito. Já o *wild bootstrap* reamostra os resíduos do modelo de retorno esperado para construir, de forma empírica, a distribuição dos *AR* e *CAR* sob a hipótese nula, gerando p-valores e intervalos de confiança que acomodam melhor heterocedasticidade e pequena amostra. Dessa forma, a combinação dos três procedimentos aumenta a robustez das inferências sobre a significância dos choques associados aos anúncios fiscais.

Segundo a Figura 03 e a Tabela 04, evidencia-se um contraste imediato na resposta da taxa de câmbio. Para o Brasil (par cambial BRL/USD), o *CAR* foi fortemente negativo e persistente, percebido por $AR_0 = -0.55\%$ ($p_{Corrado} = 0.126$) e $CAR_{[0,+3]} = -4.25\%$ ($p_{Corrado} = 0.126$). A trajetória deste se aprofundou para -3.04% em 1 dia e atingiu -4.25% em 3 dias. Essa forte e contínua depreciação do Real, acompanhada de um aumento relevante do risco soberano ($CAR_{[0,+3]}^{CDS} = +8.13$ bps, $p_{Corrado} = 0.203$), sugere que o anúncio fiscal foi interpretado pelo mercado como um choque adverso que compromete a sustentabilidade da dívida. Tal reação é consistente com a literatura sobre regimes fiscais não-Ricardianos ou de Dominância Fiscal, em que a incapacidade percebida de gerar superávits primários para honrar a dívida leva os mercados a incorporarem expectativas de maior inflação futura e depreciação cambial, em linha com os argumentos teóricos de Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004).

Ainda que o p-valor de 0.126 para AR_0 e $CAR_{[0,+3]}$ não atinja os limiares usuais de significância estatística a 10% ou 5%, a magnitude econômica da depreciação é expressiva, especialmente quando combinada com o alargamento do CDS (*Credit Default Swap*). Em termos financeiros, um *CAR* de -4.25% em três dias significa uma perda acumulada relevante para posições em moeda doméstica, reforçando a leitura de que o anúncio foi percebido como deterioração do quadro fiscal e de que o canal de credibilidade foi central para a reação do câmbio.

Figura 03 – Evolução do *CAR* para BRL/USD e GBP/USD em torno dos anúncios fiscais



Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

Em contraste, o Reino Unido (par cambial GBP/USD) apresentou uma reação mista. Embora $AR_0 = +0.08\%$ ($p_{Corrado} = 0.839$), o *CAR* acumulado em 1 dia indicou depreciação (-1.05%). O movimento acumulado se estabilizou em $CAR_{[0,+3]} \cong 0.00\%$ ($p_{Corrado} = 0.839$) e terminou com uma depreciação menor (-0.61%) em 5 dias. Embora o risco soberano do Reino Unido também tenha aumentado ($CAR_{[0,+3]}^{CDS} = +2.32$ bps, $p_{Corrado} = 0.170$), a magnitude do choque cambial acumulado foi significativamente menor do que no caso do Real. Essa resposta mais contida da Libra, apesar da elevação do risco soberano, sugere que a força institucional e a credibilidade percebida do Reino Unido atuaram como amortecedores, limitando movimentos cambiais adversos, como postulado por Alberola et al. (2021) e Mirkov et al. (2022).

Do ponto de vista estatístico, os p-valores elevados para as janelas mais curtas no caso britânico indicam que a hipótese nula de ausência de efeito não pode ser rejeitada com conforto, o que é coerente com um cenário em que o mercado revisa o prêmio de risco de forma moderada, sem desencadear uma fuga acentuada da moeda. Isso ilustra bem o papel da credibilidade fiscal e da qualidade institucional: mesmo diante de um pacote controverso, a ancoragem das expectativas ajuda a conter a volatilidade e a reduzir a probabilidade de movimentos extremos identificados pelos testes de Corrado, *Sign* e *bootstrap*.

Para estabelecer ordens de grandeza e visualizar os canais lado a lado (nível da taxa de câmbio, risco soberano e juros de longo prazo), a Tabela 04 consolida os principais deslocamentos imediatamente após cada anúncio

Tabela 04 – Impacto dos anúncios fiscais em taxa de câmbio, risco soberano e volatilidade

Variável ^[4]	AR_0 (FX, %)	CAR (1d, %)	CAR (3d, %)	CAR (5d, %)	$CDS \Delta$ [0, +3], bps	$10Y \Delta$ [0, +3], bps	Volatilidade Realizada (pico, %)
Brasil (27/11/2024)	-0.55%	-3.04%	-4.25%	-3.38%	+8.13	+0.03	142
Reino Unido (30/10/2024)	+0.08%	-1.05%	0.00%	-0.61%	+2.32	-0.08	171

Fonte: Elaboração própria

Em síntese, o Brasil combina depreciação cambial com aumento do CDS, enquanto o Reino Unido apresenta perdas cambiais menores e uma elevação de risco mais contida; ainda assim, a volatilidade aumenta em ambos, antecipando a discussão sobre incerteza que se segue.

Para completar, a Tabela 05 reúne – por país, ativo e janela – os valores de AR / CAR calculados, os intervalos de confiança de 95% de nível de confiança estatística e os p-valores (Corrado, *Sign* e *wild bootstrap*).

^[4] AR_0 é o retorno anormal ("*abnormal return*") no dia do evento para a taxa cambial (FX – *foreign exchange rate*); CAR é o retorno anormal acumulado ("*cumulative abnormal return*") para os horizontes indicados; variações do CDS (*Credit Default Swap*) e do *yield* de 10Y anos são acumuladas na janela [0, +3] em pontos-base (bps); volatilidade realizada reporta o pico pós-evento.

Tabela 05 – Resultados do estudo de eventos^[5] por país, variável e janela

		Brazil								United Kingdom							
Variable	Window	AR ₀	CAR	CI95% [L,H]	<i>p</i> _{Boot}	<i>p</i> _{Corrado}	<i>p</i> _{Sign}	<i>N</i> _{est}	<i>N</i> _{ext}	AR ₀	CAR	CI95% [L,H]	<i>p</i> _{Boot}	<i>p</i> _{Corrado}	<i>p</i> _{Sign}	<i>N</i> _{est}	<i>N</i> _{ext}
FX																	
FX	[0,+1]	-0.0055	-0.0304	[-0.0304, 0.0304]	0.5050	0.0465	0.1573	30	2	0.0008	-0.0105	[-0.0122, 0.0122]	1	0.2507	0.1573	30	2
FX	[0,+3]	-0.0055	-0.0425	[-0.0519, 0.0519]	0.2475	0.1263	0.3173	30	4	0.0008	0	[-0.0227, 0.0227]	1	0.8385	1	30	4
FX	[0,+5]	-0.0055	-0.0338	[-0.0519, 0.0519]	0.3852	0.6655	1	30	6	0.0008	-0.0061	[-0.0315, 0.0315]	0.8343	0.8442	1	30	6
FX	[-2,+3]	-0.0055	-0.0390	[-0.0521, 0.0554]	0.3054	0.4092	1	30	6	0.0008	0.0019	[-0.0246, 0.0246]	0.8942	0.7532	1	30	6
CDS (bp)																	
CDS	[0,+1]	1.1225	4.8335	[-4.8335, 4.8335]	0.4531	0.2204	0.1573	30	2	0.2557	-0.0552	[-0.5666, 0.5666]	1	1	1	20	2
CDS	[0,+3]	1.1225	8.1304	[-8.3989, 8.3989]	0.2495	0.2026	0.3173	30	4	0.2557	2.3192	[-2.9410, 2.9410]	0.4950	0.1699	0.3173	20	4
CDS	[0,+5]	1.1225	17.4500	[-15.4800, 17.4500]	0.0519	0.0706	0.1025	30	6	0.2557	1.2445	[-3.5043, 3.5043]	0.8703	0.8703	1	20	6
CDS	[-2,+3]	1.1225	6.7059	[-11.2000, 11.2000]	0.3194	0.4319	0.4142	30	6	0.2557	2.5182	[-3.0227, 2.8593]	0.1976	0.3408	0.4142	20	6
Yield (bp)																	
Yield	[0,+1]	-0.6747	0.0316	[-1.3810, 1.3810]	1	1	1	23	2	-0.4834	-0.3618	[-0.6050, 0.6050]	1	0.4907	1	30	2
Yield	[0,+3]	-0.6747	0.0316	[-1.3810, 1.3810]	1	1	1	23	2	-0.4834	-0.0756	[-0.8912, 0.8912]	1	0.9188	1	30	4
Yield	[0,+5]	-0.6747	0.0316	[-1.3810, 1.3810]	1	1	1	23	2	-0.4834	-0.5984	[-1.2948, 1.2948]	0.4711	0.3873	0.4142	30	6
Yield	[-2,+3]	-0.6747	0.7432	[-2.1680, 2.1680]	0.6487	0.7974	1	23	4	-0.4834	0.4116	[-1.2592, 1.2592]	0.5928	0.5822	0.4142	30	6

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

A leitura conjunta das Tabelas 04 e 05, portanto, permite ir além da simples observação de sinais e magnitudes dos *AR* e *CAR*. Os intervalos de confiança mostram a faixa de valores compatíveis com os dados para cada janela, enquanto os diferentes *p*-valores reforçam quais movimentos são estatisticamente mais robustos. No caso brasileiro, a combinação de depreciação cambial persistente, aumento de CDS (*Credit Default Swap*) e maior volatilidade fornece evidência consistente com um choque fiscal percebido como de Dominância Fiscal. No caso britânico, a reação mais moderada da Libra, em um contexto de instituições consolidadas, ilustra como a credibilidade pode mitigar a transmissão de choques fiscais para o câmbio e para o prêmio de risco soberano, mesmo quando a direção dos efeitos é qualitativamente semelhante.

A principal interpretação concentra-se na janela [0, +3], utilizando as demais como testes de robustez no curtíssimo prazo ([0, +1]) e em um horizonte ligeiramente mais amplo ([0, +5]). Três padrões se destacam: (i) o câmbio no Brasil é negativo em várias janelas, com evidência mais forte em [0, +1] via Corrado ($p_{Corrado} = 0.047$); (ii) no Reino Unido, o câmbio é relativamente contido e a reação aparece principalmente no CDS (*Credit Default*

[5] Intervalos de confiança de 95% (CI95%) apresentados como [mínimo, máximo] \equiv [L, H]; FX em retorno percentual logarítmico; CDS e *yields* em pontos-base (bps); *p*-valores baixos indicam maior evidência contra a hipótese nula.

Swap); e (iii) a significância estatística é, em geral, fraca fora do curtíssimo prazo, compatível com o desenho de dois eventos. Na prática, focar na janela $[0, +3]$ significa olhar para o efeito imediato e ainda diretamente associado ao anúncio, antes que outros fatores macroeconômicos ou notícias não relacionadas comecem a contaminar os preços. Os p-valores reportados na Tabela 05 mostram que, no caso brasileiro, apenas o teste de Corrado para FX (*Foreign Exchange Rate* – taxa cambial) na janela $[0, +1]$ atinge níveis usuais de significância (p-valor em torno de 5%), enquanto os demais testes e janelas apresentam p-valores mais elevados. Isso indica que o choque cambial é mais intenso e estatisticamente detectável exatamente no dia do anúncio, mas tende a perder força à medida que o horizonte se alonga, o que é típico em estudos de evento com amostra reduzida. Já para o Reino Unido, os p-valores altos para FX em todas as janelas sugerem que a hipótese nula de ausência de efeito cambial não pode ser rejeitada com conforto, reforçando a ideia de que o canal principal de reação naquele caso se materializa via *spreads* de CDS, e não via taxa de câmbio.

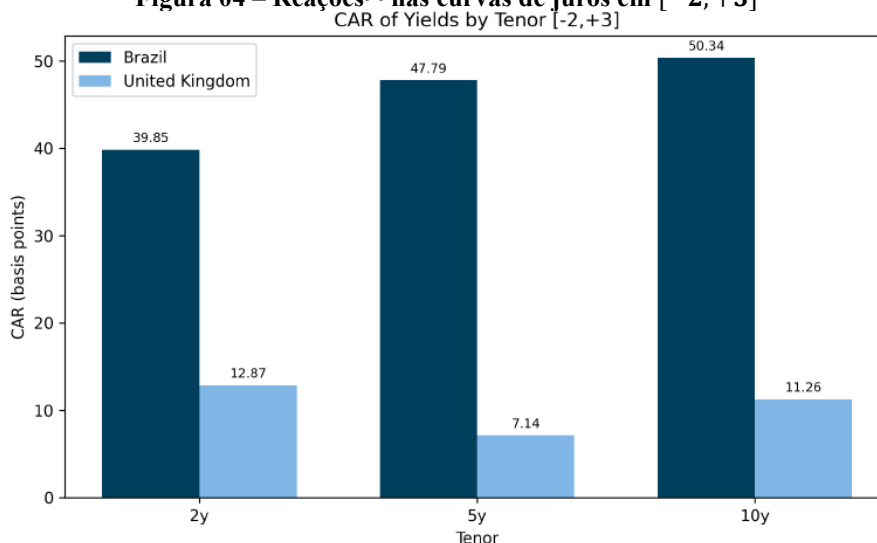
A análise das variações anormais cumulativas dos *yields* das taxas soberanas (Tabela 06 e Figura 04) revela o impacto do choque fiscal sobre as expectativas de política monetária e sobre o prêmio de prazo. Para isolar a dinâmica ao longo da curva, a Tabela 06 apresenta os *CARs* das taxas por vencimento, organizadas para comparação entre Brasil e Reino Unido. Ao decompor a reação por vencimento, a tabela permite distinguir se o choque é percebido como essencialmente de curto prazo (afetando mais as taxas de 2 anos), de longo prazo (afetando mais as de 10 anos) ou disseminado por toda a estrutura a termo. Em termos de teoria financeira, deslocamentos nas taxas curtas estão mais associados à revisão do caminho esperado da taxa básica, enquanto movimentos nas pontas longas refletem, sobretudo, mudanças no prêmio de risco de longo prazo e na percepção de sustentabilidade fiscal.

Tabela 06 – Variações anormais acumuladas^[6] nos *yields* dos títulos soberanos (Δy em pontos-base, bps)

Vencimento	<i>CAR</i> _[0,+1]		<i>CAR</i> _[0,+3]		<i>CAR</i> _[-2,+3]	
	Brasil	Reino Unido	Brasil	Reino Unido	Brasil	Reino Unido
2Y Anos	+48.03	+7.30	+43.91	+4.93	+39.85	+12.87
5Y Anos	+63.40	+1.27	+59.97	-0.05	+47.79	+7.14
10Y Anos	+63.16	+6.36	+64.07	+4.82	+50.34	+11.26

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

^[6] *CARs* acumulados em bps (pontos-base) segmentados por vencimento e janela de análise.

Figura 04 – Reações^[7] nas curvas de juros em $[-2, +3]$ 

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

No caso do Brasil, o anúncio fiscal provocou uma venda generalizada ao longo de toda a curva: a taxa de 10 anos subiu +64.07 bps em $CAR_{[0,+3]}$, enquanto a taxa de 2 anos avançou +43.91 bps. Esse aumento acentuado dos juros de longo prazo é um reflexo direto de que o mercado passou a exigir um prêmio de risco mais elevado, devido à percepção de piora na sustentabilidade fiscal. Essa observação estabelece uma relação clara entre o anúncio de política fiscal e o aumento do custo da dívida, corroborando a teoria de que níveis elevados de dívida/PIB pressionam as taxas de juros, conforme discutido por Laubach (2003).

Em termos práticos, uma alta de cerca de +60 bps. na taxa de 10 anos, se persistente, implica encarecimento relevante do serviço da dívida pública nova emitida na parte longa da curva, além de elevar o custo de capital de empresas que usam os títulos soberanos como referência de precificação. Ainda que os p-valores reportados para os $CARs$ ("cumulative abnormal returns" – retornos anormais acumulados) de juros não sejam, em sua maioria, suficientemente baixos para rejeitar a hipótese nula em todos os testes, a magnitude econômica do movimento é grande, sugerindo um choque de percepção de risco mesmo em um contexto de evidência estatística moderada.

A Tabela 07, por sua vez, também mostra que a curva brasileira se achatou de forma material (o *spread 2s10* – diferença das curvas dos títulos de 2 e 10 anos – caiu -19.26 bps na janela $[0, +3]$). O achatamento indica que as taxas de curto prazo subiram proporcionalmente mais do que as de longo prazo.

^[7] Barras mostram o $CAR^{\Delta y}$ para os títulos soberanos com vencimento em 2Y, 5Y e 10Y anos; barras escuras aplicam-se ao Brasil, enquanto barras claras aplicam-se ao Reino Unido.

Tabela 07 – Variações anormais acumuladas^[8] nas inclinações (*slopes*) dos *yields* dos títulos soberanos

Inclinação (<i>Slope</i>)	$CAR_{[0,+1]}$		$CAR_{[0,+3]}$		$CAR_{[-2,+3]}$	
	Brasil	Reino Unido	Brasil	Reino Unido	Brasil	Reino Unido
2s10 (2Y–10Y)	-13.56	+1.71	-19.26	+1.54	-6.29	+3.67
5s10 (5Y–10Y)	-1.38	-4.33	-6.89	-3.43	-2.44	-2.06

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

Como o título de vencimento de 2 anos é mais sensível à trajetória esperada da taxa básica, essa configuração sugere que o mercado passou a precificar uma resposta mais dura da política monetária no horizonte imediato, com o Banco Central elevando a taxa de juros para conter os efeitos inflacionários e cambiais do choque fiscal. Em contraste, a alta relativamente menor na ponta longa indica que, embora o prêmio de risco de longo prazo tenha aumentado, o ajuste mais agressivo recaiu sobre o curto prazo, compatível com um mecanismo de transmissão via política monetária descrito pela literatura.

Esse movimento é evidência do canal de transmissão via taxa de juros, sugerindo que o choque fiscal gerou expectativas de que o Banco Central do Brasil precisará elevar a taxa básica no curto prazo para conter as pressões inflacionárias e cambiais decorrentes, um mecanismo central de política econômica analisado por Luporini (2001).

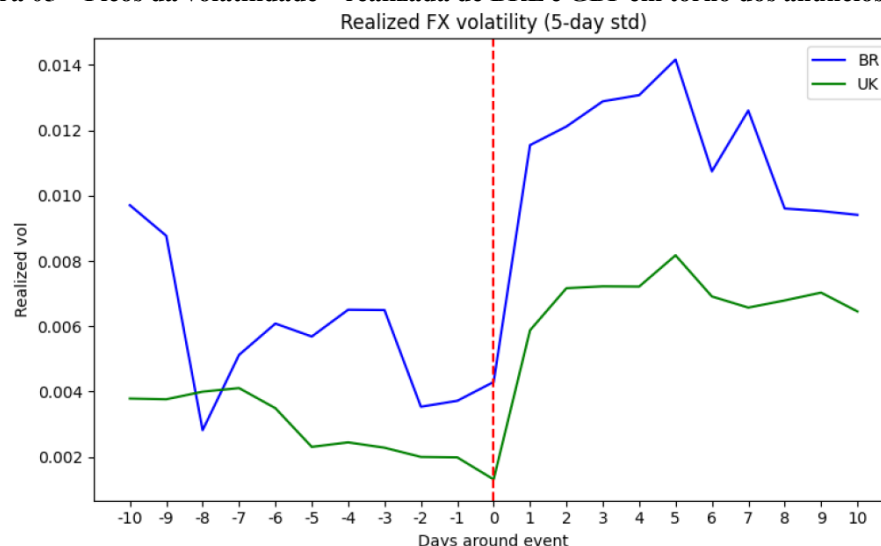
O Reino Unido, por outro lado, apresentou movimentos de juros mais modestos (por exemplo, a taxa de 10 anos subiu apenas +4.82 bps na janela $[0, +3]$), e a curva permaneceu relativamente estável, reforçando a ideia de que o anúncio britânico não alterou de forma significativa as expectativas de inflação de médio prazo, o que seria esperado em um regime fiscal percebido como mais sólido. Os *CARs* reportados na Tabela 06 mostram que, para todas as maturidades, as variações anormais acumuladas no Reino Unido são pequenas em comparação às brasileiras, e em alguns casos quase nulas, como no *yield* do título de 5 anos na janela de $[0, +3]$. Combinado com a ausência de mudanças relevantes nas inclinações dos *spreads* 2s10 e 5s10 na Tabela 07, isso sinaliza que o mercado não revisou de forma dramática nem o caminho esperado da taxa básica, nem o prêmio de longo prazo, interpretando o pacote mais como um ruído de curto prazo do que como uma ruptura estrutural de regime fiscal.

A incerteza gerada pelos anúncios é quantificada pelo pico de volatilidade realizada (Figura 05). A volatilidade realizada é medida aqui como o desvio padrão móvel de 5 dias dos log-retornos ($\sigma_{t,5d}^{FX}$), de modo que aumentos bruscos nessa métrica indicam períodos em que os preços variam mais intensamente em torno de sua tendência. Em um estudo de evento, esses

^[8] Valores negativos indicam achatamento da curva.

picos são interpretados como choques de incerteza, em que os agentes revisam suas expectativas de forma descoordenada, o que se traduz em oscilações maiores de preços e de taxas de câmbio em janelas curtas.

Figura 05 – Picos da volatilidade^[9] realizada de BRL e GBP em torno dos anúncios fiscais



Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

Essa combinação de "efeito nível" mais forte no Brasil (maior depreciação acumulada do câmbio e alta expressiva dos juros e do CDS) com "efeito volatilidade" relativamente mais intenso no Reino Unido (maior salto percentual na volatilidade da Libra) indica que os mercados reagiram de formas distintas: no Brasil, o anúncio parece ter deslocado o patamar de equilíbrio das variáveis, enquanto no Reino Unido o principal canal foi um aumento temporário na incerteza, sem mudança tão pronunciada nos níveis médios de câmbio e juros.

Embora o Real tenha sofrido a maior depreciação acumulada, a Libra registrou o maior pico percentual de volatilidade (+171%), superando o Real (+142%). Isso sugere que, mesmo em economias com arcabouço institucional robusto (onde o risco de cauda é menor), um anúncio fiscal inesperado ou mal comunicado pode gerar incerteza relevante e descoordenação na formação de expectativas, afetando a estabilidade da taxa de câmbio, ponto que dialoga com as discussões sobre a complexidade da formação de expectativas nos mercados financeiros. Em outras palavras, a qualidade das instituições e a credibilidade fiscal podem atenuar a magnitude dos movimentos de nível, mas não eliminam o risco de episódios agudos de volatilidade quando

^[9] A análise da volatilidade realizada (desvio padrão móvel de 5 dias dos retornos logarítmicos) indica um aumento de volatilidade de +142% para o Real brasileiro (BRL) e de +171% para a Libra Esterlina (GBP) comparada à média pré-evento. Isso sugere que ambos os anúncios geraram choques de incerteza relevantes, com o anúncio britânico produzindo um choque de maior magnitude em termos percentuais de aumento de volatilidade, apesar de ter causado um impacto acumulado menos adverso na taxa de câmbio do que o observado no Brasil.

o mercado é surpreendido. Esse resultado é coerente com a literatura que vê a política fiscal como um importante gerador de "*policy uncertainty*" ("incerteza em torno da política fiscal"), capaz de aumentar temporariamente a dispersão de expectativas mesmo em países avançados. No contexto deste trabalho, ele reforça a relevância de considerar não apenas o deslocamento médio das variáveis (AR / CAR), mas também o comportamento da volatilidade como dimensão adicional dos impactos de anúncios fiscais.

A Tabela 08 apresenta as estimativas para o teste de *Uncovered Interest Parity* (UIP – "Paridade Descoberta de Juros). Nesse teste, verifica-se se os movimentos anormais da taxa de câmbio (AR^{FX}) em torno dos anúncios fiscais podem ser explicados pelas variações no diferencial de juros entre o país doméstico e os Estados Unidos, de acordo com a regressão de curto prazo. Em termos intuitivos, a UIP prevê que, quando os juros domésticos sobem em relação aos juros norte-americanos, a moeda doméstica deveria se depreciar de forma a compensar esse ganho de taxa, de modo que o investidor não consiga obter "lucro fácil" apenas carregando a moeda de maior juro.

Tabela 08 – Regressões^[10] do teste de UIP para AR^{FX} (%) em relação à $\Delta(k_{dom.} - k_{U.S.})$ (bps)

Janela de Análise	Vencimento do Título	$\hat{\beta}$	t-stat	R^2
[0, +1]	2Y Anos	-0.00022	-0.574	0.25
	10Y Anos	-0.00008	-0.316	0.09
[0, +3]	2Y Anos	+0.00012	+0.421	0.03
	10Y Anos	-0.00014	-0.630	0.07

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

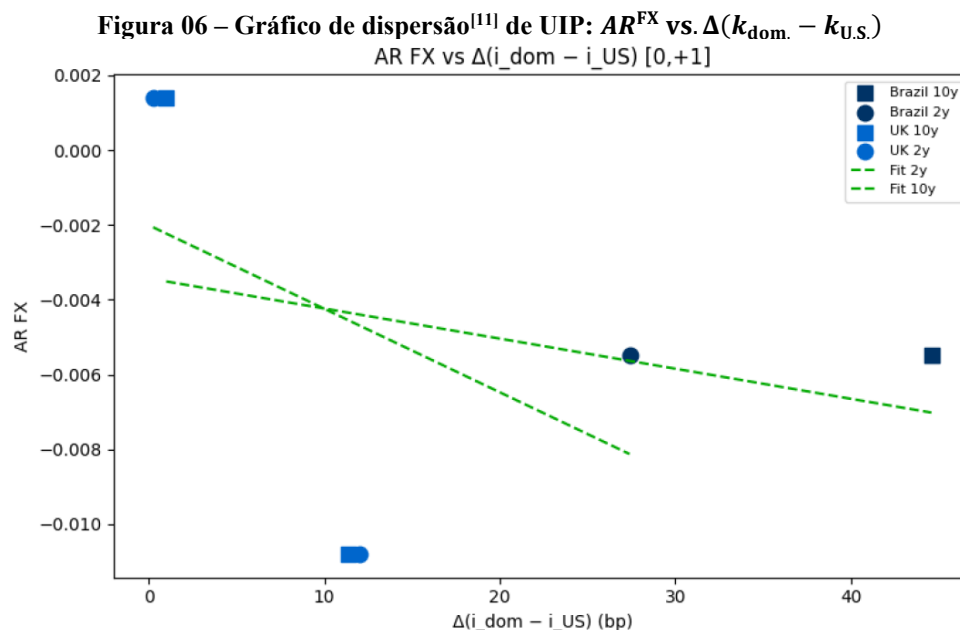
As estimativas revelam que os coeficientes $\hat{\beta}$ são economicamente muito pequenos e estatisticamente insignificantes nas janelas ultracurtas consideradas. Por exemplo, para a janela [0, +1] e vencimento do título em 2 anos, $\hat{\beta} \cong -0.00022$ em "% por bps": isso significa que um aumento de +1 bps no diferencial de juros doméstico–EUA estaria associado, em média, a uma variação de apenas -0.00022% no retorno anormal da taxa de câmbio, ou seja, mesmo um choque relativamente grande de 100 p.b. implicaria algo em torno de -0.022% de movimento cambial anormal, o que é desprezível do ponto de vista econômico. O baixo R^2 (máximo de 0.25 para o *yield* de 2 anos) confirma que as variações no diferencial de juros explicam muito pouco dos movimentos anormais da taxa de câmbio. Além disso, os valores absolutos dos t -

^[10] Número de observações entre dias e países igual a: 3 observações para a janela [0, +1] e 7 observações para a janela [0, +3]; unidade do estimador do coeficiente dada por $([\%] / [\text{bps}])$.

stats são inferiores a 1 em todas as especificações, o que, combinado com a amostra reduzida, impede rejeitar a hipótese nula de $\beta = 0$ em níveis usuais de significância. Em termos práticos, os dados não fornecem evidência de que, nesses horizontes, mudanças de juros estejam sistematicamente ligadas às depreciações ou apreciações anormais observadas após os anúncios fiscais.

Esses fatores combinados na análise descrita permitem inferir que o choque fiscal sobre os ativos cambiais foi dominado por componentes de prêmio de risco e por processos idiossincráticos de "descoberta de preços" (*price discovery*) relacionados diretamente ao anúncio, em vez de uma resposta mecânica ao diferencial de juros.

Dessa maneira, o mercado parece ter reagido principalmente revendo a percepção de risco fiscal, credibilidade e sustentabilidade da dívida – o que se materializa em prêmios de risco mais altos embutidos na taxa de câmbio –, e não apenas ajustando o câmbio para refletir o novo diferencial de juros de curto prazo. Do ponto de vista teórico, isso sugere que, na janela imediatamente após o anúncio, os canais de credibilidade fiscal e de prêmio de risco são de "primeira ordem", enquanto o canal estritamente arbitrário da UIP (*Uncovered Interest Parity* – "Paridade Descoberta de Juros") clássica é secundário. A Figura 06 ilustra essa falta de correlação.



Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

^[11] Pontos no gráfico representam os dois dias da janela do evento $[0, +1]$ analisada; círculos são os *yields* de 2Y anos e quadrados são os *yields* de 10Y anos; cores escuras denotam o Brasil e cores claras denotam o Reino Unido; linhas tracejadas denotam o encaixe da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

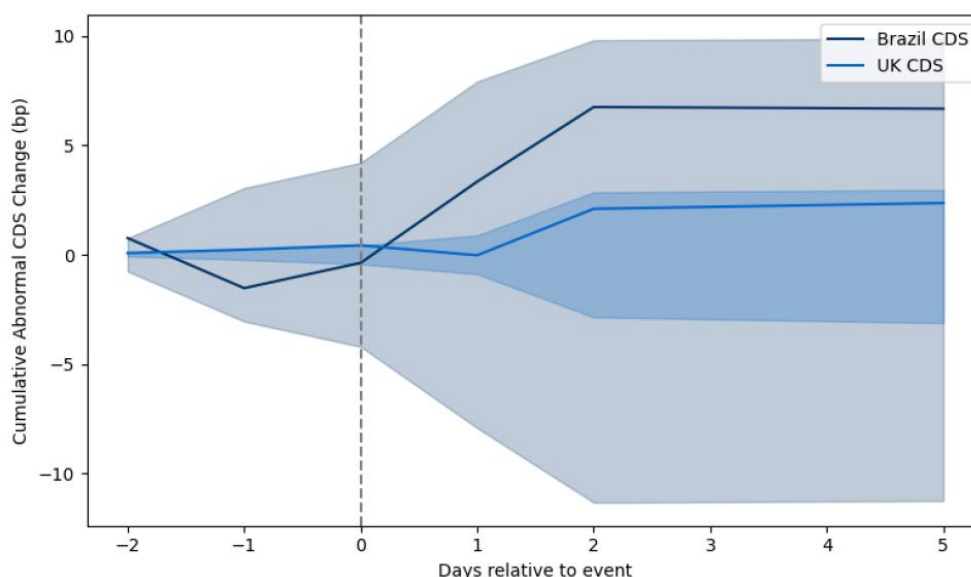
O diagrama de dispersão sem uma tendência clara reforça os coeficientes próximos de zero e o baixo R^2 da Tabela 08, indicando que, nessas janelas, prêmio de risco e credibilidade dominam o canal do diferencial de juros. Visualmente, os pontos correspondentes aos diferentes dias e vencimentos de títulos (2Y e 10Y anos) aparecem espalhados pelo gráfico, com uma linha de regressão quase horizontal, o que sinaliza que valores maiores ou menores de $\Delta(k_{\text{dom.}} - k_{\text{U.S.}})$ não vêm acompanhados de um padrão consistente de depreciação ou apreciação cambial anormal. Em termos de interpretação econômica, isso é compatível com a ideia de que, em episódios de anúncio fiscal, o comportamento do câmbio é guiado muito mais por revisões abruptas de risco e de confiança na política fiscal do que por pequenas mudanças nos diferenciais de juros observados nesses poucos dias.

5.1. TESTES PLACEBO E VARIAÇÕES IDIOSINCRÁTICAS

Para confirmar se as reações observadas são idiossincráticas aos anúncios fiscais e não apenas ruído, foram realizados testes placebo. Nesses testes, simula-se um "mundo em que o anúncio não ocorreu" ao escolher diversas datas aleatórias ao longo da amostra e recalcular, para cada uma delas, os mesmos *CARs* ("*cumulative abnormal returns*" – retornos anormais acumulados) obtidos na janela do evento real. Isso gera uma distribuição empírica de resultados que seriam esperados apenas por flutuações normais de mercado. Se o *CAR* observado no dia do anúncio estiver localizado nas caudas dessa distribuição, isto é, entre os valores mais extremos, conclui-se que a reação dificilmente é fruto do acaso.

A Figura 07 evidencia, de forma visual, como o risco soberano reagiu de maneira distinta nos dois países. A trajetória ascendente do *spread* de CDS (*Credit Default Swap*) brasileiro indica que, após o anúncio, investidores passaram a exigir um prêmio maior para segurar títulos da dívida do Brasil, refletindo maior percepção de risco fiscal. Já no Reino Unido, o aumento do CDS é mais moderado, mas ainda assim consistente com uma revisão para cima da probabilidade de eventos adversos associados às contas públicas. As faixas de confiança, relativamente amplas, mostram que esses movimentos não são triviais frente à volatilidade histórica e reforçam a leitura de que se trata de uma resposta específica ao choque fiscal, e não de uma oscilação aleatória de mercado.

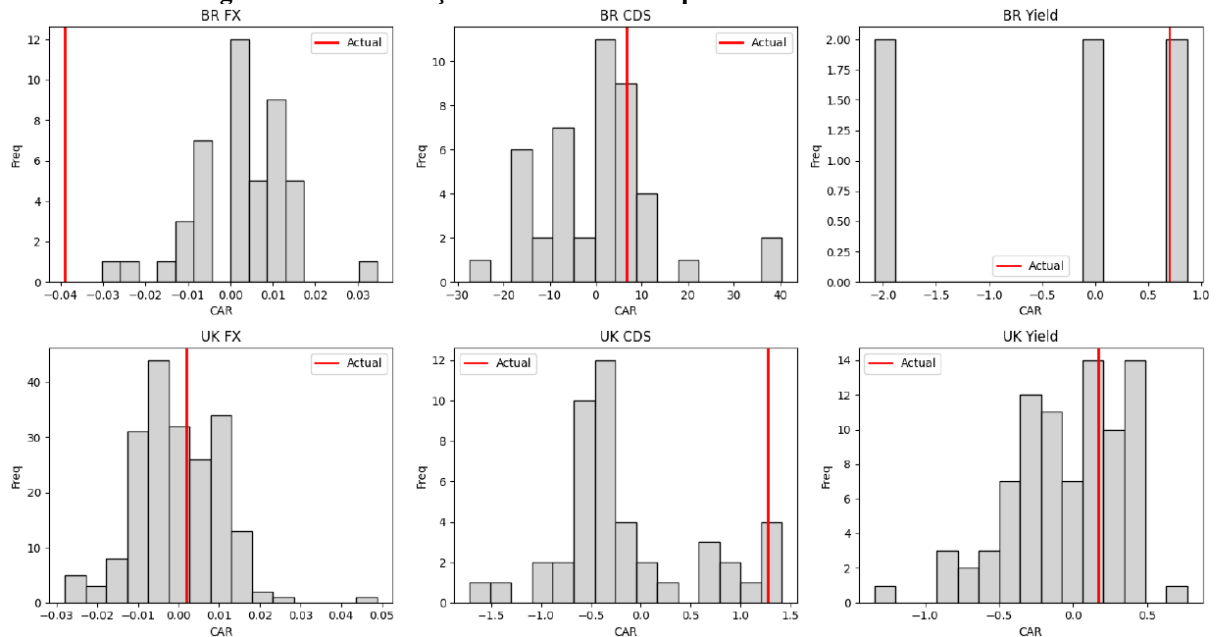
Figura 07 – Variação idiossincrática^[12] dos *spreads* dos CDS (*Credit Default Swaps*) de 5Y anos para Brasil e Reino Unido



Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

Os testes placebo (Figura 08) confirmaram que apenas duas reações foram estatisticamente distintas de ruído ($p \cong 0.02$): a depreciação do real brasileiro e o aumento do *spread* de CDS (*Credit Default Swap*) do Reino Unido. Isso reforça a conclusão de que a depreciação do real não foi um evento aleatório, mas sim uma resposta específica e negativa ao choque fiscal. No Reino Unido, a reação idiossincrática concentrou-se claramente no risco soberano (CDS), resultado que se alinha a estudos como David et al. (2022), que documentam a sensibilidade dos *spreads* de CDS a anúncios de política fiscal, mesmo em economias desenvolvidas. Em outras palavras, enquanto, no Brasil, o canal predominante foi a combinação entre câmbio e prêmio de risco soberano, no Reino Unido o ajustamento principal ocorreu via CDS, com impacto bem mais limitado sobre a taxa de câmbio, coerente com um arcabouço institucional considerado mais crível pelos investidores.

^[12] A figura mostra a variação anormal acumulada nos *spreads* de CDS de 5 anos na janela $[-2, +5]$ para o Brasil (linha escura) e o Reino Unido (linha clara), com faixas sombreadas indicando intervalos de confiança de 95% via *wild bootstrap*. Os testes placebo confirmam que apenas duas reações – a depreciação do Real brasileiro e o aumento do *spread* do CDS do Reino Unido – estão nas caudas das distribuições aleatórias ($p \cong 0.02$), sugerindo uma resposta genuinamente idiossincrática aos anúncios. Na janela principal, o CAR do CDS é de +6.71 bps para o Brasil e de +2.52 bps para o Reino Unido; os demais ativos geraram p-valores acima de 0.24, compatíveis com ruído.

Figura 08 – Distribuição^[13] entre *CARs* de placebo e *CAR* real do evento

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

Para tornar a evidência dos placebos mais transparente, a Figura 08 contrasta, para cada país e ativo, o *CAR* observado com a distribuição empírica de 500 datas placebo; e as observações posicionadas nas caudas indicam respostas idiossincráticas ao anúncio. Isso significa que, para a maioria dos ativos, o *CAR* observado no dia do anúncio cai em regiões de alta densidade dos histogramas, indicando que movimentos desse tamanho poderiam ocorrer com frequência razoável mesmo sem notícia fiscal relevante. Já no caso do câmbio brasileiro e do CDS (*Credit Default Swap*) britânico, o *CAR* real aparece deslocado para extremos da distribuição (praticamente não há placebos com movimentos tão intensos), o que justifica o p-valor em torno de 0.02 e respalda a interpretação de que houve um choque específico, ligado ao anúncio.

Do ponto de vista econômico, um *CAR* de CDS de +6.71 bps para o Brasil e +2.52 bps para o Reino Unido representa um aumento imediato no custo de proteção contra *default* soberano. Ainda que os valores possam parecer pequenos em termos absolutos, movimentos dessa magnitude concentrados em uma janela tão curta costumam sinalizar revisões relevantes de percepção de risco por parte do mercado. Combinados aos resultados anteriores de *AR* ("*abnormal return*" – retorno anormal) e *CAR* ("*cumulative abnormal return*" – retorno anormal acumulado) para câmbio e juros, os placebos ajudam a separar o que é reação genuína ao

^[13] Para cada país e ativo, o histograma mostra a distribuição de *CARs* ("*cumulative abnormal returns*" – retornos anormais acumulados) obtidos a partir de 500 datas "placebo" escolhidas aleatoriamente da amostra; a linha vertical marca o *CAR* observado para o anúncio real. Apenas a taxa de câmbio brasileira e o *spread* do CDS (*Credit Default Swap*) do Reino Unido são estatisticamente distintos das distribuições placebo ($p \cong 0.02$).

anúncio fiscal do que é simples ruído de mercado, fortalecendo o argumento de que o episódio analisado teve conteúdo informacional relevante para investidores.

5.2. DISCUSSÕES E IMPLICAÇÕES TEÓRICAS

Esta subseção tem como objetivo interpretar os resultados empíricos à luz da literatura de regimes fiscais, formação de prêmios de risco e mecanismos de transmissão da política econômica. A partir das evidências obtidas no estudo de eventos e nas regressões auxiliares, discute-se de que maneira o anúncio dos pacotes fiscais se traduziu em choques sobre taxa de câmbio, juros e risco soberano, e como esses efeitos dependem da credibilidade fiscal e da qualidade das instituições.

Ao longo das subseções seguintes, os resultados são conectados a conceitos como dominância fiscal, *Uncovered Interest Parity* (UIP – "Paridade Descoberta de Juros") e papel das instituições na precificação de risco, permitindo interpretar os números de *AR*, *CAR*, *p*-valores e placebos em termos econômicos concretos.

Os resultados confirmam o pressuposto de que a reação do mercado a anúncios fiscais é idiossincrática e fortemente dependente do contexto fiscal e institucional.

5.2.1. Dominância fiscal e taxa de câmbio

A forte depreciação do Real, com $CAR_{[0,+3]} = -4.25\%$, é economicamente relevante. Do ponto de vista estatístico, os testes padrão de estudo de evento não rejeitam H_0 para a janela $[0, +3]$ (Tabela 04). Há, contudo, evidência no horizonte muito curto ($[0, +1]$) pelo *Rank Test* de Corrado ($p_{Corrado} \cong 0.047$) e evidência complementar nos placebos ($p \cong 0.02$ para o BRL), sugerindo uma resposta associada ao anúncio. Juntamente com a alta nas taxas de juros de 10 anos ($\Delta y_{[0,+3]}^{10Y} \cong +64.07$ bps) e no CDS (*Credit Default Swap*) $\Delta CDS_{[0,+3]} \cong +8.13$ bps, o quadro é consistente com a hipótese de Dominância Fiscal (regime não-Ricardiano), conforme Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004).

Em economias com baixa credibilidade fiscal, isso tende a elevar o custo da dívida e desancorar a taxa de câmbio. Em termos práticos, um *CAR* ("cumulative abnormal return" – retorno anormal acumulado) cambial de -4.25% em poucos dias significa que, para um investidor estrangeiro exposto a ativos em reais, o valor da posição em moeda estrangeira sofre uma perda relevante mesmo antes de qualquer mudança efetiva nos fluxos fiscais ou na

trajetória da dívida. O aumento simultâneo do CDS (*Credit Default Swap*) e dos *yields* (juros longos) indica que o mercado revisa para cima a probabilidade de cenários de estresse fiscal e exige um prêmio adicional para continuar financiando o governo, reforçando a lógica de dominância fiscal em que a política monetária perde capacidade de ancorar expectativas se não houver um ajuste crível das contas públicas.

Do ponto de vista da estatística do estudo de eventos, o fato de o *Rank Test* de Corrado detectar significância em $[0, +1]$, enquanto os demais testes são mais fracos em janelas maiores, sugere que o choque foi percebido de forma muito rápida pelos agentes, concentrando-se no dia do anúncio e se prolongando mais pela magnitude do movimento do que por sucessivos "choques de notícia". Essa característica é compatível com a ideia de que a informação fiscal relevante foi praticamente inteiramente revelada na data do anúncio, com o mercado ajustando instantaneamente preços de câmbio e taxas de juros para um novo patamar de risco.

5.2.2. Canais de transmissão (taxas de juros e taxa cambial)

Os resultados mostram que os anúncios fiscais no Brasil foram transmitidos simultaneamente pelos canais da taxa de câmbio e da taxa de juros. O achatamento da curva de juros (*spread 2s10* caindo -19.26 bps) indica que o choque fiscal sinalizou a necessidade de uma resposta de política monetária contracionista no curto prazo, atuando como previsto por Luporini (2001). No entanto, o teste de UIP (*Uncovered Interest Parity* – "Paridade Descoberta de Juros") indicou que, na janela de alta frequência, o movimento cambial foi guiado mais por um prêmio de risco específico ao anúncio do que pela variação no diferencial de juros, sugerindo que o canal de prêmio de risco (credibilidade) domina a formação de preços no curto prazo.

A relação típica prevista pela *Uncovered Interest Parity* (UIP – "Paridade Descoberta de Juros"), segundo a qual moedas com juros mais altos tenderiam a se apreciar ou, ao menos, não se depreciar sistematicamente (ENGEL, 1996, apud FAVARETTO, 2023), não se manifesta de forma robusta nos resultados. Os coeficientes estimados para o teste de UIP são pequenos e estatisticamente insignificantes, de modo que variações no diferencial de juros entre o país doméstico e os Estados Unidos explicam apenas uma fração mínima dos retornos cambiais anormais. Isso reforça a interpretação de que o anúncio fiscal atuou sobretudo via mudança de prêmio de risco e revisão de expectativas sobre solvência, em vez de operar por um mecanismo "mecânico" de arbitragem de juros.

O achatamento da curva (alta relativamente maior dos títulos de vencimentos mais curtos) também é compatível com um cenário em que o mercado passa a antecipar juros básicos mais altos no curto prazo, mas não necessariamente revisa na mesma proporção o patamar estrutural de juros de longo prazo. Essa combinação sugere que os agentes esperam uma atuação mais firme do Banco Central para recompor credibilidade no horizonte próximo, mas ainda veem incerteza sobre a sustentabilidade fiscal no horizonte mais longo, o que impede uma queda mais pronunciada dos prêmios de prazo.

Por fim, a atuação simultânea dos canais de juros e câmbio ilustra o mecanismo clássico de transmissão em economias abertas: o choque fiscal piora a percepção de risco, deprecia a moeda, eleva a expectativa de inflação e pressiona a autoridade monetária a reagir, conectando a literatura de transmissão da política monetária via juros e câmbio (BERNANKE; BLINDER, 1992, apud LUPORINI, 2001) ao contexto específico de choques fiscais.

5.2.3. Instituições como amortecedores

A reação mais contida da Libra e a concentração da resposta idiossincrática do Reino Unido no risco soberano ($\Delta CDS_{[0,+3]} \cong +2.52$ bps, estatisticamente distinto no exercício de placebos ($p \cong 0.02$), embora os testes padrão na Tabela 05 não rejeitem H_0 para $[0, +3]$) indicam que instituições sólidas atuam como amortecedores, impedindo que o choque fiscal se materialize em grandes desvalorizações cambiais em nível. No entanto, o pico de volatilidade da Libra (+171%) sugere que a incerteza ainda é uma externalidade inevitável de grandes anúncios fiscais, mesmo em países Ricardianos.

Essa combinação – pequena depreciação acumulada, mas forte aumento de volatilidade – é coerente com a ideia de que, em economias com arcabouço institucional robusto, o mercado acredita que o desvio fiscal será enfrentado por meio de correções de rota relativamente rápidas (ajustes em gastos, receitas ou regras fiscais), o que limita a necessidade de uma grande mudança de nível na taxa de câmbio. Ainda assim, enquanto não houver clareza sobre o desenho e o *timing* do ajuste, os preços oscilam mais ao longo dos dias, refletindo divergências temporárias de expectativas entre agentes.

Do ponto de vista da literatura de governança fiscal, esse resultado também dialoga com estudos que mostram que instituições orçamentárias mais fortes tendem a estar associadas a prêmios de risco menores e a uma resposta de mercado mais moderada a choques fiscais (HALLERBERG; WOLFF, 2008; BERNOTH; WOLFF, 2008, apud ELBERRY; GOEMINNE, 2019). No caso britânico, a reação concentrada no CDS (*Credit Default Swap*), em vez de uma

depreciação cambial persistente, sugere que investidores confiam que o ajuste se dará principalmente via política fiscal, com a taxa de câmbio funcionando mais como amortecedor temporário do choque do que como variável de "escape" permanente.

Em síntese, a comparação entre Brasil e Reino Unido evidencia que a mesma natureza de choque fiscal – anúncio de um pacote com impacto relevante sobre trajetórias de dívida e déficit – pode produzir reações de mercado com intensidade e composição muito diferentes, dependendo do regime fiscal, da credibilidade das autoridades e da qualidade das instituições. Essa heterogeneidade reforça a importância de incorporar variáveis institucionais e de governança na análise de risco soberano e na avaliação de políticas fiscais discricionárias.

5.2.4. Heterogeneidade (limitação exploratória)

Nesta seção é feita uma "regressão de heterogeneidade" usando os $CAR_{[-2,+3]}$ (*cumulative abnormal return* – "retorno anormal acumulado na janela" $[-2, +3]$) para investigar se a reação acumulada dos ativos aos anúncios fiscais varia sistematicamente conforme o país e a classe de ativo. A ideia é sair do nível puramente descritivo dos $CARs$ e tentar quantificar, ainda que de forma exploratória, se existe um padrão médio associado a fatores como risco global, país (Brasil vs. Reino Unido) e tipo de ativo (câmbio, CDS – *Credit Default Swap*, juros).

Neste trabalho, a regressão de heterogeneidade, tratada como um exercício ilustrativo, é uma regressão *cross-section* que "agrupa" (*pooling*) as observações de $CAR_{[-2,+3]}$ de diferentes classes de ativo e dos dois países. Cada observação corresponde a um par país–ativo na janela $[-2, +3]$, resultando em $n = 6$ pontos:

- Câmbio (FX – *Foreign Exchange Rate*), CDS (*Credit Default Swap*) e juros (*yields*) do Brasil;
- Câmbio (FX – *Foreign Exchange Rate*), CDS (*Credit Default Swap*) e juros (*yields*) do Reino Unido.

A regressão de heterogeneidade é um exercício adicional pensado para verificar se, mesmo após controlar por um fator global de risco, existe um padrão sistemático que diferencie a reação dos ativos entre países e entre classes de ativos (câmbio, CDS e juros). Em termos genéricos, ela é um modelo de regressão linear simples, aplicado não a uma série longa no tempo, mas aos "impactos" resumidos pelos $CARs$ em uma única janela em torno do evento.

No exercício de heterogeneidade do trabalho, a equação estimada pode ser escrita, de forma simplificada, como:

$$CAR_{a,i}^{[-2,+3]} = \alpha + \phi_1 \Delta VIX + \phi_2 D_i^{FX} + \phi_3 D_i^{CDS} + \phi_4 D_i^{Yield} + \varepsilon_i \quad (12)$$

Onde:

- $CAR_{a,i}^{[-2,+3]}$: variação anormal acumulada no horizonte $[-2, +3]$ para o ativo a (câmbio, CDS ou *yield*) do país i ;
- α : intercepto da regressão, representando representa o CAR médio da categoria de referência quando $\Delta VIX = 0$ e todas as *dummies* valem 0 (isto é, o caso-base), capturando um "ponto de partida" comum de impacto médio, independentemente da classe de ativo;
- ΔVIX : variação do índice VIX no mesmo intervalo do evento, usada como controle global de aversão ao risco;
- D_i^{FX} : *dummy* quando a classe de ativo refere-se ao câmbio ($a \equiv FX$) (FX – *Foreign Exchange Rate*) sendo usado para o país i , que assume valor 1 quando a observação corresponde ao câmbio do país, e 0 nos demais casos;
- D_i^{CDS} : *dummy* quando a classe de ativo refere-se ao CDS ($a \equiv CDS$) (*Credit Default Swap*) sendo usado para o país i , que assume valor 1 quando a observação corresponde ao risco soberano do país, e 0 nos demais casos;
- D_i^{Yield} : *dummy* quando a classe de ativo refere-se a taxa de juros de longo prazo ($a \equiv Yield$) sendo usada para o país i , que assume valor 1 quando a observação corresponde ao *yield* do país, e 0 nos demais casos;
- ϕ_k : coeficientes de sensibilidade associados a cada um dos k controles globais;
- ε_i : termo residual idiossincrático, capturando heterogeneidades não explicadas por país, classe de ativo ou ΔVIX .

Os $CAR_{[-2,+3]}$ usados como variável dependente são justamente aqueles construídos no estudo de eventos a partir dos retornos anormais estimados e dos testes estatísticos de Corrado, *Sign* e *wild bootstrap*, seguindo a literatura de estudos de evento em finanças. Assim, a regressão de heterogeneidade não substitui o estudo de eventos, mas o utiliza como insumo para tentar explicar por que certos ativos reagem mais do que outros.

Em termos de objetivo, essa regressão serve para investigar se o impacto acumulado do anúncio fiscal é sistematicamente diferente entre as classes de ativos, depois de controlar por um fator de risco global (ΔVIX). Essa regressão é chamada de regressão de heterogeneidade porque o objetivo não é mais testar se há retorno anormal (isso já foi feito nos testes de evento), mas sim investigar se a intensidade do impacto difere sistematicamente entre países e classes de ativos, condicionada a um mesmo choque fiscal. Na prática, ela responde a perguntas do tipo: "o câmbio reage mais do que o CDS, mesmo após controlar pelo humor global?" ou "os títulos soberanos são mais sensíveis ao choque do que o câmbio?".

Contudo, como existem apenas 6 observações (3 ativos em 2 países) e muitas variáveis explicativas, os graus de liberdade são extremamente limitados. Isso faz com que os erros padrão sejam grandes, os testes t sejam baixos e nenhum coeficiente consiga atingir significância estatística ao nível de 10%. Em outras palavras, mesmo que visualmente as diferenças de CAR pareçam grandes entre ativos e países, a regressão não tem “poder” para provar isso estatisticamente. É por esse motivo que este trabalho trata o exercício explicitamente como ilustrativo.

Estimou-se um agrupamento dos $CAR_{[-2,+3]}$ entre classes de ativos com *dummies* e controles globais. Ainda levando em consideração que $n = 6$ e dadas as diferenças de escala entre os ativos, os resultados completos estão na Tabela 09.

Tabela 09 – Regressão de heterogeneidade^[14] de $CAR_{[-2,+3]}$

Variável Independente	Coefficiente ($\hat{\phi}_k$)	Erro Robusto Padrão
Intercepto / Constante (α)	-0.1018	0.98
ΔVIX	-0.4019	0.381
Dummy FX (D_i^{FX})	+0.0659	0.425
Dummy CDS (D_i^{CDS})	+4.6306	1.656
Dummy Yield (D_i^{Yield})	+0.5960	1.656

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

Conectando essa formulação aos resultados da Tabela 09, tem-se que os erros padrão são "robustos", ou seja, ajustados para heterocedasticidade nos resíduos, o que torna os testes mais confiáveis mesmo com variância não constante entre as observações.

^[14] Nenhum coeficiente é significativo a 10%. $n = 6$ observações, $R^2 = 0.74$, e consideram-se erros padrão robustos (heterocedasticidade). Trata-se de uma regressão ilustrativa com *pooling* ("agrupamento") em torno de FX (%), CDS (bps) e *yields* (bps); as unidades de medida distintas tornam a ordem de grandeza não comparável entre os ativos; a interpretação serve para privilegiar os sinais e a significância de $\hat{\phi}_k$. Os principais resultados (AR / CAR e UIP) foram reportados separadamente anteriormente por ativo

O intercepto $\alpha \cong -0.1018$ indica que, para o grupo de referência e com $\Delta VIX = 0$, o CAR médio no intervalo $[-2, +3]$ seria ligeiramente negativo, mas o erro padrão de 0.98 é tão grande que esse valor é indistinguível de zero. O coeficiente de ΔVIX ($\phi_1 \cong -0.4019$) sugere que um aumento do VIX está associado a um CAR mais negativo, o que é coerente com a ideia de que choques de aversão ao risco global tendem a pressionar ativos de risco; porém, o erro padrão de 0.381 novamente torna essa relação estatisticamente fraca. O coeficiente do *dummy* para o FX (*Foreign Exchange Rate* – taxa de câmbio) ($\phi_2 \cong +0.0659$) indicaria, em termos econômicos, que o câmbio tem um impacto acumulado um pouco menos negativo (ou ligeiramente mais positivo) do que o grupo base, mas o erro padrão de 0,425 mostra que essa diferença é estatisticamente irrelevante. Já o coeficiente do *dummy* para o risco soberano em CDS (*Credit Default Swap*) ($\phi_3 \cong +4.6306$) sinaliza que os CDS tenderiam a apresentar $CARs$ mais positivos, em linha com a abertura dos *spreads* observada nos resultados descritivos, mas o erro padrão de 1.656 impede que se conclua com segurança que esse efeito é diferente de zero. Por fim, o coeficiente do *dummy* para os *yields* ($\phi_4 \cong +0.5960$) aponta para um aumento moderado nos $CARs$ dos *yields* em relação ao grupo base, também sem significância estatística.

Mesmo assim, o R^2 relativamente alto, de 0.74, indica que a combinação de ΔVIX e das *dummies* de classe de ativo consegue explicar boa parte da variação dos 6 $CARs$ observados. Nesse contexto, o contraste entre um R^2 elevado e coeficientes estatisticamente insignificantes é típico de modelos com amostras muito pequenas: o ajuste "parece" bom, mas a incerteza em torno de cada parâmetro é tão grande que não é possível separar com clareza o efeito sistemático do ruído. De fato, com $n = 6$ e quatro regressores mais uma constante, restam apenas $6 - 5 = 1$ grau de liberdade efetivo, o que torna qualquer inferência extremamente frágil. Na prática, o R^2 alto aqui é mais um artefato do baixo número de observações do que um sinal de excelente ajuste.

A principal limitação deste estudo reside em seu desenho de estudo de caso, focado em apenas dois eventos, o que restringe a generalização dos resultados. Essa limitação fica claramente refletida na incapacidade de obter significância estatística na regressão de heterogeneidade (Tabela 09) para quantificar o papel da qualidade institucional. A Tabela 09 apresenta a tentativa de quantificar formalmente a heterogeneidade de impacto usando o $CAR_{[-2,+3]}$. A principal implicação da Tabela 09 é metodológica: o tamanho amostral reduzido ($n = 6$) resulta na insignificância estatística de todos os coeficientes. Isso impede inferências conclusivas sobre o impacto condicional da qualidade institucional ou da credibilidade fiscal

(como aqueles esperados com base em Atencio e Mendoza (2025) e Montes e Costa (2020)) na modulação do choque. Ainda assim, a elevada magnitude das diferenças observadas de *CARs* entre os países permanece como evidência qualitativa de heterogeneidade que o teste quantitativo não consegue confirmar estatisticamente.

Em resumo, a regressão de heterogeneidade com $CAR_{[-2,+3]}$ agrega, em um único modelo, os efeitos dos diferentes mercados e do ambiente global de risco para tentar formalizar a ideia de que o mesmo choque fiscal afeta ativos distintos com intensidades diversas. Apesar de ser um exercício metodologicamente útil para ilustrar esse mecanismo, a combinação de n extremamente reduzido e unidades de medida heterogêneas faz com que a interpretação relevante seja principalmente qualitativa, reforçando a leitura gráfica e tabular dos *CARs* apresentada nas seções anteriores do trabalho.

5.3. RESPOSTAS ÀS HIPÓTESES

Esta seção busca apresentar as hipóteses levantadas a partir das questões que buscavam ser respondidas de: (1) em curtas janelas de tempo, os anúncios fiscais de 30 de outubro de 2024 (Reino Unido) e de 27 de novembro de 2024 (Brasil) geraram retornos anormais nas taxas cambiais, no risco soberano (CDS 5Y – CDS de 5 anos de vencimento) e nas taxas de juros (nas curvas de 2, 5 e 10 anos)? E, (2) se sim, a que ponto se diferem a magnitude e o sinal dessas reações no caso dos dois países?

A Tabela 10 evidencia tais hipóteses, as evidências empíricas e a interpretação de acordo com a revisão da literatura econômica em cima delas.

Tabela 10 – Resumo das hipóteses e evidências

Hipótese	Evidência Empírica	Revisão à Luz da Literatura
H1. Credibilidade fiscal modula a reação de mercado	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Brasil: CAR^{FX} negativo e aumento do CDS ▪ Reino Unido: taxa cambial (FX) contida; aumento modesto do CDS ▪ Significância mista modesta em janelas curtas de tempo 	Direção consistente com os conceitos de Dominância Fiscal (SARGENT; WALLACE, 1981; BLANCHARD, 2004); limitações devido à amostra pequena
H2. <i>Framing</i> político aumenta volatilidade	Volatilidade pós anúncio aumenta em ambos os casos (Brasil: +142%; Reino Unido: +171%)	Inconclusivo sem uma medida específica para a narrativa; sugere-se uma influência do papel da forma de comunicação do anúncio da política fiscal (ANDRE et al., 2022)
H3. Instituições e estabilidade da reação de mercado	Reino Unido apresentou movimentos a níveis mais contidos; apenas CDS reagiu	Compatível com o conceito de "amortecedor institucional" (ALBERDROLA et al., 2021; MIRKOV et al., 2022); volatilidade ainda assim alta

Fonte: Elaboração própria, baseada em resultados empíricos

6. CONCLUSÃO

A presente pesquisa teve como propósito central investigar a dinâmica de reação dos mercados financeiros a choques de política fiscal em economias com diferentes arranjos institucionais, Reino Unido e Brasil, ao longo de 2024. Partindo da premissa de que anúncios fiscais atuam como catalisadores de reprecificação de ativos e do contexto de forte volatilidade cambial, sobretudo da desvalorização do Real em comparação a outros emergentes e da memória ainda recente de choques fiscais anteriores no Reino Unido, o estudo buscou isolar e quantificar o impacto imediato de novas informações orçamentárias sobre a taxa de câmbio, o risco soberano e a estrutura a termo da taxa de juros, isto é, interpretar esses episódios como testes naturais de credibilidade fiscal, solvência esperada e coordenação entre política fiscal e monetária. A motivação para tal análise reside na necessidade de compreender se a credibilidade fiscal e a robustez institucional funcionam, de fato, como amortecedores de volatilidade ou se, alternativamente, a deterioração dos fundamentos fiscais pode desencadear dinâmicas não lineares de preços, típicas de regimes de Dominância Fiscal (BLANCHARD, 2004).

Especificamente, o estudo procurou responder se, em janelas temporais curtas, os anúncios fiscais de 30/10/2024 (Reino Unido) e de 27/11/2024 (Brasil) geraram retornos anormais nas taxas cambiais BRL/USD e GBP/USD, nos *spreads* de CDS (*Credit Default*

Swap) derivativos de risco soberano de 5 anos, e nas curvas de juros (*yields*) de 2, 5 e 10 anos, bem como comparar a magnitude e o sinal dessas reações entre os dois países. A formulação de AR_0 ("abnormal return" – retorno anormal no dia 0) e $CAR_{[0,+3]}$ ("cumulative abnormal return" – retorno anormal acumulado na janela $[0, +3]$) permitiu quantificar a intensidade e a persistência desses movimentos, sempre em relação a um padrão de "normalidade" estimado na janela anterior ao evento.

Do ponto de vista econômico, a conclusão dialoga diretamente com a literatura que enfatiza o papel do regime fiscal, das restrições orçamentárias intertemporais e da credibilidade da política econômica na formação de prêmios de risco e no comportamento da taxa de câmbio. A interação entre política fiscal e monetária, destacada em contribuições clássicas como Sargent e Wallace (1981) e Blanchard (2004), ajuda a interpretar por qual razão choques de notícia fiscal podem se traduzir em depreciações cambiais abruptas ou, alternativamente, em ajustes mais graduais via *spreads* soberanos e curva de juros.

No caso específico de Brasil e Reino Unido, a revisão da literatura mostrou que economias emergentes com histórico de maior volatilidade de risco soberano, episódios de Dominância Fiscal e inflação mais sensível à credibilidade tendem a reagir de forma mais intensa na taxa de câmbio e no CDS quando confrontadas com dúvidas sobre a trajetória da dívida pública. Já em economias avançadas com arcabouços institucionais mais consolidados, regras fiscais maduras e bancos centrais altamente críveis, choques fiscais podem ser absorvidos de forma mais "ordenada", com maior peso na precificação de prêmios de risco de longo prazo e menor necessidade de grandes movimentos de nível cambial no curtíssimo prazo (ALBEROLA et al. 2021; MIRKOV et al., 2022).

Do ponto de vista estatístico e metodológico, o trabalho também se apoiou em uma revisão de literatura voltada a estudos de evento, com ênfase na adequação de testes não paramétricos e de técnicas de reamostragem para dados financeiros diários. A utilização do *Market Model* ("Modelo de Mercado") para estimar retornos normais e a construção de retornos anormais (CAMPBELL et al., 2010) foi combinada com o Teste de Postos (*Rank Test*) de Corrado (CORRADO, 1989) e com o Teste do Sinal Generalizado (*Generalized Sign Test*) de Cowan (COWAN, 1992), além do uso de *wild bootstrap* em janelas acumuladas. Esses instrumentos, inspirados em desenvolvimentos clássicos e em simulações empíricas da literatura, foram escolhidos justamente por apresentarem boa robustez em ambientes com retornos assimétricos, caudas pesadas, heterocedasticidade e tamanho de amostra reduzido em torno de eventos raros (BROWN; WARNER, 1980, 1985, apud. CAMPBELL et al., 2010)

O *Rank Test* de Corrado, ao trabalhar com a ordenação dos retornos anormais em vez de pressupor normalidade, permitiu avaliar se o retorno do dia do anúncio ocupou um "posto" anormalmente alto ou baixo na distribuição histórica, identificando episódios de desempenho atípico mesmo em presença de distribuições distorcidas (CORRADO, 1989). De forma complementar, o *Sign Test* de Cowan comparou a proporção de retornos positivos e negativos no evento com o padrão usual da janela de estimação, capturando deslocamentos no balanço de sinais que fossem consistentes com choques fiscais relevantes (COWAN, 1992). Por fim, o *wild bootstrap* foi utilizado para refinar p-valores e intervalos de confiança em janelas acumuladas, preservando a estrutura de heterocedasticidade condicional típica de séries financeiras diárias e reduzindo o risco de conclusões espúrias em amostras pequenas (CAMPBELL et al., 2010).

No plano institucional, a descrição detalhada dos anúncios fiscais – o *Autumn Budget 2024* ("Orçamento de Outono 2024") no Reino Unido e o pacote de corte de gastos e mudanças no Imposto de Renda anunciado em 27/11/2024 no Brasil – reforçou que, embora ambos sejam "choques de notícia fiscal" de natureza semelhante (pacotes abrangentes com múltiplos instrumentos), o pano de fundo macroeconômico, o histórico de prêmios de risco e o grau de credibilidade fiscal diferiam substancialmente entre os dois países. O Reino Unido apresentava inflação em queda, juros ainda elevados, alto nível de dívida, mas um arcabouço institucional robusto e ampla coordenação com o Banco da Inglaterra (*BoE – Bank of England*). Já o Brasil enfrentava uma combinação de depreciação cambial prévia, dúvidas crescentes sobre a viabilidade das metas fiscais, prêmios de risco em alta e a percepção de que a solvência de curto prazo estava no centro do debate.

Este trabalho perguntou se, em janelas curtas, os anúncios fiscais de 30/10/2024 (Reino Unido) e 27/11/2024 (Brasil) geraram movimentos anormais de mercado e como suas magnitudes e sinais diferiam entre países. As evidências indicam reações assimétricas. No Brasil, a resposta cambial foi grande e persistente ($AR_0 = -0.55\%$; $CAR_{[0,+3]} = -4.25\%$), com abertura dos *spreads* de CDS (*Credit Default Swap*), consistente com preocupações elevadas quanto à sustentabilidade da dívida e uma inclinação não-Ricardiana. No Reino Unido, o efeito acumulado sobre a taxa de câmbio foi comparativamente contido (próximo de zero no intervalo $[0,+3]$), enquanto a reação idiossincrática concentrou-se no risco soberano, com aumento modesto do CDS. Os exercícios placebo desenvolvidos sugerem que a depreciação do BRL e o aumento do CDS do Reino Unido são improváveis de serem apenas ruído, ao passo que os demais ativos exibem significância fraca, compatível com um desenho baseado em dois eventos.

Esses resultados dialogam diretamente com a pergunta de pesquisa formulada na introdução: em ambos os casos, identificam-se retornos anormais estatisticamente detectáveis em ao menos um ativo-chave de cada economia, ainda que com composição diferente. No Brasil, a combinação de forte depreciação cambial e abertura do CDS (*Credit Default Swap*) sugere que o anúncio foi interpretado como um choque negativo de credibilidade fiscal, reforçando a percepção de risco de trajetória de dívida e de coordenação fiscal-monetária insuficiente. No Reino Unido, por sua vez, o ajuste relativamente amortecido na taxa de câmbio, em contraste com o aumento do CDS, indica um canal de transmissão mais concentrado nos prêmios de risco soberano de médio prazo, compatível com instituições fiscais mais consolidadas e um histórico de respeito a regras orçamentárias, ainda que sob regime de tributação crescente.

Esses resultados carregam duas implicações para a comunicação fiscal. Primeiro, a clareza sobre objetivos, âncoras e trajetórias de ajuste reduz a dispersão de crenças e comprime prêmios de risco de curto prazo; enquadramentos ambíguos tendem a elevar a incerteza e a volatilidade no curto prazo (ANDRE et al., 2022; MINESSO et al., 2022). Segundo, a força institucional atua como um amortecedor no impacto inicial: onde regras fiscais e credibilidade são mais sólidas, notícias adversas tendem a se materializar mais em prêmios de risco do que em movimentos exagerados de nível cambial, em linha com a precificação regime-dependente de notícias fiscais (ALBEROLA et al., 2021; MIRKOV et al., 2022). Em janelas ultracurtas, a reprecificação cambial parece ser dominada por componentes de credibilidade e de prêmio de risco, mais do que por mecânicas contemporâneas de diferencial de juros, o que se alinha a *insights* clássicos sobre interações entre política fiscal e monetária (SARGENT; WALLACE, 1981; BLANCHARD, 2004).

No contexto brasileiro, isso significa que anúncios percebidos como pouco críveis, ou como apenas remendos temporários frente a metas fiscais vistas como inatingíveis, tendem a ser rapidamente incorporados em depreciação do câmbio e em aumento de *spreads* de CDS (*Credit Default Swap*), amplificando a sensibilidade do país a mudanças de humor global. No caso britânico, a existência de um *Office for Budget Responsibility* (OBR – "Escritório para Responsabilidade Orçamentária) independente de regras fiscais explícitas e de uma longa tradição de previsibilidade orçamentária contribui para que o choque se traduza mais em reprecificação de risco de crédito e de curva de juros do que em desancoragem cambial imediata. Esses achados reforçam que, para além da "dimensão contábil" das medidas, a forma como a informação fiscal é comunicada, enquadrada e ancorada em regras críveis é decisiva para a reação de mercado.

O estudo é limitado por seu desenho de estudo de caso, com apenas dois eventos, e pela frequência diária dos dados, que restringe o poder estatístico de testes de heterogeneidade e depende de cotações públicas, de fechamento indicativo. Próximos passos incluem a expansão para um painel multi-país de anúncios fiscais, cobrindo economias emergentes e avançadas, e a estimação de projeções locais ou modelos MS-VAR (*Markov-Switching Vector Autoregression* – "modelo VAR com mudança de regime de Markov", um modelo em que várias variáveis de série temporal – por exemplo, câmbio, juros, CDS – são explicadas pelos seus próprios valores passados e pelos valores passados umas das outras, capturando a interação dinâmica entre várias variáveis ao longo do tempo) para mapear efeitos dinâmicos ao longo de diferentes regimes; a incorporação de medidas narrativas e textuais para quantificar canais de comunicação (ANDRE et al., 2022); testes de robustez para janelas alternativas e amostras de pré-estimação mais longas (como 120 dias úteis); a migração para bases com cotações de referência de mercado (fixes) para FX (*Foreign Exchange Rate* – taxa cambial) e CDS (*Credit Default Swap*); e a inclusão de controles de fluxo de capitais para traçar de forma mais direta o canal de financiamento.

Além dessas agendas, a experiência deste trabalho aponta para extensões particularmente relevantes para a realidade brasileira. A ampliação da amostra para outros episódios fiscais domésticos, inclusive subnacionais, permitiria avaliar se o padrão de "penalização cambial rápida" se repete em diferentes governos e ciclos econômicos. Da mesma forma, a aplicação combinada do *Rank Test* de Corrado, do *Sign Test* de Cowan e de procedimentos de *wild bootstrap* a outros ativos, como ações de setores intensivos em gasto público ou beneficiários diretos de renúncias fiscais, abriria espaço para avaliar como a política fiscal redistribui riscos entre diferentes segmentos do mercado. Por fim, uma linha promissora seria integrar medidas de conteúdo discursivo dos anúncios – por meio de técnicas de processamento de linguagem natural – com os indicadores de retorno anormal, aproximando a análise de finanças de alta frequência da literatura mais ampla sobre economia política e comunicação governamental.

Em síntese, a conclusão central deste Trabalho de Formatura é que anúncios fiscais não são meros eventos burocráticos de divulgação contábil, mas momentos de forte atualização de crenças sobre solvência, credibilidade e coordenação de políticas, cuja repercussão depende crucialmente do regime institucional em que se inserem. Ao mostrar que choques qualitativamente semelhantes produzem reações de mercado distintas em Brasil e Reino Unido, o estudo reforça a importância de políticas fiscais transparentes, ancoradas em regras críveis e comunicadas de forma clara, tanto para reduzir prêmios de risco quanto para preservar a estabilidade financeira em períodos de incerteza.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBEROLA, Enrique; CANTÚ, Carlos; CAVALLINO, Paolo; MIRKOV, Nikola. **Fiscal regimes and the exchange rate**. Basel: Bank for International Settlements, 2021. (BIS Working Papers, n. 950).

AMATO, Amedeo; TRONZANO, Marco. **Fiscal policy, debt management and exchange rate credibility: lessons from the recent Italian experience**. *Journal of Banking & Finance*, v. 24, n. 6, p. 921–943, 2000.

ANDRE, Pedro; PIZZINELLI, Carlos; ROTH, Christoph; WOHLFART, Johannes. **Subjective models of the macroeconomy: evidence from experts and a representative sample**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2022. (IMF Working Paper, WP/22/35).

ATENCIO, Carlos Emmanuel Núñez; MENDOZA, Alfredo Pelayo Calatayud. **Impact of institutional quality on the effectiveness of monetary and fiscal policies in Peru between 2005 and 2020**. *International Journal of Innovative Research and Scientific Studies*, v. 8, n. 3, p. 1692-1702, 2025. DOI: 10.53894/ijirss.v8i3.6868.

AUGUSTIN, Patrick; SOKOLOVSKI, Vladimir; SUBRAHMANYAM, Marti G.; TOMIO, Davide. **In sickness and in debt: the COVID-19 impact on sovereign credit risk**. *Journal of Financial Economics*, v. 146, n. 3, p. 843-889, 2022. DOI: 10.1016/j.jfineco.2021.08.002.

AUGUSTIN, Patrick; SUBRAHMANYAM, Marti G.; TANG, Dragon Yongjun; WANG, Sarah Qian. **Credit default swaps: past, present, and future**. *Annual Review of Financial Economics*, v. 6, n. 1, p. 1-25, 2014. DOI: 10.1146/annurev-financial-110613-034127.

BADIA, Marialuz Moreno; SEGURA-UBIERGO, Alex. **Real exchange rate appreciation in emerging markets: can fiscal policy help?** Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2014. (IMF Working Paper, WP/14/1).

BASTIDA, Francisco; GUILLAMÓN, María-Dolores; BENITO, Bernardino. **Fiscal transparency and the cost of sovereign debt**. *International Review of Administrative Sciences*, v. 0, n. 0, p. 1–23, 2015. DOI: 10.1177/0020852315574999.

BEQIRAJ, Elton; PATELLA, Marco; TANCIONI, Massimiliano. **Going beyond the small-sample resource curse index: a model-based approach**. *Applied Economics*, v. 53, n. 47, p. 5526–5544, 2021. DOI: 10.1080/00036846.2021.1918864.

BERGER, Helge; DELL'ARICCIA, Giovanni; OBSTFELD, Maurice. **Revisiting the economic case for fiscal union in the euro area**. *IMF Economic Review*, v. 67, n. 4, p. 657–683, 2019. DOI: 10.1057/s41308-019-00089-x.

BIANCHI, Francesco; OTTONELLO, Pablo; PRESNO, Ignacio. **Fiscal rules and the sovereign default premium**. *Journal of Monetary Economics*, v. 138, p. 165–182, 2023. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2023.04.001.

BLANCHARD, Olivier. **Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil.** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper Series, n. 10389). DOI: 10.3386/w10389.

BODEA, Cristina; GARRIGA, Ana Carolina; HIGASHIJIMA, Masaaki. **Economic institutions and autocratic breakdown: monetary constraints and fiscal spending in dominant-party regimes.** *The Journal of Politics*, v. 81, n. 2, p. 000–000, 2019. DOI: 10.1086/701831.

BONAM, Dennis; LUKKEZEN, Jasper. **Fiscal and monetary policy coordination, macroeconomic stability, and sovereign risk premia.** *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 00, n. 0, p. 1–36, 2018. DOI: 10.1111/jmcb.12577.

CAMPBELL, Cynthia J.; COWAN, Arnold R.; SALOTTI, Valentina. **Multi-country event-study methods.** *Journal of Banking & Finance*, v. 34, p. 3078–3090, 2010. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2010.07.016.

CANZONERI, Matthew B.; CUMBY, Robert E.; DIBA, Behzad T. **Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?** *The American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1221–1238, 2001.

COOK, Timothy; HAHN, Thomas. **The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s.** Richmond: Federal Reserve Bank of Richmond, 1988. (Working Paper, 88-4).

CORRADO, Charles J. **A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies.** *Journal of Financial Economics*, v. 23, n. 2, p. 385–395, 1989.

CORSETTI, Giancarlo; KUESTER, Keith; MEIER, Andre; MÜLLER, Gernot J. **Sovereign risk, fiscal policy, and macroeconomic stability.** *The Economic Journal*, v. 123, n. 566, p. F99–F132, 2013.

COWAN, Arnold Richard. **Nonparametric event study tests.** *Review of Quantitative Finance and Accounting*, v. 2, p. 343–358, 1992.

CURDIA, Vasco; WOODFORD, Michael. **Credit frictions and optimal monetary policy.** *Journal of Monetary Economics*, v. 84, p. 30–65, 2016. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2016.01.003.

DAVID, Antonio C.; GUAJARDO, Jaime; YEPEZ, Juan F. **The rewards of fiscal consolidations: sovereign spreads and confidence effects.** *Journal of International Money and Finance*, v. 123, p. 102602, 2022. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2022.102602.

DIM, Charles; KOERNER, Julian; WOLSKI, Mateusz; ZWART, Sanne. **Uncertainty, financial frictions, and the optimal management of fiscal policy.** *Journal of International Economics*, v. 139, p. 103689, 2022. DOI: 10.1016/j.jinteco.2022.103689.

DORNBUSCH, Rudiger. **Expectations and exchange rate dynamics.** *The Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161–1176, 1976.

DU, Wenxin; PFLUEGER, Carolin E.; SCHREGER, Jesse. **Sovereign risk and currency returns.** *The Quarterly Journal of Economics*, v. 135, n. 3, p. 1319–1366, 2020. DOI: 10.1093/qje/qjaa012.

EICHLER, Stefan; PLAGA, Timo. **The economic record of the government and sovereign bond and stock returns around national elections.** *Journal of Banking & Finance*, 2020. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2020.105832.

ELBERRY, Nada Azmy; GOEMINNE, Stijn. **Fiscal transparency, fiscal forecasting and budget credibility in developing countries.** *Journal of Forecasting*, 2020. DOI: 10.1002/for.2695.

ELMENDORF, Douglas W.; MANKIW, N. Gregory. **Government debt.** *Handbook of Macroeconomics*, v. 1C, p. 1615–1669, 1999. DOI: 10.1016/S1574-0048(99)10037-7.

ENGEL, Eric M.; HUBBARD, R. Glenn. **Federal government debt and interest rates.** *National Tax Journal*, v. 57, n. 2, p. 353–372, 2004.

FAMA, Eugene F. **Forward and spot exchange rates.** *Journal of Monetary Economics*, v. 14, p. 319–338, 1984.

FAVARETTO, Francesca. **ESSAY on competition in the schooling market.** Florence: European University Institute, 2023. (PhD Thesis in Economics).

FIALHO, Marcelo Ladeira; PORTUGAL, Marcelo Savino. **Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level.** *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 35, n. 4, p. 657–685, 2005.

GALE, William G.; ORSZAG, Peter R. **Economic effects of sustained budget deficits.** *National Tax Journal*, v. 56, n. 3, p. 463–485, 2003.

GOLDBACH, Roman; FAHRHOLZ, Christian. **The euro area's common default risk: evidence on the Commission's impact on European fiscal affairs.** *European Union Politics*, v. 12, n. 4, p. 507–528, 2011. DOI: 10.1177/1465116511413950.

HALLERBERG, Mark; WOLFF, Guntram B. **Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia in EMU.** *Public Choice*, v. 136, p. 379–396, 2008. DOI: 10.1007/s11127-008-9301-2.

HILSCHER, Jens; NOSBUSCH, Yves. **Determinants of sovereign risk: macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt.** *Review of Finance*, v. 14, n. 2, p. 235–262, 2010. DOI: 10.1093/rof/rfq005.

JIANG, Zhengyang. **Fiscal cyclical and currency risk premia.** Evanston: Kellogg School of Management, Northwestern University, 2018. (Working Paper).

KEARNS, Jonathan; MANNERS, Phil. **The impact of monetary policy on the exchange rate: a study using intraday data.** *International Journal of Central Banking*, v. 2, n. 4, p. 157–183, 2006.

KOLARI, James; PYNNONEN, Seppo. **Generalized rank test for testing cumulative abnormal returns in event studies**. College Station: Texas A&M University; Vaasa: University of Vaasa, 2008. (Working Paper).

KUTTNER, Kenneth N. **Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the Fed funds futures market**. *Journal of Monetary Economics*, v. 47, n. 3, p. 523–544, 2001.

KWON, Goochoon; MCFARLANE, Lavern; ROBINSON, Wayne. **Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study and Its Application to Jamaica**. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2006. (IMF Working Paper, WP/06/121).

LAUBACH, Thomas. **New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt**. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003. (Finance and Economics Discussion Series, 2003-12).

LUPORINI, Viviane. **The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a VAR analysis**. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 38, n. 1, p. 7–30, 2008.

LUSTIG, Hanno; VERDELHAN, Adrien. **The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk**. *American Economic Review*, v. 97, n. 1, p. 89–117, 2007.

MENDONÇA, Helder Ferreira de; TOSTES, Felipe Santos. **The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate pass-through in an emerging economy**. *Open Economy Review*, v. 26, n. 5, p. 911-935, 2015. DOI: 10.1007/s11079-014-9339-3

MINESSO, Massimo Ferrari; KURCZ, Adam; PAGLIARI, Maria Serena. **Monetary policy surprises, central bank information shocks and financial conditions**. *Journal of International Money and Finance*, v. 128, p. 102–108, 2022. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2022.102707.

MIRKOV, Nikola; ALBEROLA, Enrique; CANTÚ, Carlos; CAVALLINO, Paolo. **Fiscal regimes and the exchange rate**. Zurich: Swiss National Bank, 2022. (SNB Working Papers, 1/2022). Disponível em <https://ssrn.com/abstract=4005017>. Acesso em: 25 de nov. de 2025.

MIYAMOTO, Wataru; NGUYEN, Thuy Lan; SERGEYEV, Dmitriy. **Fiscal stimulus in a high-debt economy**. *Journal of Monetary Economics*, v. 137, p. 130–149, 2023. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2023.04.002.

MONTES, Gabriel Caldas; COSTA, Julyara. **Effects of fiscal credibility on sovereign risk: evidence using comprehensive credit rating measures**. *International Journal of Emerging Markets*, v. 17, n. 6, p. 1223-1253, 2021. Emerald Publishing Limited. DOI: 10.1108/IJOEM-06-2020-0697

MONTES, Gabriel Caldas; SOUZA, Leandro Martins de. **The effects of fiscal transparency on sovereign risk: new evidence from panel data**. *International Journal of Public Administration*, v. 43, n. 7, p. 622–634, 2020. DOI: 10.1080/01900692.2019.1628059

MUNDELL, Robert A. **Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates.** *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, v. 29, n. 4, p. 475–485, 1963.

MUSCATELLI, V. Anton; TIRELLI, Patrizio; TRECROCI, Carmine. **Monetary and fiscal policy interactions over the cycle: some empirical evidence.** Milan: Università degli Studi di Milano–Bicocca, 2002. (Working Paper).

RAMÍREZ-RONDÁN, Nelson R.; ROJAS-ROJAS, Renato M.; VILLAVICENCIO, Julio A. **Political institutions, economic uncertainty and sovereign credit ratings.** *Finance Research Letters*, v. 53, p. 103656, 2023. DOI: 10.1016/j.frl.2023.103656

SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. **Some Unpleasant Monetarist Arithmetic.** *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Minneapolis, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

TANNER, Evan; RAMOS, Alberto M. **Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991–2000.** *Applied Economics*, v. 35, n. 7, p. 859–873, 2003. DOI: 10.1080/0003684032000056832.

VAN RIET, Ad. **Safe and risky sovereigns in the euro area capital market: financial drivers of fiscal policies in Germany and Italy.** *German Politics*, London, 2021. DOI: 10.1080/09644008.2021.1881956.