

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Tomás Nogueira Ribeiro

**BOLHAS RACIONAIS NOS SETORES DA B3 E ELEIÇÃO PARA PRESIDENTE DO  
BRASIL DE 2022**

Sorocaba – SP

2023

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Tomás Nogueira Ribeiro

**BOLHAS RACIONAIS NOS SETORES DA B3 E ELEIÇÃO PARA PRESIDENTE DO  
BRASIL DE 2022**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de São Carlos – *Campus Sorocaba*, para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientação: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior

Sorocaba – SP

2023

Nogueira Ribeiro, Tomás

Bolhas racionais nos setores da b3 e eleição para presidente do brasil de 2022 / Tomás Nogueira Ribeiro -- 2023.

49f.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador (a): Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior

Banca Examinadora: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva

Júnior, Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues, Prof. Dr.

André da Silva Pereira

Bibliografia

1. Painel GSADF. 2. Exuber. 3. Bolhas racionais. I. Nogueira Ribeiro, Tomás. II. Título.

Ficha catalográfica desenvolvida pela Secretaria Geral de Informática (SIn)

DADOS FORNECIDOS PELO AUTOR

Bibliotecário responsável: Maria Aparecida de Lourdes Mariano -  
CRB/8 6979


**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS**

 Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia  
 Programa de Pós-Graduação em Economia

**Relatório de Defesa de Dissertação**
**Candidato: Tomás Nogueira Ribeiro**

Aos 19/05/2023, às 09:00, realizou-se na Universidade Federal de São Carlos, nas formas e termos do Regimento Interno do Programa de Pós-Graduação em Economia, a defesa de dissertação de mestrado sob o título: Detectando bolhas racionais nos setores econômicos do mercado acionário da B3: Uma aplicação empírica do teste GSADF em configuração de painel., apresentada pelo candidato Tomás Nogueira Ribeiro. Ao final dos trabalhos, a banca examinadora reuniu-se em sessão reservada para o julgamento, tendo os membros chegado ao seguinte resultado:

**Participantes da Banca**

 Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior  
 Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues  
 Prof. Dr. André da Silva Pereira

Função	Instituição
Presidente	UFSCar
Titular	UFSCar
Titular	UPF

Conceito
<i>Aprovado</i>
<i>Aprovado</i>
<i>Aprovado</i>

Resultado Final
<i>Aprovado</i>

**Parecer da Comissão Julgadora\*:**

*Aprova-se sujeito às alterações indicadas no procedimento de defesa.*

Encerrada a sessão reservada, o presidente informou ao público presente o resultado. Nada mais havendo a tratar, a sessão foi encerrada e, para constar, eu, Geraldo Edmundo Silva Junior, representante do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei o presente relatório, assinado por mim e pelos membros da banca examinadora.

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior

Representante do PPG: Geraldo Edmundo Silva Junior

Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues

Prof. Dr. André da Silva Pereira

Certifico que a defesa realizou-se com a participação à distância do(s) membro(s) André da Silva Pereira e, depois das arguições e deliberações realizadas, o(s) participante(s) à distância está(ão) de acordo com o conteúdo do parecer da banca examinadora redigido neste relatório de defesa.

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior  
 DEco - Departamento de Economia  
 UFSCar - Sorocaba / SP

( ) Não houve alteração no título (X) Houve alteração no título. O novo título passa a ser:

*BOLHAS RACIONAIS NOS SETORES DA B3 E ELEIÇÃO PARA PRESIDENTE NO BRTSIC DE 2022*

**Observações:**

- a) Se o candidato for reprovado por algum dos membros, o preenchimento do parecer é obrigatório.  
 b) Para gozar dos direitos do título de Mestre ou Doutor em Economia, o candidato ainda precisa ter sua dissertação ou tese homologada pelo Conselho de Pós-Graduação da UFSCar.

**DEDICATÓRIA**

Dedico esta dissertação, *in memoriam*, ao meu avô Otávio de Souza Nogueira (1931-2021) e a minha avó Faride Clementina Viveiros Ribeiro (1938-2022).

## AGRADECIMENTOS

*“Admitir que é muito difícil lidar com os outros, mas cultivar a obrigação de auxiliar aos outros, quando nos seja possível, sem nunca nos afastar dos outros e reconhecer que sem os outros nenhum de nós seguirá para a frente” – LUIZ, André (Espírito). Momentos de Ouro. Psicografia de Francisco Cândido Xavier.*

Agradeço a Deus, causa primária de todas as coisas, por ter colocado essa oportunidade em minha vida.

Aos meus pais, Elizabete Aparecida Nogueira e Hércio Aurélio Ribeiro e a minha avó, Maria Tereza de Souza Nogueira, pelo apoio incondicional e compreensão nesse processo.

A minhas irmãs, Catarina Nogueira Ribeiro e Giovanna Ramalho Ribeiro, pelo carinho e apoio nessa trajetória.

Aos novos amigos, Ariel Pollo Ballerini e Janaína Alves de Lima, pessoas queridíssimas que este Mestrado proporcionou conhecer. Eles foram essenciais!

Ao Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior pela orientação, dedicação e paciência empenhada no meu desenvolvimento e no desenvolvimento desse trabalho.

De forma abrangente, agradeço ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de São Carlos – *campus* Sorocaba pelo empenho na promoção de uma formação de excelência, apesar do contexto pandêmico.

Gratidão a todos que, direta ou indiretamente, seja em pensamento, em oração ou com uma palavra de encorajamento ou abraço fraterno, contribuíram para que eu chegasse até o final desse processo e concluísse o Mestrado.

Por fim, agradeço a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão da Bolsa de Estudos.

## RESUMO

Um processo eleitoral presidencial pode gerar expectativas racionais de ‘prêmio de risco’ entre os investidores, com um viés especulativo por causa da incerteza política, dando margem para ocorrência de comportamento explosivo nos preços de ações. No presente trabalho foram utilizados preços de ações, em intervalos intradiário de 5 minutos, para identificar e datar episódios de bolhas racionais (dinâmica explosiva) nos setores da B3 (Bolsa de Valores do Brasil e Mercado de Balcão) ao longo do processo eleitoral brasileiro de 2022: compreendido entre o 5º dia útil após o início da propaganda eleitoral (23/08/2022) até o 15º dia útil após o segundo turno (18/11/2022), totalizando 60 pregões. Para tanto, foi aplicado o teste *Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller* em configuração de painel (Painel GSADF), sendo cada setor da B3 um painel de dados. Buscou-se responder a seguinte pergunta: no período eleitoral brasileiro de 2022, houve bolhas racionais nos setores da B3? Com a metodologia do teste Painel GSADF foi possível detectar múltiplos episódios de bolhas nos setores de Petróleo, Gás e Biocombustível (2 episódios), de Saúde (2 episódios) e de Tecnologia da Informação (5 episódios). O dia 16 de novembro apresentou episódios de bolhas nesses três setores, sendo no setor Saúde o comportamento explosivo de maior duração. Os estudos e resultados apresentados neste trabalho podem ser úteis para pesquisadores teóricos e empíricos, autoridades econômicas e agentes do setor privado no sentido de tomar conhecimento de mecanismos para identificar bolhas nos mercados financeiros e medir suas extensões.

**Palavras-chave:** Painel GSADF; exuber; bolhas racionais.

**Classificação JEL:** G19, C01, C1, C33.

## ABSTRACT

A presidential election process can generate rational expectations of a ‘risk premium’ among investors, with a speculative bias due to political uncertainty, allowing for the occurrence of explosive behavior in stock prices. In this study, stock prices were used at 5-minute intraday intervals to identify and date episodes of rational bubbles (explosive dynamics) in the sectors of B3 (Brazilian Stock Exchange and Over-the-Counter Market) throughout the Brazilian electoral process of 2022: comprising between the 5th business day after the start of electoral propaganda (08/23/2022) until the 15th business day after the second round (11/18/2022), totaling 60 trading sessions. To this end, the Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller test was applied in a panel configuration (Panel GSADF), with each B3 sector being a data panel. The following question was sought to be answered: during the Brazilian electoral period of 2022, were there rational bubbles in the B3 sectors? With the Panel GSADF test methodology, it was possible to detect multiple bubble episodes in the Oil, Gas and Biofuel (2 episodes), Health (2 episodes) and Information Technology (5 episodes) sectors. November 16th presented bubble episodes in these three sectors, with the Health sector having the longest explosive behavior. The studies and results presented in this work may be useful for theoretical and empirical researchers, economic authorities and private sector agents in order to become aware of mechanisms to identify bubbles in financial markets and measure their extensions.

**Keywords:** GSADF panel; exuber; rational bubbles.

**JEL classification:** G19; C01; C1; C33.

**LISTA DE FIGURAS**

Figura 1: Ilustração da sequência amostral recursiva de janela móvel do teste GSADF. .....	24
Figura 2: Ilustração do teste BSADF.....	25
Figura 3: Datação de bolhas no painel Petróleo, Gás e Biocombustível (PGB). A linha tracejada (vermelha) representa o valor crítico ao nível de significância de 5% e a linha contínua (azul) representa a sequência BSADF. ....	30
Figura 4: Datação de bolhas no painel Saúde (S). A linha tracejada (vermelha) representa o valor crítico ao nível de significância de 5% e a linha contínua (azul) representa a sequência BSADF. ....	31
Figura 5: Datação de bolhas no painel Tecnologia da Informação (TI). A linha tracejada (vermelha) representa o valor crítico ao nível de significância de 5% e a linha contínua (azul) representa a sequência BSADF. ....	31

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Candidatos ao cargo de presidente do Brasil no primeiro turno das eleições gerais do ano de 2022 (em ordem alfabética), partido político ou coligação partidária do candidato e número para votação. ....	1
Quadro 2: Composição da carteira IBrX 50 B3 agrupada por setor e percentual de representatividade de cada setor no Índice. ....	4
Quadro 3: Pesquisa de intenção de votos para o segundo turno realizadas pelos institutos IPEC e Quaest.....	7
Quadro 4: Setores Econômicos em conformidade com a Classificação Setorial da B3 e suas respectivas quantidades de ativos disponibilizados pelo Yahoo Query. ....	23
Quadro 5: Descrição da datação das bolhas. Data e hora inicial e final e duração em número de observações (a frequência de observação corresponde a 5 minutos). ....	32

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	1
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	6
2.1	ELEIÇÃO PRESIDENCIAL BRASILEIRA DE 2022 .....	6
2.2	ELEIÇÕES NACIONAIS E MERCADO DE AÇÕES .....	7
2.3	BOLHAS RACIONAIS .....	8
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b> .....	22
3.1	DADOS .....	22
3.2	TESTES GSADF DE JANELA MÓVEL E PAINEL .....	23
3.3	ESTRATÉGIA DE DATAÇÃO .....	26
3.4	ALGORITMO <i>SIEVE BOOTSTRAP</i> .....	26
3.5	PACOTE R <i>EXUBER</i> .....	27
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	29
4.1	DETECÇÃO DE BOLHAS .....	29
4.2	DATAÇÃO DE BOLHAS .....	30
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	34
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	36

## 1 INTRODUÇÃO

A eleição para presidente do Brasil de 2022 ocorreu em dois turnos. O primeiro turno<sup>1</sup>, no dia 2 de outubro, contou com 11 candidatos à presidência que estão descritos na Quadro 1, figurando uma disputa amplamente diversificada. Porém, mesmo antes do início oficial das propagandas eleitorais, em 16 de agosto, foi notório o aprofundamento crescente do fenômeno da polarização na competição pelo cargo de presidente entre o candidato Luiz Inácio Lula da Silva, do Partido dos Trabalhadores (PT) e o candidato à reeleição Jair Messias Bolsonaro, do Partido Liberal (PL). O segundo turno<sup>2</sup>, no dia 30 de outubro, elegeu, com 50,90% dos votos, Lula, do PT, para o cargo de presidente do Brasil.

Quadro 1: Candidatos ao cargo de presidente do Brasil no primeiro turno das eleições gerais do ano de 2022 (em ordem alfabética), partido político ou coligação partidária do candidato e número para votação.

Candidato	Partido/Coligação	Número
Ciro Ferreira Gomes (Ciro Gomes)	Partido Democrático Trabalhista (PDT)	12
Jair Messias Bolsonaro (Bolsonaro)	Partido Liberal (PL) - coligação	22
Jose Maria Eymael (Eymael)	Democracia Cristã (DC)	27
Kelson Luis Da Silva Souza (Padre Kelson)	Partido Trabalhista Brasileiro (PTB)	14
Leonardo Péricles Vieira Roque (Léo Péricles)	Unidade Popular (UP)	80
Luiz Felipe Chaves d'Avila (Felipe d'Avila)	Partido NOVO	30
Luiz Inácio Lula Da Silva (Lula)	Partido dos Trabalhadores (PT) - coligação	13
Simone Nassar Tebet (Simone Tebet)	Movimento Democrático Brasileiro (MDB) - coligação	15
Sofia Padua Manzano (Sofia Manzano)	Partido Comunista Brasileiro (PCB)	21
Soraya Vieira Thronicke (Soraya Thronicke)	União Brasil	44
Vera Lucia Pereira da Silva Salgado (Vera)	Partido Socialista dos Trabalhadores Unificado (PSTU)	16

Fonte: Tribunal Superior Eleitoral (TSE), disponível em: <https://sig.tse.jus.br/ords/dwapr/seai/r/sig-eleicao/home>

Bialkowski *et al.* (2008), forneceram evidências do aumento de volatilidade nos mercados de ações em período de eleições nacionais. Shaikh (2017), mostrou que os mercados de ações e câmbio nos Estados Unidos reagiram com um aumento de volatilidade durante a eleição presidencial de 2016. Carvalho e Guimaraes (2018), estudaram, sob a perspectiva do risco político, o efeito da eleição presidencial brasileira de 2014 em empresas controladas pelo

<sup>1</sup> Resultado oficial do primeiro turno:

<https://resultados.tse.jus.br/oficial/app/index.html#/eleicao;e=e544/resultados>.

<sup>2</sup> Resultado oficial do segundo turno:

<https://resultados.tse.jus.br/oficial/app/index.html#/eleicao;e=e545/resultados>.

Governo. Megaritis *et al.* (2021), apontaram que a volatilidade nos mercados de ações globais é mais intensa durante eleições nacionais.

Então, de acordo com os autores supracitados, um período de eleição presidencial pode causar elevação da volatilidade nos mercados de ações, devido às incertezas políticas inerentes ao processo eleitoral (Bialkowski *et al.*, 2008; Shaikh, 2017; Carvalho e Guimaraes, 2018; Megaritis *et al.*, 2021). Pástor e Veronesi (2013) apontaram que possíveis mudanças na condução de políticas econômicas (fiscal, monetária e cambial) – incertezas políticas –, “torna as ações mais voláteis e mais correlacionadas”. Além disso, a falta de precisão política na eleição – polarização eleitoral – torna o prêmio de risco político<sup>3</sup> menos atrativo para investimentos.

Durante o primeiro e o segundo turnos, Lula estava à frente nas pesquisas de intenção de voto. Porém, sem margem percentual suficiente do segundo colocado – Bolsonaro – para instituir uma previsibilidade de vitória, mesmo no segundo turno. Por exemplo, nas vésperas do primeiro turno o Instituto Quaest publicou sua pesquisa de intenção de voto para presidente, onde Lula, do PT, liderava com 49% e, em segundo lugar, Bolsonaro, do PL, com 38%<sup>4</sup>. Já um dia antes da votação do segundo turno esse mesmo instituto apurou que 52% das intenções de voto concentravam-se em Lula e 48% em Bolsonaro.

Alguns canais eletrônicos especializados em mercados financeiros, como “InfoMoney”, “Investing” e “Bloomberg Línea”, especulou-se que os investidores poderiam ficar mais propensos a investir em empresas brasileiras, caso Bolsonaro fosse reeleito. Por causa do seu direcionamento político, como privatizações e concessões para o setor privado. Isso, supostamente, elevaria os preços das ações e a capitalização de mercado para empresas listadas na bolsa de valores brasileira. Do contrário, caso Lula ganhasse, haveria contração de preços das ações e da capitalização de mercado.

A privatização é uma questão complexa e controversa, não se pode afirmar quais setores econômicos seriam beneficiados ou prejudicados. Trata-se de um processo que depende de vários fatores, como o modelo de privatização adotado, o ambiente regulatório existente, o impacto social, entre outros. Entende-se, pelo lado do investidor, que, quanto menor for a participação do Estado em alguma empresa listada na bolsa, menor será a ingerência política e

---

<sup>3</sup> O prêmio de risco é o quanto a mais de retorno financeiro um investimento pode ter em relação a outro sem risco. O risco político está intimamente relacionado às possíveis mudanças na condução de políticas econômicas (fiscal, monetária e cambial).

<sup>4</sup> Ciro Gomes (6%), Simone Tebet (5%), Felipe d’Avila (1%) e Soraya Thronicke (1%).

a corrupção. Isso reduziria o risco político e estimularia investimentos privados. Consequentemente, poderia aumentar o fluxo de negociações entre compradores e vendedores.

O mercado de ações pode ser sensível às notícias sobre negociações e decisões de políticas fiscais, monetárias e cambiais, difundidas na imprensa. Os agentes de mercado (isto é, os investidores), por sua vez, avaliam os custos políticos empenhados nessas negociações e decisões para então findarem estratégias de compra ou venda de ações. Pástor e Veronesi (2013) classificaram as notícias políticas como choques políticos. Cheng, Wang, *et al.* (2021) especificaram os custos políticos como sendo incertezas da política econômica e evidenciaram que o prêmio de risco político tem um efeito especulativo, principalmente entre os investidores de varejo, podendo desencadear bolhas (ou comportamento explosivo) nos preços das ações.

Nas últimas duas décadas, bolhas financeiras<sup>5</sup> e suas latentes consequências globais tem sido um tema de interesse entre pesquisadores teóricos e empíricos, autoridades econômicas e agentes do setor privado. Assim, métodos para identificar bolhas e medir suas extensões são proficientes nas caracterizações de fenômenos de exuberância em mercados financeiros. Além do mais, podem auxiliar nas formulações de políticas macroprudenciais, que visam mitigar os riscos ao sistema financeiro como um todo e nas diretrizes regulatórias de mercados de ativos locais e internacionais. O aperfeiçoamento contínuo dos estudos sobre bolhas financeiras faz-se relevante como forma de evitar ou, ao menos, mitigar os efeitos de um colapso financeiro integral (PHILLIPS e YU, 2011).

Nesse contexto, o presente trabalho pretende responder a seguinte pergunta: no período eleitoral brasileiro de 2022, houve bolhas racionais nos setores da B3<sup>6</sup> (Bolsa de Valores do Brasil e Mercado de Balcão)? Assim, o objetivo principal deste trabalho foi detectar a ocorrência de bolhas racionais nos setores da B3, no período eleitoral brasileiro de 2022. A delimitação temporal do período eleitoral analisada está compreendida entre o 5º dia útil após o início da propaganda eleitoral<sup>7</sup> (23/08/2022) até o 15º dia útil após o segundo turno (18/11/2022), totalizando 60 pregões da B3. Além de detectar o comportamento explosivo,

---

<sup>5</sup> De forma geral, bolhas financeiras são fenômenos de colapso de preço nos mercados financeiros. Ver (PHILLIPS e YU, 2011, p. 459)

<sup>6</sup> A B3 classifica as empresas listadas em onze diferentes setores, a saber: (1) Bens Industriais; (2) Comunicações; (3) Consumo Cíclico; (4) Consumo não Cíclico; (5) Financeiro; (6) Materiais Básicos; (7) Petróleo, Gás e Biocombustível; (8) Saúde; (9) Tecnologia da Informação; (10) Utilidade Pública e (11) Outros.

<sup>7</sup> A propaganda eleitoral foi liberada pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE) no dia 16/08/2022. Disponível em: <https://www.tse.jus.br/comunicacao/noticias/2022/Agosto/eleicoes-2022-propaganda-eleitoral-esta-liberada-a-partir-de-hoje-16>.

também foi objetivo deste trabalho analisar as características das bolhas, identificando suas datas de início e colapso e duração.

Diante tal escopo, levantou-se a hipótese que o setor mais proeminente à ocorrência de bolhas seria o de Petróleo, Gás e Biocombustível devido às discussões de campanha eleitoral, entre os presidenciais, sobre privatizações e políticas de preço do petróleo. Além dessa, uma outra hipótese de bolhas fundamenta-se na liquidez do mercado de ações, ou seja, ocorrência de bolhas nos setores com maior liquidez de mercado. De acordo com o Índice Brasil 50 da B3 (IBrX 50 B3)<sup>8</sup>, além do setor de Petróleo, Gás e Biocombustível os setores com maior negociabilidade e representatividade no mercado de ações da B3 são: Bens Industriais; Consumo Cíclico; Consumo não Cíclico; Financeiro; Materiais Básicos; Saúde; Tecnologia da Informação; e Utilidade Pública. O Quadro 2, abaixo, apresenta esses setores com as respectivas ações e o percentual de participação de cada setor no IBrX 50 B3.

Quadro 2: Composição da carteira IBrX 50 B3 agrupada por setor e percentual de representatividade de cada setor no Índice.

Setor	Ações	Representatividade do Setor no IBrX 50 B3
Bens Industriais	AZUL4, RAIL3, WEGE3	6%
Consumo Cíclico	CVCB3, CYRE3, RENT3, LREN3, MGLU3, PETZ3, VIIA3	14%
Consumo não Cíclico	ABEV3, ASAI3, BRFS3, NTCO3, JBSS3, MRFG3	12%
Financeiro	ALSO3, B3SA3, BBSE3, BBDC4, BBAS3, BPAC11, CIEL3, ITSA4, ITUB4, MULT3	22%
Materiais Básicos	EQTL3, GGBR4, KLBN11, CSNA3, SUZB3, USIM5, VALE3	14%
Petróleo, Gás e Biocombustível	RRRP3, CSAN3, PETR3, PETR4, PRIO3, VBBR3	12%
Saúde	HAPV3, HYPE3, RADL3, RDOR3	8%
Tecnologia da Informação	LWSA3, TOTS3	4%
Utilidade Pública	CMIG4, ELET3, ELET6, SBSP3	8%
Total	50 ações	100%

Fonte: Elaboração própria com dados retirados do site da B3.

Em termos de aspectos metodológicos, este trabalho abordara o método do teste Supremo Dickey-Fuller Aumentado Generalizado (GSADF, na sigla em inglês) em configuração de painel (Painel GSADF) para detectar e datar bolhas racionais nos setores da B3. A metodologia do teste Painel GSADF foi desenvolvida por Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016), para possibilitar a análise estatística multivariada nos mercados financeiros. Dessa forma, pode-se agrupar as ações por setor e, ao invés de analisar cada ação individualmente –

<sup>8</sup> O IBrX 50 B3 é um indicador do desempenho médio das cotações dos 50 ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro. Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt-br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-brasil-50-ibrx-50.htm>

como faz o teste GSADF univariado, desenvolvido por Phillips, Shi e Yu (2012, 2015a,b) –, analisar o setor como um todo.

A fim de alcançar os objetivos e testar as hipóteses do presente trabalho, utilizou o pacote R *exuber* – criado por Vasilopoulos, Pavlidis, *et al.* (2022) e divulgado por Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-García (2022) – como ferramenta para implementar os testes GSADF e Painel GSADF. Os painéis para submissão a esses testes foram confeccionados a partir de dados intradiários, com frequência de 5 minutos, das séries de preços das ações negociáveis pertencentes aos setores da B3 – cada painel corresponde a um setor –, obtidos do pacote de interface *python Yahoo Query* pela Interface de Programação de Aplicação (API) *Yahoo Finance*.

O restante deste trabalho está dividido da seguinte forma. A seção 2 discute o referencial teórico. A seção 3 descreve os dados utilizados no presente estudo e fornece a metodologia de detecção e datação de múltiplas bolhas racionais. A seção 4 se concentra nos resultados do teste Painel GSADF e, por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 ELEIÇÃO PRESIDENCIAL BRASILEIRA DE 2022

As eleições gerais no Brasil elegem candidatos das esferas federal e estadual. No âmbito federal as vagas são para os cargos de presidente, vice-presidente, senadores e deputados federais. A nível estadual são eleitos governadores, vice-governadores e deputados estaduais e distritais. Apesar dos vários cargos, o de presidente empenha principal relevância e destaque dentre os outros, pois, o candidato eleito tornar-se-á o centro da condução das políticas públicas ditadas e protocoladas em campanha eleitoral. A disputa presidencial de 2022 foi acirrada e observou-se que, antes do início oficial das propagandas eleitorais, em 16 de agosto, as pesquisas de intenção de votos já sinalizavam para uma polarização entre Lula e o candidato à reeleição Bolsonaro.

O Instituto Quaest Pesquisa e Consultoria<sup>9</sup>, no dia 3 de agosto, apurou que Lula, do PT, estava em primeiro lugar com 44% das intenções de voto, Bolsonaro, do PL, estava em segundo lugar com 32% e em terceiro, com 5%, aparecia o candidato Ciro Gomes, do PDT. Já no dia 15 de agosto o Instituto Inteligência em Pesquisa e Consultoria (IPEC)<sup>10</sup> divulgou sua primeira pesquisa de intenção de votos mostrando que Lula liderava a disputa com 44%, seguido por Bolsonaro com 32% e, em terceiro, Ciro Gomes, com 6%. No dia 1º de outubro, Lula liderava com 49% apurado pelo Instituto Quaest e com 51% pelo IPEC. Já Bolsonaro em segundo lugar com 38% pelo Instituto Quaest e com 37% pelo IPEC. No terceiro lugar estava o candidato Ciro Gomes, do PDT, com 5% em ambos os institutos.

Conforme as informações descritas acima, entendeu-se que, apesar da variedade de candidatos ao cargo de presidente, a disputa presidencial efetivou-se apenas entre dois candidatos – Lula e Bolsonaro – no primeiro turno. Diante de tal polarização, especulou-se que a extensão do pleito para o segundo turno era mais provável de ocorrer. Decerto, essa hipótese fora confirmada. O Quadro 3 mostra um recorte das pesquisas de intenção de votos para o segundo turno dos institutos IPEC e Quaest. A votação do segundo turno ocorrera dia 30 de outubro e Lula, do PT, foi eleito com 50,90% dos votos. Porém, a coligação do PT teve baixa composição de cargos políticos, tanto no congresso nacional, quanto nos governos estaduais e distrital.

---

<sup>9</sup> Disponível em: <https://lp.genialinvestimentos.com.br/nas-eleicoes2022/>.

<sup>10</sup> Disponível em: <https://www.ipec-inteligencia.com.br/pesquisas/>.

Quadro 3: Pesquisa de intenção de votos para o segundo turno realizadas pelos institutos IPEC e Quaest.

Instituto	Data da divulgação da pesquisa	Lula (PT)	Bolsonaro (PL)	Somatório (branco/nulo/indecisos)
IPEC	5/outubro	51%	43%	6%
IPEC	17/outubro	50%	43%	7%
IPEC	29/outubro	50%	43%	7%
Quaest	6/outubro	48%	41%	11%
Quaest	19/outubro	47%	42%	11%
Quaest	29/outubro	45%	42%	13%

Fonte: <https://www.ipec-inteligencia.com.br/pesquisas/> (IPEC) e <https://lp.genialinvestimentos.com.br/nas-eleicoes2022/> (Quaest).

## 2.2 ELEIÇÕES NACIONAIS E MERCADO DE AÇÕES

Białkowski *et al.* (2008) analisaram quantitativamente o efeito das eleições nacionais em 27 países pertencentes à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Consequentemente, forneceram evidências de que a volatilidade dos mercados de ações aumenta consideravelmente no período de eleições nacionais. Pois, trata-se de um período que, além de ser classificado como evento raro, expõe aos investidores as incertezas em relação às futuras políticas governamentais. Também apontaram que o efeito das eleições no aumento da volatilidade pode perdurar por cerca de 15 dias (ou mais) de negociação na bolsa de valores. Esse prolongamento pode ocorrer devido: i) ao atraso na divulgação dos resultados; ii) às contestações do processo de contagem de votos; iii) à margem de vitória ser estreita.

O mercado de ações pode estar exposto, em períodos de eleições nacionais, a dois tipos de choques – choques eleitorais e choques políticos – que induzem volatilidade anormal. As incertezas inerentes a um processo eleitoral, segundo Białkowski *et al.* (2008), podem ser percebidas como choques eleitorais. Esses choques possibilitam que os investidores avaliem as expectativas de retorno do prêmio de risco – sabendo que os efeitos desse choque cessam com o fim do processo eleitoral. Os choques políticos foram classificados por Pástor e Veronesi (2013) como sendo as notícias sobre políticas difundidas nos veículos de comunicação. Já esses choques políticos tem seus efeitos intensificados no período eleitoral, mas não cessam. Porque, sua principal causa está relacionada a dinâmica da gestão das políticas econômicas (fiscal, monetária e cambial), consequentemente, efetiva fluxo contínuo de notícias.

Por outro lado, Megaritis *et al.* (2021) afirmaram que “o principal impulsionador da volatilidade e dos saltos dos preços do mercado de ações é a crescente incerteza sobre o futuro da economia, e não a incerteza sobre a política econômica que se baseia em notícias macroeconômicas”. Para Shaikh (2017) os mercados de ações “são ineficientes no curto prazo

(ano eleitoral) e permite a oportunidade de obter ganhos anormais do mercado”, pois, são vulneráveis aos debates presidenciais e ao resultado de eleição nacional. Além disso, Cheng, Wang, et al. (2021) forneceram evidências que a incerteza nas políticas econômicas tem um efeito especulativo, principalmente entre os investidores de varejo, podendo desencadear bolhas (ou comportamento levemente explosivo) nos preços de ativos.

Apesar da importância do tema, poucos estudos avaliam a relação entre o prêmio de risco político no período eleitoral e os movimentos de mercado. Uma das razões é que os investidores podem racionalizar os riscos de um prêmio se ele for confiável, o que é difícil determinar (ver Pástor e Veronesi, 2013 e Santa-Clara e Valkanov, 2003). Outra razão é que os estudos sobre o tema podem ser influenciados pelo interesse dos autores no prêmio presidencial. Por exemplo, Wagner *et al.* (2018) expõe que, se o mercado antecipar que um determinado candidato é provável que seja eleito, o retorno esperado de qualquer ativo vinculado a esse resultado será maior que o retorno esperado de um ativo vinculado ao outro resultado.

### 2.3 BOLHAS RACIONAIS

Uma bolha racional surge quando os agentes do mercado, de forma racional, prevêm um retorno futuro do ativo superior ao retorno médio de mercado. Como consequência, as transações de compra são superiores às transações de venda, o que acarreta aumento do preço do ativo. Quando os agentes racionais observam que o preço do ativo está fora de equilíbrio (dos fundamentos), reduzem suas expectativas de retorno diminuindo a demanda por esse ativo. Com isso, o ativo retorna a um estado de equilíbrio, onde seu preço será determinado pela interseção entre oferta e demanda. Blanchard e Watson (1982) afirmaram que este tipo de bolha, além de ser consistente com a suposição de expectativas racionais, está correlacionada com a eficiência de mercado.

De acordo com Fama (1970), um mercado de capitais é dito eficiente quando os agentes são racionais e têm informações completas, a competitividade é perfeita e os agentes têm acesso a todas as informações relevantes. Além disso, esse mesmo autor dividiu a eficiência de mercado nas versões fraca, semi-forte e forte. Que, segundo LeRoy (1989), estão fundamentadas na definição da versão fraca, ou seja, no equilíbrio competitivo aplicado aos mercados de ativos onde as informações mantidas pelos investidores são atribuídas à vantagem comparativa. As versões semi-forte e forte, além do equilíbrio competitivo, apresentam hipóteses adicionais. Na versão semi-forte os agentes racionais procuram maximizar seu valor

esperado de utilidade. As hipóteses adicionais da versão forte são: (i) os agentes racionais procuram maximizar seu valor esperado de utilidade e (ii) as informações são perfeitamente refletidas nos preços.

Até meados da década de 1960 a eficiência de mercado estava associada ao modelo de passeio aleatório. Mas, por se tratar de um modelo restritivo em alguns aspectos como independência probabilística entre sucessivos incrementos de preços e não coerência com modelos econométricos de otimização, foi substituído pelo modelo martingale<sup>11</sup>. A correlação entre eficiência do mercado de capitais e martingales foi estabelecida por Paul A. Samuelson em 1965. A proposição principal do modelo martingale é permitir a modelagem de mercados de capitais levando em conta expectativas racionais vinculadas aos pressupostos sobre preferências e retornos financeiros. Isto é, o modelo martingale constitui um modelo econômico fidedigno de preços de ativos em mercados de capitais (LEROY, 1989).

O modelo martingale pressupõe que a previsão de preços futuro ( $x_{t+1}$ ), para qualquer período ( $t + 1$ ), com base em informações completas disponíveis ( $\Phi_t$ ), é consistente com o valor presente de um ativo ( $x_t$ ). Isto é, a expectativa matemática do próximo valor na sequência,  $E(x_{t+1} | \Phi_t)$ , é igual ao valor presente observado ( $x_t$ ), como segue:

$$E(x_{t+1} | \Phi_t) = x_t \quad (1)$$

Há duas generalizações para o modelo martingale: supermartingale e submartingale. São casos em que a observação atual,  $x_t$ , pode ser diferente da expectativa condicional  $E(\cdot)$ . Supermartingales implicam em retornos decrescentes (negativos) e submartingales em retornos crescentes (positivo). Matematicamente, essas diferenças podem ser escritas, respectivamente, como: (ver Williams, 1991, p. 93; Barnett e Serletis, 2000; Firoozi, 2006)

$$E(x_{t+1} | \Phi_t) \leq x_t \quad (2)$$

e

$$E(x_{t+1} | \Phi_t) \geq x_t \quad (3)$$

O estudo de Lehmann (1990) aponta que, em um horizonte curto de tempo, a rejeição do comportamento martingale implica na ineficiência do mercado de ativos. Ou seja, no curto

---

<sup>11</sup> A palavra francesa martingale refere-se a Martigues, uma cidade da Provença. Os habitantes de Martigues tinham a reputação de favorecer uma estratégia de apostas que consistia em dobrar as apostas após cada derrota para garantir um resultado favorável com probabilidade arbitrariamente alta (LEROY, 1989).

prazo, os preços dos ativos seguem um modelo martingale mesmo se, no longo prazo, houver variações previsíveis nos retornos esperados ou informações incompletas das empresas listadas. Phillips e Yu (2011), PY (2011) adiante, argumentaram que a rejeição do comportamento martingale pode ser considerado como desvio ou diferença de expectativa condicional relativa à eficiência do mercado. E que esta diferença, definida como comportamento submartingale (3), fornece mecanismos para identificar tanto o surgimento da fase de expansão de um comportamento de bolha racional quanto seu subsequente colapso.

Se os participantes do mercado apresentam expectativas de retornos positivos dos seus investimentos e bolhas racionais devem apresentar características explosivas nos preços. Então, de acordo com Phillips, Wu e Yu (2011) – doravante PWY (2011), esta relação entre expectativas dos investidores e exuberância nos preços pode ser demonstrado usando a teoria do valor presente das finanças. Desse modo, os preços fundamentais dos ativos são determinados pela soma dos valores atuais descontados da sequência esperada de dividendos futuros. Considerando a condição padrão sem arbitragem, esta relação pode ser representada por:

$$P_t = \frac{1}{1+R} E_t(P_{t+1} + D_{t+1}) \quad (4)$$

onde  $P_t$  é o preço real da ação (*ex-dividend*) no tempo  $t$ ,  $D_t$  é o dividendo real recebido do ativo entre  $t - 1$  e  $t$ ,  $R$  é a taxa de desconto ( $R > 0$ ) invariante no tempo<sup>12</sup> e  $E_t$  o operador de expectativas condicionais.

Segundo Campbell e Shiller (1988), o modelo de valor presente pode explicar a exuberância nos preços dos ativos desde que as relações entre preços, dividendos e possibilidades de bolhas sejam consideradas como premissas. Para tanto, eles recomendam que se utilize uma aproximação logarítmica linear (*log-linear*) de (4). Essa transformação pode ser descrita pelas equações explicitadas em (5), (6) e (8) a seguir:

$$p_t = p_t^f + b_t \quad (5)$$

onde

---

<sup>12</sup> O desenvolvimento desta dissertação considera a taxa de desconto como sendo invariante no tempo. Para taxa de desconto variável no tempo, veja (PHILLIPS e YU, 2011, p. 461).

$$p_t^f = \frac{\kappa - \gamma}{1 - \rho} + (1 - \rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t d_{t+1+i} \quad (6)$$

$$b_t = \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t p_{t+i}$$

$p_t^f$  representa o preço de uma ação definido pelos seus fundamentos de mercado (dividendos esperados,  $d_t$ ) e  $b_t$  é o componente bolha racional que satisfaz a propriedade submartingale em (3). Essa propriedade pode ser expressa por:

$$E_t(b_{t+1}) = (1 + r_f)b_t, \quad (7)$$

com  $r_f$  sendo a taxa de juros livre de risco, como demonstrado por Phillips, Shi e Yu (2015) – PSY (2015) adiante.

Seguindo as convenções matemáticas abordadas em PWY (2011), a relação (7) pode ser reescrita como:

$$E_t(b_{t+1}) = \frac{1}{\rho} b_t = (1 + e^{\overline{d-p}})b_t \quad (8)$$

onde  $\overline{d-p}$  é a média logarítmica da razão entre dividendo e preço. Além disso,  $p_t = \log(P_t)$ ,  $d_t = \log(D_t)$ ,  $\gamma = \log(1 + R)$ ,  $\rho = \frac{1}{(1 + e^{\overline{d-p}})}$  e  $\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right)$  tal que  $0 < \rho < 1$ . Como  $e^{\overline{d-p}} > 0$ , a bolha racional  $b_t$  é um submartingale e apresenta comportamento explosiva no preço. Fazendo  $t = t - 1$  em (8) implica no processo equacional abaixo.

$$b_t = \frac{1}{\rho} b_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \equiv (1 + g)b_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (9)$$

$$E_{t-1}(\varepsilon_{b,t}) = 0$$

Isso implica que a bolha cresce a uma taxa logarítmica dada por  $g = \frac{1}{\rho} - 1 = e^{\overline{d-p}} > 0$ <sup>13</sup>. O parâmetro  $\varepsilon_{b,t}$  é uma diferença de martingale. Como (9) implica que a componente bolha racional é diferente de zero ( $b_t \neq 0$ ),  $p_t$  e seu incremento,  $\Delta p_t = (p_t - p_{t-1})$ , também

<sup>13</sup> Veja (PHILLIPS, WU e YU, 2011, p. 217) para mais especificidade sobre a taxa de crescimento de uma bolha.

apresentarão comportamento explosivo em (5), conseqüentemente  $\Delta p_t$  não pode ser estacionário. Essa implicação é verdadeira independentemente se  $d_t$  for  $I(1)$  (não-estacionário integrado de ordem 1) ou estacionário, denotado por  $I(0)$ .

Para o próximo resultado é necessário ratificar que as propriedades estocásticas de  $p_t$  são determinadas pelas de  $p_t^f$  e  $b_t$ . Se, para todo  $t$ ,  $b_t = 0$ , então, há ausência de bolha, então de (5) tem-se que  $p_t = p_t^f$  e, portanto,  $p_t$  é determinado apenas pelos dividendos esperados  $d_t$ . Logo, da primeira expressão em (6), resulta que:

$$d_t - p_t = -\frac{\kappa - \gamma}{1 - \rho} - \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t(\Delta d_{t+1+i}) \quad (10)$$

Diba e Grossman (1988) efetuaram testes empíricos de autocorrelação e de estacionaridade (teste padrão de Dickey-Fuller) para verificar a existência de bolhas racionais explosivas nos preços das ações de empresas norte-americanas no período entre 1871 e 1986. O modelo utilizado definiu uma bolha racional como sendo uma divergência dos preços das ações em relação aos fundamentos de mercado mantendo uma taxa de desconto invariante no tempo. Eles aplicaram testes da raiz unitária para  $\Delta p_t$  supondo  $b_t \neq 0$  e encontraram uma rejeição empírica da nulidade de uma raiz unitária. Então, concluíram que não havia comportamento explosivo nos preços das ações ( $p_t$ ) implicando na ausência de bolhas no mercado acionário norte-americano no período analisado.

Por outro lado, se  $p_t$  e  $d_t$  são ambos  $I(1)$ , então (10) implica que  $p_t$  e  $d_t$  são cointegrados com o vetor cointegrante  $[1, -1]$  e o incremento  $\Delta d_t = (d_{t+1} - d_t)$  será estacionário. Para esse caso, Diba e Grossman (1988) testaram uma relação de cointegração entre  $p_t$  e  $d_t$  porém, na presença de bolhas  $p_t$  exprime comportamento explosivo e conseqüentemente não pode ser cointegrado com  $d_t$  se  $d_t$  não for explosivo. Portanto, eles apontaram que o teste de cointegração pode ser tomado como teste contra a presença de bolhas.

Evans (1991) publicou argumentos que questionava a ideia de que a incoerência dos dividendos e dos preços das ações com os fundamentos de mercado, exclusivamente os observáveis, evidenciam a existência de bolhas. Além do mais, enfatizou que Diba e Grossman (1988) cometeram um equívoco ao considerarem os testes de raiz unitária padrão e de cointegração descartando a característica de estacionariedade no processo de bolhas. Para atestar seus argumentos, demonstrou, por simulação, que um processo de bolha em colapso periódico pode comportar-se de forma idêntica a um processo  $I(1)$  ou como um processo

autorregressivo linear e estacionário, desde que a probabilidade de colapso da bolha não seja desprezível.

A abordagem de Evans (1991) é consistente com o argumento de Shiller (1981) de que as bolhas de mercado são processos não-lineares que não podem ser identificados usando testes de estacionaridade padrão. Pois, mesmo que as bolhas seja substanciais em magnitude e volatilidade, quando estas estão presentes, os preços das ações não parecerão mais explosivos que os dos dividendos. Então, na época, Evans (1991, p. 922) defendeu que “a presença de bolhas racionais nos preços das ações permanece, portanto, uma questão em aberto”.

Décadas mais tarde, com o intuito de encontrar soluções eficientes que possibilite identificar períodos de exuberâncias nos mercados financeiros e preencher lacunas a respeito da presença de bolhas racionais nos preços das ações, autores como Phillips, Wu e Yu (2011), Phillips e Yu (2011) e Phillips, Shi e Yu (2012), desenvolveram novos procedimentos capazes de detectar e datar bolhas nos mercados financeiros. As metodologias implantadas incluem: técnicas de regressão recursiva em teste de raiz unitária de cauda direita, teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste Supremum Dickey-Fuller Aumentado (SADF) e teste Supremum Dickey-Fuller Aumentado Generalizado (GSADF).

Phillips, Wu e Yu (2011) apresentaram uma aplicação empírica no índice de preços de ações Nasdaq entre fevereiro de 1973 a junho de 2005 que foi consistente com um único episódio de exuberância na década de 1990. A metodologia envolve a implementação recursiva de um teste de raiz unitária do lado direito e um teste SADF. Para tanto, estimaram a seguinte especificação autorregressiva por mínimos quadrados:

$$x_t = \mu_x + \delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^J \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{x,t} \quad (11)$$

$$\varepsilon_{x,t} \sim NID(0, \sigma_x^2)$$

Onde  $J$  é um parâmetro de defasagem e  $NID$  denota distribuição independente e normal.

O modelo (11) foi estimado repetidamente incrementando uma observação a cada passagem. Sendo  $n$  o tamanho da amostra e  $r$  o comprimento do intervalo de controle do procedimento recursivo. Se a primeira regressão abrange  $\tau_0 = [nr_0]$  observações, então as regressões subsequentes adicionam ao conjunto de dados original sucessivas observações produzindo uma amostra de tamanho  $\tau_0 = [nr]$  tal que  $r_0 \leq r \leq 1$  e  $[\cdot] \in Z_+^*$ .

Sob o nulo, o teste estatístico ADF recursivo implica no passeio aleatório e o supremum ADF recursivo, denotado por  $\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r$ , implica no supremum do passeio aleatório, como mostrado abaixo.

$$ADF_r \Rightarrow \frac{\int_0^r \tilde{W} dW}{\left(\int_0^r \tilde{W}^2\right)^{\frac{1}{2}}}$$

e (12)

$$\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r \Rightarrow \sup_{r \in [r_0, 1]} \frac{\int_0^r \tilde{W} dW}{\left(\int_0^r \tilde{W}^2\right)^{\frac{1}{2}}}$$

A hipótese nula  $H_0: \delta = 1$  é definida como sendo a hipótese de raiz unitária e  $H_1: \delta > 1$  a hipótese alternativa (cauda direita). O teste de hipótese foi produzido comparando os resultados obtidos pelo teste  $\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r$  com os valores críticos de cauda direita do supremum do passeio aleatório. A rejeição de  $H_0$  ocorre quando os dados não apresentam comportamento de passeio aleatório. Isso implica que o conjunto de dados testado apresenta comportamento semelhante a um submartingale como em (3), portanto, comportamento explosivo.

Para identificar o intervalo de exuberância, PWY (2011), compararam a série temporal da estatística de teste recursiva  $ADF_r$ , com  $r \in [r_0, 1]$ , contra os valores críticos de cauda direita da distribuição assintótica do teste Dickey-Fuller padrão. Identificando, assim, a presença de bolhas racionais nos dados que analisaram; com início em meados de 1995, pico em fevereiro de 2000 e colapso em março de 2001 (coincidindo com o fim da bolha da internet). As estimativas das datas de origem e colapso no comportamento explosivo nos dados são construídas conforme descrito abaixo:

$$\hat{r}_e = \inf_{s \geq r_0} \left\{ s: ADF_s > cv_{\beta_n}^{adf}(s) \right\}$$

e (13)

$$\hat{r}_f = \inf_{s \geq \hat{r}_e} \left\{ s: ADF_s < cv_{\beta_n}^{adf}(s) \right\}$$

Onde  $\hat{r}_e$  é a data de origem,  $\hat{r}_f$  é a data de colapso do comportamento explosivo e  $cv_{\beta_n}^{adf}(s)$  corresponde ao valor crítico do lado direito do teste  $ADF_s$  sendo  $\beta_n$  um nível de significância (1 a 10%).

Phillips e Yu (2011) aplicaram a mesma metodologia proposta por PWY (2011), porém diferenciando em três aspectos. A principal diferença envolve o tratamento de inicialização dos testes sequenciais de raiz unitária do lado direito. Enquanto PWY (2011) fixou a condição inicial, PY (2011) selecionou a condição inicial com base em um critério de informação bayesiano (BIC). Com isso, obtiveram mais precisão na identificação da data de origem nas análises de exuberâncias dos mercados. Os outros dois aspectos estão intimamente relacionados ao período amostral de 2002 a 2009. Eles focalizaram suas abordagens empíricas na crise do subprime<sup>14</sup> analisando três séries temporais financeiras: o índice de preços de imóveis nos Estados Unidos; preços mensais do petróleo bruto (em dólares americanos) e o spread diário entre as taxas dos títulos Baa e Aaa.

Para amostras de tamanhos finitos e condição inicial não fixa, o procedimento de datação com base no BIC, que é adequado quando series temporais mesclam regimes explosivos e não explosivos, requer que a duração das bolhas não seja desprezível. Sendo assim, deve-se considerar uma duração mínima do comportamento explosivo que seja ajustado ao intervalo de amostragem. Esta persistência mínima na exuberância pode ser medida pela quantidade  $\gamma \ln n$ , onde  $\gamma$  é um parâmetro de ajuste e  $n$  o tamanho da amostra. Esse requisito desempenha a função de mitigar as falsas detecções de bolhas (erro tipo I) sem afetar a propriedade de consistência do estimador (PHILLIPS e YU, 2011).

As metodologias aplicadas por PY (2011) resultaram na rastreabilidade da linha de tempo da crise do subprime que, em termos de series individuais, determinaram empiricamente a origem e colapso de cada umas das bolhas. Para a série de preços de imóveis a data de origem foi maio de 2002 e seu colapso em dezembro de 2007. No mercado de petróleo foi no intervalo entre novembro de 2005 e junho de 2008 e para o mercado de títulos o período de exuberância teve início em maio de 2006 e colapso em outubro de 2008. Quanto ao teste de migração do comportamento explosivo, mostraram que a bolha migrou do mercado imobiliário para os mercados de títulos e de petróleo.

Além disso, PY (2011), declararam, em conclusão, que seus métodos implantados fornecem testes consistentes para comportamento levemente explosivo, portanto, podem ser utilizados para monitorar a presença de bolha racional nos mercados financeiros em períodos

---

<sup>14</sup> A crise do subprime foi uma crise financeira desencadeada em 24 de julho de 2007, a partir da queda do índice Dow Jones motivada pela concessão de empréstimos hipotecários de alto risco (em inglês: subprime loan ou subprime mortgage), prática que arrastou vários bancos para uma situação de insolvência, repercutindo fortemente sobre as bolsas de valores de todo o mundo. A crise teve origem nos Estados Unidos e se espalhou pelo mundo todo.

correntes. Ou seja, podem identificar o surgimento de comportamento levemente explosivo à medida que ele ocorre.

Apesar do poder discriminativo das metodologias desenvolvidas e implementadas por PWY (2011) e PY (2011) para carimbar as datas de início e colapso de bolhas econômicas. Suas metodologias não foram eficazes na datação de múltiplas bolhas, quando há evidências destas nos dados. Segundo Phillips, Shi e Yu (2012), PSY (2012) adiante, a ineficiência está relacionada à complexidade da estrutura não linear inerente a vários fenômenos de bolhas dentro do mesmo período de amostragem.

Nesse sentido, PSY (2012) propuseram uma versão generalizada do teste sup *ADF* de PWY (2011). Esse teste, doravante *GSADF*, deriva a distribuição assintótica introduzindo uma nova estratégia de carimbo de data para múltiplas bolhas e estende a aplicabilidade do mecanismo desenvolvido em PWY (2011) permitindo que a janela de controle nas regressões recursivas sejam moveis. Demonstraram, em simulação, que o teste *GSADF* foi significativamente superior ao teste *SADF* quando vários períodos de exuberância e colapso estão incluídos na amostragem.

Eles utilizaram uma série histórica do índice de preços de ações S&P 500 e seu dividendo, ambos foram obtidos no site de *Robert Shiller*. Os dados foram compilados mensalmente no período de janeiro de 1871 a dezembro de 2010.

A nova estratégia de datação recomendada por PSY (2012) consiste em comparar a sequência estatística de um teste *Backward sup ADF* (*BSADF*) com os valores críticos da estatística sup *ADF*. Os parâmetros estatísticos do teste *BSADF* são obtidas implementando sequencialmente, no sentido inverso, o teste *ADF* de cauda direita. Assim, o teste *GSADF* percorre um conjunto maior de subamostras dos dados alterando o ponto inicial e o ponto final em uma faixa viável de janelas flexíveis.

O modelo empírico de regressão, apresentado abaixo, foi implementado em PSY (2012). Ele contém a característica de não tendenciosidade, inclui um intercepto e permite um processo de passeio aleatório nulo com uma deriva assintoticamente desprezível.

$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\varepsilon_t \sim_{iid} N(0, \sigma^2)$$

Onde  $d$  é uma constante,  $T$  é o tamanho da amostra,  $\eta > \frac{1}{2}$  e  $\theta = 1$ .

Seja  $r_w$  o tamanho da janela (fracionária) da regressão de uma determinada amostra e supondo que a regressão comece em  $r_1$  (1ª fração amostral) e termine em  $r_2$  (2ª fração amostral), onde  $r_2 = r_1 + r_w$ . Então, o modelo de regressão empírica pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \alpha_{r_1, r_2} + \beta_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_{r_1, r_2}^j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\varepsilon_t \sim_{iid} N(0, \sigma_{r_1, r_2}^2)$$

onde  $y_t$  denota uma série temporal genérica,  $\Delta y_{t-j}$  com  $j = 1, \dots, k$  são as defasagens diferenciadas da série temporal ( $k$  é a ordem de atraso) e  $\varepsilon_t$  o termo de erro.  $\alpha_{r_1, r_2}$ ,  $\beta_{r_1, r_2}$  e  $\psi_{r_1, r_2}^j$  (com  $j = 1, \dots, k$ ) são coeficientes de regressão e  $T_w = [Tr_w]$  (com  $[\cdot] \in \mathbb{Z}_+^*$ ) é o número de observações na regressão. A estatística ADF baseada nesta regressão é denotada por  $ADF_{r_1}^{r_2}$ . Portanto, o teste *GSADF* executa a o teste  $ADF_{r_1}^{r_2}$  seguindo a regressão descrita em (15) repetidamente para cada  $r_2 \in [r_0, 1]$  (PHILLIPS, SHI e YU, 2012). O teste *GSADF* pode ser escrito da seguinte forma:

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1], r_1 \in [0, r_2 - r_0]} ADF_{r_1}^{r_2} \quad (16)$$

Em 2015 estes mesmos autores – Phillips, Shi e Yu (PSY) –, publicaram mais dois trabalhos (2015a,b) que, além de complementares entre si, ampliaram suas contribuições anteriores fornecendo uma teoria robusta para os algoritmos de datação de bolhas desenvolvidos em PWY (2011) e PSY (2012). Eles demonstraram teoricamente que o algoritmo de datação embasado no teste *GSADF* de janela flexível de PSY (2012) é mais consistentemente discriminativo que o algoritmo de PWY (2011) na presença de múltiplas bolhas. Embora o procedimento de PWY (2011) não seja eficiente para detecção de múltiplas bolhas, apresenta boa consistência, sob condição de intensidade, para detectar bolha no início da amostra.

Seguindo a propostas de PSY (2012), Montasser, Gupta, *et al.* (2015) aplicaram os testes ADF de cauda direita para analisar a existência de bolhas na relação preço etanol-gasolina no Brasil. Os dados amostrados compreenderam nos preços médios mensais da gasolina e do etanol no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2012. Fazendo uso do teste *GSADF* evidenciaram dois comportamentos de exuberância, o primeiro carimbo de data teve início em junho de 2006 e colapso em março de 2007 e o segundo com início em junho de 2010 e, até

dezembro de 2012, sem colapso. Ressaltaram que a primeira bolha coincidiu com o período da campanha eleitoral e da reeleição do presidente Luiz Inácio Lula da Silva do Partido dos Trabalhadores (PT).

Chang, Gil-Alana, *et al.* (2016) também implementaram o teste *GSADF* e investigaram a existência de múltiplas bolhas nos mercados de ações dos BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul). Eles utilizaram dados mensais destes mercados acionários entre os anos de 1990 e 2013. Seus resultados indicaram a rejeição da hipótese nula (ausência de bolhas) em todos os países do bloco. Em particular, vale destacar o caso brasileiro que, de acordo com esses autores, resultou na ocorrência de bolhas durante 1992-1994 e durante a crise do subprime (2007-2008). Outro destaque para esse caso foi a ratificação da ineficiência do teste *SADF* para múltiplas bolhas, pois, esse teste, quando aplicado aos dados do Brasil, não rejeitou a hipótese nula.

Para trabalhar com várias séries desagregadas, por exemplo, identificar a existência de bolhas racionais nos históricos de preços de um agrupamento de ações de um determinado mercado ao invés de utilizar seu índice de preços, Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016) recomendam a aplicação do teste *GSADF* em painel.

Im, Pesaran e Shin (2003) desenvolveram um procedimento computacional para testar a hipótese da raiz unitária em painéis heterogêneos e dinâmicos com base na média de estatísticas de raiz unitária individual. Motivados pelo trabalho desses pesquisadores, Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016), propuseram uma nova extensão do teste desenvolvido por Phillips *et al.* (2015a,b) a fim de explorar uma grande dimensão transversal, configuração em painel, de dados dos mercados imobiliários internacionais para detectar episódios de dinâmica explosiva. Eles estabeleceram um painel contendo dados do mercado imobiliário de 22 países como: preços reais das casas, relações preço-renda e relação preço-aluguel.

Tomando a regressão  $ADF_{r_1}^{r_2}$  descrita em (15) como base, sua versão em painel, proposta por Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016), está descrita abaixo.

$$\Delta y_{i,t} = a_{i,r_1,r_2} + \beta_{i,r_1,r_2} y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_{i,r_1,r_2}^j \Delta y_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (17)$$

Onde  $i = 1, \dots, N$ , denota o índice do país (as demais variáveis foram definidas anteriormente). Sendo  $H_0: \beta_{i,r_1,r_2} = 0$  a hipótese nula de raiz unitária e  $H_1: \beta_{i,r_1,r_2} > 0$  a hipótese alternativa de comportamento explosivo. Esta alternativa,  $\beta_{i,r_1,r_2}$ ,

segundo os autores, permite diferir entre países e, nesse sentido, é mais geral do que abordagens baseadas na hipótese alternativa homogênea.

Pelas definições expostas em PSY (2012, 2015a,b), o teste *GSADF* é definido como sendo o supremo do teste *BSADF*, ou seja,

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\} \quad (18)$$

e o teste *BSADF* é o supremo do *SADF*

$$BSADF_{r_2}(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} SADF_{r_1}^{r_2} \quad (19)$$

Então, Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016) calcularam a média das estatísticas *BSADF* individuais em cada período para aplicarem o teste da raiz unitária de painel. Dessa forma, definiram a estatística *BSADF* em painel como:

$$Painel\ BSADF_{r_2}(r_0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N BSADF_{i,r_2}(r_0) \quad (20)$$

Portanto, segue de (18) que:

$$Painel\ GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} Painel\ BSADF_{r_2}(r_0) \quad (21)$$

Eles utilizaram uma abordagem de *sieve bootstrap*<sup>15</sup> com finalidade de obter os valores críticos do teste sequencial de raiz unitária do lado direito para dados em painel. O método *sieve bootstrap*, além de mitigar a ocorrência dos falsos positivos, permitiu a dependência de erros transversais. O carimbo das datas de episódios de exuberância foi feito comparando a estatística *BSADF* do painel com a sequência de valores críticos do *bootstrap*. A primeira observação, onde o *BSADF* do painel excede o valor crítico do *bootstrap*, é definida como data de origem e para a data de término considera-se a primeira observação em que o *BSADF* do painel fica abaixo do valor crítico. As estimativas das datas de origem ( $\hat{r}_e$ ) e término ( $\hat{r}_f$ ) podem ser descritas como segue:

---

<sup>15</sup> Procedimento de Monte Carlo não paramétrico de análise minuciosa para construir intervalos de confiança ou realizar contrastes de hipóteses sobre parâmetros de interesse por reamostragem.

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2: BSADF_{r_2}(r_0) > scu_{[r_2 T]}^\alpha\}$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_e, 1]} \{r_2: BSADF_{r_2}(r_0) < scu_{[r_2 T]}^\alpha\}$$
(22)

com  $scu_{[r_2 T]}^\alpha$  sendo o valor crítico de  $100(1 - \alpha)\%$  do *SADF* com base em  $[r_2 T]$  observações e  $\alpha$  um nível de significância (1 a 10%).

Pavlidis, Martínez-García e Grossman (2019) estudaram, por meio de experimentos de simulação, o efeito da agregação transversal sobre as propriedades de potência dos testes *SADF*, *GSADF* e *Painel GSADF* para detectar períodos de exuberância (levemente explosivos). A modelagem do experimento consistiu em dados simulados desagregados por localização e dados habitacionais (agregados) reais para áreas metropolitanas dos EUA e mercados imobiliários internacionais no período entre janeiro de 1987 e fevereiro de 2016 com frequência mensal, isso os permitiram fazer inferências para diferentes níveis de agregação.

Em termos de classificação, observaram que o *Painel GSADF* foi superior tanto ao *SADF* quanto ao seu homólogo univariado. Por exemplo, quando apenas uma série exibe um único episódio de exuberância, o poder dos testes *SADF* e *GSADF* foram inferiores a 35%, enquanto o *Painel GSADF* foi superior a 52%. Isso, segundo os autores, indica que o teste *Painel GSADF* apresenta relevância para amostras finitas com dados desagregados.

Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-García (2022) apresentaram o pacote R *exuber*<sup>16</sup> para analisar e datar períodos de dinâmica levemente explosiva (exuberância) em séries temporais financeiras. De acordo com os autores, esse pacote gera valores críticos de amostra finita embasado nos métodos de Monte Carlo e *bootstrap*, implementa os procedimentos de carimbo de data e calcula os seguintes testes estatísticos: o Supremo do Dickey-Fuller Aumentado (SADF) de Phillips, Wu e Yu (2011), o SADF Generalizado (GSADF) de Phillips, Shi, Yu (2012, 2015a,b) e o Painel GSADF proposto por Pavlidis, Yusupova, Paya *et al.* (2016).

O pacote R *exuber* fornece uma abordagem unificada para os testes supracitados. Suas funcionalidades e velocidade computacional são superiores aos códigos existentes como o código *MATLAB PSY* de Phillips *et al.* (2015a), o complemento *EViews Rtadf* de Caspi (2017) e os pacotes R *psymonitor* de Caspi *et al.* (2019) e *MultipleBubbles* de Araujo *et al.* (2018). Além de reduzir significativamente os custos computacionais que surgem ao implementar séries

---

<sup>16</sup> Pacote em linguagem de programação R executável no software RStudio, desenvolvido por (VASILOPOULOS, PAVLIDIS, *et al.*, 2022) e disponível gratuitamente em: <https://cran.r-project.org/web/packages/exuber/index.html>.

longas (maior que 1000 observações) ou painéis extensos e dados financeiros com frequência intradiária (alta frequência). Algumas das suas aplicações são: preços de ações, taxa de câmbio, criptomoedas, dívida pública, spreads de rendimento de títulos (VASILOPOULOS, PAVLIDIS e MARTÍNEZ-GARCÍA, 2022).

No que se refere o desenvolvimento recente da ferramenta computacional *exuber*, às metodologias desenvolvidas em Phillips *et al.* (2012, 2015a,b) e Pavlids *et al.* (2016) e à literatura nacional. Há escassez de artigos de revisão abordando a aplicação empírica do teste *Painel GSADF* no mercado de ações da Bolsa brasileira B3. Portanto, o presente trabalho visa contribuir com a literatura existente de bolhas racionais nos mercados brasileiros. Visto que, busca detectar e datar a presença de bolhas racionais no mercado acionário da B3, utilizando dados intradiários em configuração de painel das ações das empresas listadas na B3 e o pacote R *exuber*.

### 3 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste trabalho, para a detecção de múltiplas bolhas racionais no mercado de ações da B3 (Bolsa de Valores do Brasil e Mercado de Balcão), fundamenta-se nos trabalhos de Phillips, Shi e Yu (2012, 2015a,b), na aplicação em painel proposta por Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016) e na ferramenta computacional desenvolvido por Vasilopoulos, Pavlidis, *et al.* (2022) e apresentado por Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-García (2022). Especificamente, na utilização do teste GSADF em configuração de painel para investigar a presença de comportamento explosivo nos preços das ações e, quando identificado, carimbar a data inicial e a data final.

#### 3.1 DADOS

Foram utilizados dados disponibilizados pela Interface de Programação de Aplicação (API) *Yahoo Finance* através do pacote de interface *python Yahoo Query*. Em conformidade com a planilha de Classificação Setorial<sup>17</sup> da B3, os painéis<sup>18</sup> foram confeccionados a partir de dados intradiários, com frequência de 5 minutos, das séries de preços das ações negociáveis pertencentes aos setores da B3 – cada painel corresponde a um setor. O período analisado está compreendido entre o 5º dia útil após o início da propaganda eleitoral (23/08/2022) até o 15º dia útil após o segundo turno (18/11/2022), totalizando 60 pregões da B3.

A B3 classifica as ações de empresas listadas em onze diferentes setores: (1) Bens Industriais; (2) Comunicações; (3) Consumo Cíclico; (4) Consumo não Cíclico; (5) Financeiro; (6) Materiais Básicos; (7) Petróleo, Gás e Biocombustível; (8) Saúde; (9) Tecnologia da Informação; (10) Utilidade Pública e (11) Outros. Destes setores foram selecionadas as ações dos seguintes segmentos de mercado: i) Novo Mercado (NM); ii) Nível 1 de Governança Corporativa (N1); iii) Nível 2 de Governança Corporativa (N2); iv) Tradicional-Bolsa (excluindo DRE<sup>19</sup>); v) Bovespa Mais (MA) e; vi) Bovespa Mais Nível 2 (M2). Totalizando 375 ações. A quantidade de ativos por cada setor da B3 está descrita no Quadro 4.

---

<sup>17</sup> A Classificação Setorial da B3 foi utilizada como referência para construir o bando de dados deste trabalho. O Arquivo acessado em 06/10/2022 corresponde à última atualização, até a data de acesso, em 15/09/2022. Link do site: [Empresas Listadas | B3](#)

<sup>18</sup> Os dados utilizados neste trabalho estão disponíveis em: [tomasnr/teste-painel-gsadf-b3](https://tomasnr/teste-painel-gsadf-b3)

<sup>19</sup> *Brazilian Depository Receipts* (BDR) de *Exchange Traded Fund* (ETF).

Quadro 4: Setores Econômicos em conformidade com a Classificação Setorial da B3 e suas respectivas quantidades de ativos disponibilizados pelo Yahoo Query.

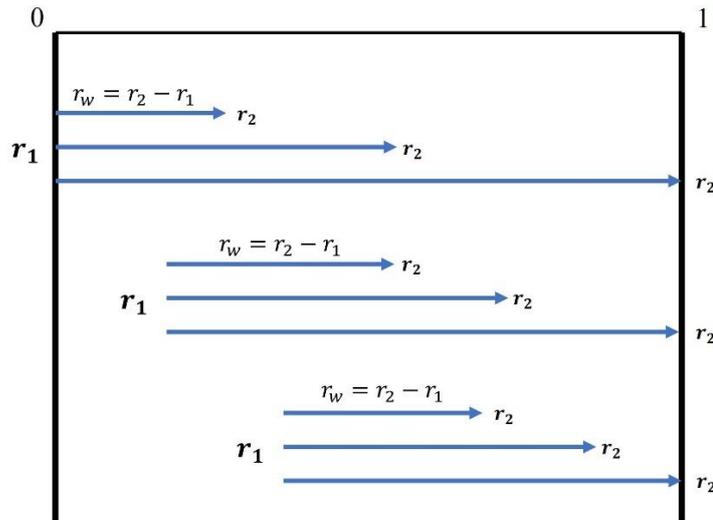
Setor Econômico	Quantidade de Ativos
Bens Industriais	41
Comunicações	10
Consumo Cíclico	77
Consumo não Cíclico	23
Financeiro	56
Materiais Básicos	33
Outros	3
Petróleo, Gás e Biocombustíveis	14
Saúde	21
Tecnologia da Informação	17
Utilidade Pública	50
TOTAL	345

Fonte: Elaboração própria.

### 3.2 TESTES GSADF DE JANELA MÓVEL E PAINEL

O teste GSADF, proposto por PSY (2012, 2015a,b), efetua repetidas regressões do teste  $ADF_{r_1}^{r_2}$ , conforme o modelo descrito na equação (15), de forma recursiva em todas as subamostras possível dos dados. Tendo como objetivo testar a hipótese nula de uma raiz unitária,  $H_0: \beta_{r_1, r_2} = 0$ , contra a alternativa de um comportamento levemente explosivo,  $H_1: \beta_{r_1, r_2} > 0$ . Dado o intervalo da amostra  $[0, 1]$ , a largura mínima da janela  $r_0$ , a primeira fração da amostra  $r_1 \in [0, r_2 - r_0]$  e o ponto final da amostra  $r_2 \in [r_0, 1]$  e utilizando uma janela móvel  $[r_1, r_2]$  de largura  $r_w = r_2 - r_1$ . O teste  $GSADF(r_0)$  em (16) pode ser representado como ilustrado na Figura 1 a seguir.

Figura 1: Ilustração da sequência amostral recursiva de janela móvel do teste GSADF.



Fonte: Phillips, Shi e Yu (2015a).

Quando o modelo de regressão, apresentado em (14), inclui um intercepto e a hipótese nula é um passeio aleatório com uma deriva assintoticamente insignificante (isto é,  $dT^{-\eta}$  com  $\eta > \frac{1}{2}$  e  $d$  constante), a distribuição limite da estatística do teste *GSADF* é descrita como:

$$\sup_{r_2 \in [r_0, 1], r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \left\{ \frac{\frac{1}{2} r_w [W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr [W(r_2) - W(r_1)]}{r_w^2 \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[ \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \right]^2 \right\}^{\frac{1}{2}}} \right\} \quad (23)$$

onde  $W$  é um processo Wiener padrão<sup>20</sup>.

Esta distribuição limite da estatística de teste *GSADF* depende do tamanho mínimo da janela  $[Tr_0]$ . Assim, os valores críticos devem ser obtidos através de simulações de Monte Carlo. PSY (2015a,b) recomendaram uma regra para escolher  $r_0$  que se baseia em um limite inferior de 1% da amostra completa e tem a seguinte forma:

$$r_0 = 0,01 + \frac{1,8}{\sqrt{T}} \quad (24)$$

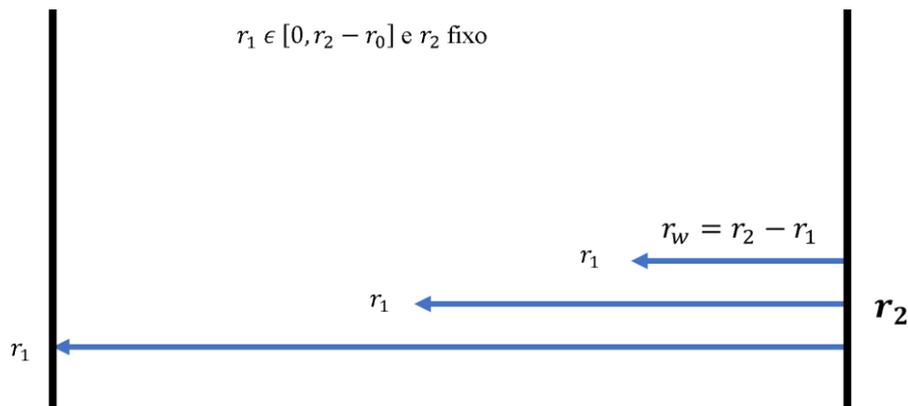
O teste *Painel GSADF*( $r_0$ ) trata-se de uma extensão do teste *GSADF*( $r_0$ ) proposta por Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016) a fim de detectar episódios de dinâmica explosiva em séries temporais financeiras desagregadas. O modelo de regressão para o teste *Painel GSADF*( $r_0$ )

<sup>20</sup> Processo estocástico de tempo contínuo também conhecido como movimento browniano.

está descrito na equação (17). Esse modelo parte da regressão  $ADF_{r_1}^{r_2}$  descrita na equação (15) incluindo um índice  $i = 1, \dots, N$  que representa, individualmente, cada uma das séries temporais a serem analisadas. Por exemplo,  $\Delta y_{1,t}, \Delta y_{2,t}, \Delta y_{3,t}, \Delta y_{4,t}, \dots, \Delta y_{N,t}$ , pode representar uma sequência de dados de diferentes mercados imobiliários internacionais, onde cada  $\Delta y_{i,t}$  contém uma série de preços de determinado país  $i$  (como no caso estudado por Pavlidis, Yusupova, *et al.*, 2016).

Esse teste, quando efetuado, tem como objetivo testar a hipótese nula de uma raiz unitária,  $H_0: \beta_{i,r_1,r_2} = 0$ , contra a alternativa de um comportamento levemente explosivo,  $H_1: \beta_{i,r_1,r_2} > 0$ . A definição da estatística do teste *Painel GSADF*( $r_0$ ) parte do teste *Backward sup ADF* (*BSADF*), que equivale a implementar sequencialmente o teste recursivo  $\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r$  descrito em (12) no sentido inverso. Então, calcula-se a média das estatísticas *BSADF* individuais em cada período que resulta no *Painel BSADF* $_{r_2}(r_0)$ , equação (20). Como *GSADF*( $r_0$ ) é equivalente ao  $\sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\}$ , isso implica que o *Painel GSADF*( $r_0$ ) corresponde ao supremo do *Painel BSADF* $_{r_2}(r_0)$ , equação (21). A Figura 2/Figura 1 representa uma ilustração do teste *BSADF* $_{r_2}(r_0)$ , onde os pontos finais das amostras são fixados em  $r_2$  e o ponto inicial varia de 0 a  $r_2 - r_0$ .

Figura 2: Ilustração do teste BSADF.



Fonte: Phillips, Shi e Yu (2015a).

### 3.3 ESTRATÉGIA DE DATAÇÃO

Phillips, Shi e Yu (2012, 2015a,b) sugerem, como estratégia de datação, o teste SADF no sentido contrário (para trás), onde os pontos finais das amostras são fixados em  $r_2$  e o ponto inicial varia de 0 a  $r_2 - r_0$ , conforme a Figura 2. A estatística SADF no sentido contrário é definida como o valor supremo da sequência estatística ADF, denotada por  $BSADF_{r_2}(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} SADF_{r_1}^{r_2}$ . A data de origem de uma bolha é definida como sendo a primeira observação cuja estatística  $BSADF_{r_2}(r_0)$  excede o valor crítico e a data de término é aferida como a primeira observação após  $[T\hat{r}_e] + \delta \log(T)$  cuja estatística  $BSADF_{r_2}(r_0)$  seja menor que o valor crítico, onde  $\delta \log(T)$  é a duração da bolha com o parâmetro  $\delta$  dependente da frequência da amostra.

Para obter uma estimativa consistente dos carimbos das datas  $\{\hat{r}_e, \hat{r}_f\}$ , compara-se as estatísticas resultantes dos testes com suas respectivas sequências de valores críticos gerados por simulação. Para o teste  $GSADF(r_0)$  o valor crítico é obtido por simulação Monte Carlo, quando se trata do teste *Painel GSADF*( $r_0$ ) aplica-se o método *sieve bootstrap*. De modo que, o nível de significância  $\alpha$  se aproxime de zero assintoticamente e, correspondentemente,  $scu_{[r_2 T]}^\alpha$  deve divergir para o infinito para então eliminar o erro tipo I (falso positivo). Em geral, quanto menor o p-valor observado da estatística mais significativo é a evidência empírica para o comportamento explosivo.

### 3.4 ALGORITMO SIEVE BOOTSTRAP

O método de *sieve bootstrap* consiste em um procedimento de Monte Carlo não paramétrico para construir intervalos de confiança ou realizar contrastes de hipóteses sobre parâmetros de interesse por reamostragem. Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016) utilizaram o *sieve bootstrap* com a finalidade de obter os valores críticos do teste sequencial de raiz unitária do lado direito para dados em painel. Esse método, além de mitigar a ocorrência dos falsos positivos, permitiu a dependência de erros transversais com base na aproximação de um processo linear por um processo autorregressivo finito de ordem crescente (com o tamanho da amostra) e na reamostragem dos resíduos ajustados centralizados.

As etapas do algoritmo *sieve bootstrap* sugerido por Pavlidis, Yusupova, *et al.* (2016), adaptadas para o presente trabalho, são apresentadas abaixo.

1. Para cada ativo, impõe-se a hipótese nula de uma raiz unitária ( $H_0: \beta_{i,r_1,r_2} = 0$ ) e ajusta-se a equação de regressão (17),

$$\Delta y_{i,t} = a_{i,r_1,r_2} + \sum_{j=1}^k \psi_{i,r_1,r_2}^j \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

para obter estimativas dos coeficientes  $\hat{a}_{i,r_1,r_2}$  e  $\hat{\psi}_{i,r_1,r_2}^j$  com  $j = 1, \dots, k$  e resíduos  $\hat{\varepsilon}_i$ .

2. Cria-se uma matriz residual com elemento típico  $\hat{\varepsilon}_{t,i}$ .
3. Gera-se resíduos de *bootstrap* ( $\varepsilon_{i,t}^b$ ) por amostragem com substituição extraída da matriz residual, com a finalidade de preservar a estrutura de covariância do termo de erro.
4. Usa-se os resíduos de *bootstrap* e os coeficientes estimados com o objetivo de gerar recursivamente amostras de *bootstrap* para as primeiras diferenças,

$$\Delta y_{i,t}^b = \hat{a}_{i,r_1,r_2} + \sum_{j=1}^k \hat{\psi}_{i,r_1,r_2}^j \Delta y_{i,t-j}^b + \varepsilon_{i,t}^b, \quad (26)$$

e para os níveis,

$$y_{i,t}^b = \sum_{p=1}^t \Delta y_{i,p}^b. \quad (27)$$

5. Calcula-se a sequência de estatísticas do *Painel BSADF* $_{r_2}(r_0)$  e do *Painel GSADF* $(r_0)$  para  $y_{i,t}^b$ .
6. Retoma-se as etapas 3 a 5 enumeras vezes, quantas forem necessárias, para obter a distribuição empírica das estatísticas de teste sob o nulo de uma raiz unitária.

### 3.5 PACOTE R *EXUBER*

O pacote *exuber* está disponível na *Comprehensive R Archive Network* (CRAN)<sup>21</sup> e sua instalação e acesso pode ser feita através do software RStudio (ou *console* do R). Este pacote

<sup>21</sup> Link para instalar o pacote *exuber*: <https://CRAN.R-project.org/package=exuber>.

possui como principal aplicação a função ADF recursivo, denominada como *radf()*, que recebe três argumentos (dados, tamanho mínimo da janela  $r_0$ , comprimento de defasagem  $k$ ) e retorna uma lista contendo as estatísticas dos testes ADF, SADF, GSADF, BSADF e, quando evocado, Painel GSADF e painel BSADF. Os dados de entrada podem ser ‘data.frame’, série temporal (‘ts’), ‘vetor’ ou ‘matriz’ e não requer qualquer transformação adicional. As estimativas incluem uma dimensão temporal e, no caso de várias séries temporais, uma dimensão transversal. A função *radf()* é vetorizada permitindo que se calcule as estatísticas de painel internamente como um subproduto das estimativas univariadas (VASILOPOULOS, PAVLIDIS e MARTÍNEZ-GARCÍA, 2022).

Para fazer inferências nas estatísticas de teste de raiz unitária e suas distribuições subjacentes, o *exuber* dispõe de três funções que implementam simulações com a finalidade de gerar sequências de valores crítico, com níveis de significância 90, 95 e 99%, para diferentes tamanhos de amostra ( $T$ ) e janela mínima ( $r_0$ ). Essas funções são: Monte Carlo {*radf\_mc\_cv()*}, Wild Bootstrap {*radf\_wb\_cv()*} e Sieve Bootstrap {*radf\_sb\_cv()*}. Quando o conjunto de dados está configurado em painel, como o caso do presente trabalho, Vasilopoulos *et al.* (2022) recomendam a utilização do método *diagnostics()*. Esse método executa a comparação entre as estatísticas (SADF ou GSADF) calculadas pela função *radf()* e seus valores críticos correspondentes apresentando como saída uma lista informando se o nulo de uma raiz unitária foi rejeitado, caso afirmativo, em qual nível de significância.

Quando os testes e métodos evidenciam e informam a presença de exuberância em alguma série nos dados, as estimativas datas de origem e término dos episódios de exuberância são implementadas através do método *datestamp()*. Os argumentos do *datestamp()* são: dados, valores críticos, duração mínima da exuberância e opção de escolha entre SADF e GSADF. O pacote *exuber* está definido para nulo o argumento ‘duração mínima’, no entanto, os requisitos de duração mínima podem ser inseridos utilizando a função auxiliar *psy\_ds()*. Essa função estima o valor mínimo de duração de um episódio de exuberância aplicando as regras sugeridas em PSY (2015a,b):  $\delta \log(T)$  e  $\frac{\delta \log(T)}{T}$ , onde  $\delta$  é um parâmetro de escala dependente da frequência.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção serão apresentados os resultados obtidos com o teste *Painel GSADF* dos seguintes setores da B3: a) Petróleo, Gás e Biocombustível; b) Saúde; e c) Tecnologia da Informação. O restante dos painéis (8 setores da B3), cada um deles, resultaram em erro de matriz singular que pode ser um indicativo de dados correlacionados. Dados em configuração de painel que apresentam como saída uma matriz singular, impossibilita a execução da regressão recursiva. Não se efetivou testes estatísticos, como o de correlação, para verificar a causa do erro, devido à limitação computacional em processamento de grande volume de dados.

### 4.1 DETECÇÃO DE BOLHAS

Para verificar a presença de episódios de comportamento explosivo nos preços dos ativos dos setores da B3, aplicou-se, primeiramente, a regressão recursiva ADF aos painéis através da função *radf()* do pacote R *exuber*, sendo  $T = 5185$  o número de observações para todos os painéis. Os parâmetros de entrada foram: 1)  $r_0 = 0.35$ ; 2) tamanho mínimo da janela inicial de regressão  $[Tr_0] = 181$ ; e 3) comprimento de defasagem  $k = 1$ . O parâmetro de duração mínima para uma bolha,  $\delta \log(T)$ , foi estimado por meio da função *psy\_ds* do pacote R *exuber*, resultando em 9 observações de 5 minutos. Os valores críticos foram obtidos pelo método *Sieve Bootstrap* com 500 repetições, os resultados das estatísticas dos testes *Painel GSADF* estão descritos na Tabela 1.

Tabela 1: Estatísticas do teste Painel GSADF.

Setor (painel)	Estatísticas de teste	Valores críticos		
		10%	5%	1%
Petróleo, Gás e Biocombustível	1.26	0.19	0.21	0.24
Saúde	1.19	0.10	0.11	0.14
Tecnologia da Informação	1.39	0.13	0.15	0.17

Fonte: Elaboração própria.

A hipótese nula ( $H_0$ ) de raiz unitária é rejeitada quando a estatística de teste for maior que o valor crítico de algum dos níveis de significância, a saber, 10%, 5% ou 1%. Dado isso, os resultados sugerem, ao nível de significância de 1%, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, indicando a ocorrência de comportamento explosivos para os painéis (setores da B3): a) Petróleo, Gás e Biocombustível (PGB); b) Saúde (S); e c) Tecnologia da Informação (TI). Esse resultado corrobora com as hipóteses levantadas no presente trabalho. Ou seja, no setor de

PGB devido às discussões de campanha eleitoral sobre privatizações e políticas de preço do petróleo e nos setores S e TI por estarem entre os setores do IBrX 50 B3, índice que representa os setores com maior liquidez de mercado.

#### 4.2 DATAÇÃO DE BOLHAS

A datação de bolhas segue uma estratégia sob a abordagem do teste GSADF baseada na sequência estatística do teste BSADF. O início do comportamento explosivo ocorre quando a sequência BSADF excede o valor crítico de 5% e o final ocorre quando a sequência BSADF torna-se menor que o valor crítico de 5%. As Figuras 3, 4 e 5 ilustram, respectivamente, as datações dos testes *Painel GSADF* dos setores PGB, S e TI. Graficamente, as datas das bolhas são demarcadas pelas áreas sombreadas (cinza). A data inicial do comportamento explosivo é identificada como a primeira observação quando a linha azul (sequência BSADF) cruza a linha tracejada vermelha (valor crítico 5%) de baixo para cima e a data final como a primeira observação quando a linha azul cruza a linha tracejada vermelha de cima para baixo.

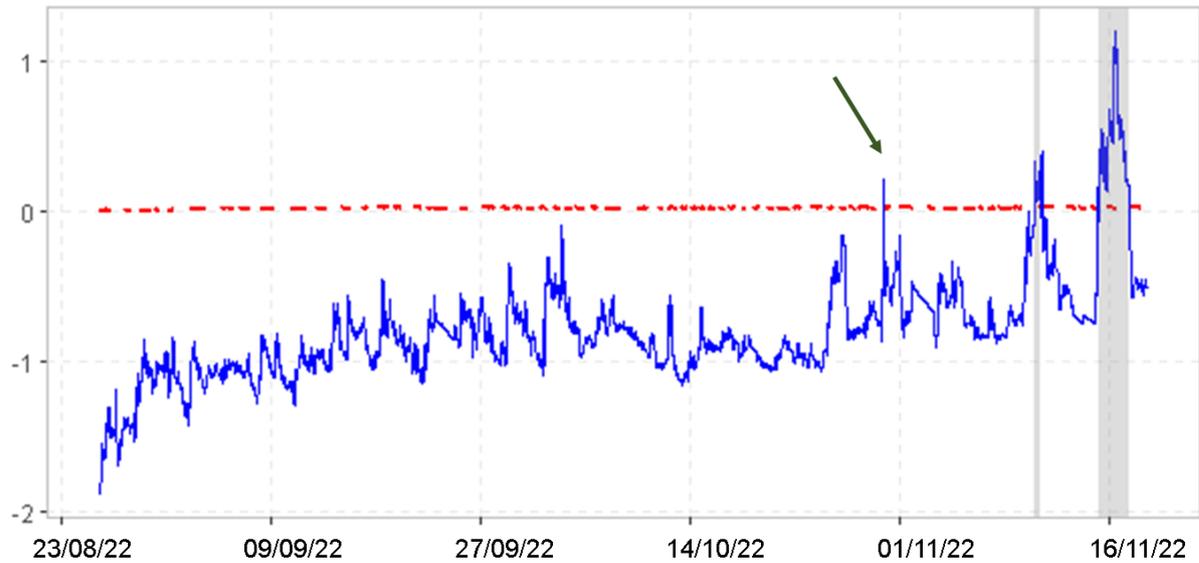
Figura 3: Datação de bolhas no painel Petróleo, Gás e Biocombustível (PGB). A linha tracejada (vermelha) representa o valor crítico ao nível de significância de 5% e a linha contínua (azul) representa a sequência BSADF.



Fonte: Elaboração própria.

Nota 1: A seta na Figura 3, entre as datas 27/09/22 e 14/10/22, indica um comportamento explosivo com duração de bolha inferior à estimada e, portanto, não significativo. O número de observações foi  $T = 5185$ . Os parâmetros de entrada foram: 1)  $r_0 = 0.35$ ; 2) tamanho mínimo da janela inicial de regressão  $[Tr_0] = 181$ ; 3) comprimento de defasagem  $k = 1$ ; e 4) duração mínima de bolha igual a 45 minutos (9 observações de 5 minutos cada). O valor crítico adotado foi de 5%, obtido pelo método *Sieve Bootstrap* com 500 repetições e o período amostral foi de 23/08/2022 até 18/11/2022.

Figura 4: Datação de bolhas no painel Saúde (S). A linha tracejada (vermelha) representa o valor crítico ao nível de significância de 5% e a linha contínua (azul) representa a sequência BSADF.



Fonte: Elaboração própria.

Nota 2: A seta na Figura 4, próxima a data 01/11/22, indica um comportamento explosivo com duração de bolha inferior à estimada e, portanto, não significativo. O número de observações foi  $T = 5185$ . Os parâmetros de entrada foram: 1)  $r_0 = 0.35$ ; 2) tamanho mínimo da janela inicial de regressão  $[Tr_0] = 181$ ; 3) comprimento de defasagem  $k = 1$ ; e 4) duração mínima de bolha igual a 45 minutos (9 observações de 5 minutos cada). O valor crítico adotado foi de 5%, obtido pelo método *Sieve Bootstrap* com 500 repetições e o período amostral foi de 23/08/2022 até 18/11/2022.

Figura 5: Datação de bolhas no painel Tecnologia da Informação (TI). A linha tracejada (vermelha) representa o valor crítico ao nível de significância de 5% e a linha contínua (azul) representa a sequência BSADF.



Fonte: Elaboração própria.

Nota 3: O número de observações foi  $T = 5185$ . Os parâmetros de entrada foram: 1)  $r_0 = 0.35$ ; 2) tamanho mínimo da janela inicial de regressão  $[Tr_0] = 181$ ; 3) comprimento de defasagem  $k = 1$ ; e 4) duração mínima de bolha igual a 45 minutos (9 observações de 5 minutos cada).

de bolha igual a 45 minutos (9 observações de 5 minutos cada). O valor crítico adotado foi de 5%, obtido pelo método *Sieve Bootstrap* com 500 repetições e o período amostral foi de 23/08/2022 até 18/11/2022.

As áreas sombreadas (cinza) nos gráficos das Figuras 3, 4 e 5 representam o carimbo das datas dos episódios de bolhas. o Quadro 5 mostra uma descrição completa das datas de início e colapso do comportamento explosivo e as durações dos episódios de bolhas nos respectivos setores da B3: PGB, S e TI. A frequência amostral dos dados é de 5 minutos a cada observação, dessa forma, o horário inicial e final do comportamento explosivo é apresentado na forma de hora e minuto (por exemplo, 15h30, isto é, quinze horas e 30 minutos). As durações dos episódios de bolhas são apresentadas em números de observações. Vale ressaltar que a duração mínima estimada para o presente trabalho foi de 9 observações.

Observou-se que os episódios de bolhas identificados pelo teste *Painel GSADF* ocorreram apenas após o primeiro turno das eleições de 2022 (o primeiro turno ocorrera dia 2 de outubro de 2022). Dentre os três setores (painéis) resultantes (PGB, S e TI), somente o setor TI apresentou comportamento explosivo no mês de outubro – especificamente dia 4. Ao todo foram apontados, pelo teste *Painel GSADF*, 9 episódios de bolhas, sendo 2 episódios no setor PGB, 2 no setor S e 5 no setor TI. Além disso, destaca-se o dia 16 de novembro por ter apresentado episódios de bolhas nos três setores, sendo no setor S o comportamento explosivo de maior duração (151 observações). A descrição completa das datas e durações das bolhas encontram-se no Quadro 5 abaixo.

Quadro 5: Descrição da datação das bolhas. Data e hora inicial e final e duração em número de observações (a frequência de observação corresponde a 5 minutos).

Setor da B3	Início	Final	Duração
Petróleo, Gás e Biocombustível (PGB)	16/11/2022 - 15:10	17/11/2022 - 12:20	51 observações
	17/11/2022 - 12:45	17/11/2022 - 14:05	16 observações
Saúde (S)	10/11/2022 - 14h15	11/11/2022 - 10h	34 observações
	16/11/2022 - 11h35	18/11/2022 - 10h	151 observações
Tecnologia da Informação (TI)	04/10/2022 - 10h05	04/10/2022 - 10h50	9 observações
	10/11/2022 - 14h15	10/11/2022 - 15h10	11 observações
	10/11/2022 - 15h20	11/11/2022 - 10h	21 observações
	16/11/2022 - 15h40	16/11/2022 - 16h50	14 observações
	17/11/2022 - 10h	18/11/2022 - 10h	85 observações

Fonte: Elaboração própria.

A votação do segundo turno ocorrera dia 30 de outubro e Lula, do PT, foi eleito com 50,90% dos votos, vencendo o candidato a reeleição Bolsonaro, do PL. No entanto, a coligação do PT teve baixa composição de cargos políticos, tanto no congresso nacional, quanto nos

governos estaduais e distrital. A mudança na orientação política do governo e a maioria dos representantes do poder legislativo com orientação política oposta ao novo governo eleito, segundo Bialkowski *et al.* (2008), pode estender a volatilidade anormal (ou os choques eleitorais) por 15 dias de negociações ou mais devido aos pronunciamentos das autoridades recém-eleitas sobre possíveis mudanças na condução das políticas públicas.

Nesse sentido, observa-se nos resultados uma concentração de episódios de bolhas entre a segunda e terceira semana após a votação do segundo turno das eleições. No setor Petróleo, Gás e Biocombustível as bolhas ocorreram nos dias 16 e 17 de novembro. O setor Saúde teve 2 bolhas identificadas, uma no dia 10 e a outra no dia 16 de novembro. Já o setor Tecnologia da Informação, que apresentou maior quantidade de bolhas (5 no total), teve um episódio de bolha no dia 4 de outubro, os outros se concentraram no mês de novembro, duas no dia 10, uma no dia 16 e a última no dia 17.

O mês de novembro foi representativo para o cenário político. Além do fim do período eleitoral e oficialização dos resultados eleitorais perante os meios legais, iniciou-se o processo de transição de governo. Neste processo de transição emergiu uma Proposta de Emenda à Constituição (PEC)<sup>22</sup> que visara criar espaço fiscal extra para o novo governo eleito. Seu anteprojeto foi entregue ao Congresso Nacional no dia 16 de novembro<sup>23</sup>. Esse fato sugere que os episódios de bolhas entre os dias 10, 16 e 17 de novembro tenham ocorridos devido às movimentações políticas em torno da redação provisória da PEC, que ficou conhecida popularmente como PEC da transição. A PEC foi elaborada por um grupo de senadores de diferentes partidos (pertencentes a coligação do PT) e seus principais pontos, relevantes para essa discussão, foram:

- Permitir ao novo governo aumentar em R\$ 145 bilhões o teto de gastos no Orçamento de 2023 para bancar despesas como o Bolsa Família, o Auxílio Gás, a Farmácia Popular e outras políticas públicas.
- Dispensar o Poder Executivo de pedir autorização do Congresso para emitir títulos da dívida pública para financiar essas despesas correntes, contornando a chamada “regra de ouro”.

---

<sup>22</sup> Aprovada pelo Congresso Nacional em 21 de dezembro de 2022 e promulgada como Emenda Constitucional 126. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/constituicao/emendas/emc/emc126.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc126.htm)

<sup>23</sup> Informações disponíveis em: [Anteprojeto da PEC da Transição libera R\\$ 198 bi do teto de gastos — Senado Notícias](#).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho apresentou uma aplicação empírica do teste *Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller* (GSADF) para dados de alta frequência em configuração de painéis, (teste *Painel GSADF*) a fim de responder a seguinte pergunta: no período eleitoral brasileiro de 2022, houve bolhas racionais nos setores da B3 (Bolsa de Valores do Brasil e Mercado de Balcão)? Tendo como principal objetivo detectar a ocorrência de bolhas racionais nos setores da B3 no período eleitoral brasileiro de 2022. A delimitação foi entre o 5º dia útil após o início da propaganda eleitoral (23/08/2022) até o 15º dia útil após o segundo turno (18/11/2022), totalizando 60 pregões da B3. Além de detectar o comportamento explosivo, também foi objetivo deste trabalho analisar as características das bolhas, identificando suas datas de início e colapso e duração.

O presente trabalho não tentou identificar fontes explícitas dos episódios de bolhas resultantes. No entanto, existem algumas possibilidades além das quais racionalizam o prêmio de risco com as incertezas políticas, mas que desloca do escopo deste trabalho, por exemplo, as estratégias e volumes de negociações de ações não foram considerados. A identificação da fonte ou fontes que resultaram na identificação de bolhas nos setores mencionados anteriormente, envolveria uma investigação mais profunda de cada ativo para discriminar possíveis anomalias ocorridas no entorno das datas dos episódios de bolhas.

Foi possível obter resultados apenas dos seguintes setores da B3: a) Petróleo, Gás e Biocombustível; b) Saúde; e c) Tecnologia da Informação. O restante dos painéis (8 setores da B3), cada um deles, resultaram em erro de matriz singular que pode ser um indicativo de dados correlacionados. Dados em configuração de painel que apresentam como saída uma matriz singular, impossibilita a execução da regressão recursiva. Não se efetivou testes estatísticos, como o de correlação, para verificar a causa do erro, devido à limitação computacional em processamento de grande volume de dados.

No setor Petróleo, Gás e Biocombustível as bolhas ocorreram nos dias 16 e 17 de novembro. O setor Saúde foram 2 episódios de bolhas, uma no dia 10 e a outra no dia 16 de novembro. Já o setor Tecnologia da Informação, que apresentou maior quantidade de bolhas (5 no total), teve um episódio de bolha no dia 4 de outubro, os outros se concentraram no mês de novembro, duas no dia 10, uma no dia 16 e a última no dia 17. Verificou-se que as bolhas identificadas e datadas no mês de novembro podem ter tido suas causas devido às movimentações políticas em torno da redação provisória da Proposta de Emenda à Constituição

(PEC)<sup>24</sup> – conhecida popularmente como PEC da transição –, que visara criar espaço fiscal extra para o novo governo eleito.

Por fim, em trabalhos futuros, sugere-se, para o caso do mercado de ações do Brasil, confeccionar os painéis de dados com ativos classificados, pela B3, como maior volume de negociação. Isso pode evitar que os painéis contenham ativos quase estático, ou seja, ativos com baixa variação de preço. Além disso, recomenda-se realizar testes preliminares nos dados para verificar possível correlação entre ativos de um mesmo painel e ter acesso a recursos computacionais robustos.

---

<sup>24</sup> Aprovada pelo Congresso Nacional em 21 de dezembro de 2022 e promulgada como Emenda Constitucional 126. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/constituicao/emendas/emc/emc126.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc126.htm)

**REFERÊNCIAS**

- BARNETT, W. A.; SERLETIS, A. Martingales, nonlinearity, and chaos. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 24, n. 5-7, p. 703-724, June 2000.
- BIALKOWSKI, J.; GOTTSCHALK, K.; WISNIEWSKI, T. P. Stock market volatility around national elections. **Journal of Banking & Finance**, v. 32, p. 1941–1953, January 2008.
- BLANCHARD, O. J. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economics Letters**, v. 3, n. 4, p. 387-389, 1979.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, v. 945, p. 295-316, July 1982.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. **The Review of financial studies**, v. 1, n. 3, p. 195-228, 1988.
- CARVALHO, A.; GUIMARAES, B. State-controlled companies and political risk: Evidence from the 2014 Brazilian election. **Journal of Public Economics**, v. 159, p. 66-78, 2018. ISSN 0047-2727.
- CHANG, T. et al. Testing for bubbles in the BRICS stock markets. **Journal of Economic Studies**, v. 43, n. 4, September 2016.
- CHENG, F. et al. Economic policy uncertainty exposure and stock price bubbles: Evidence from China. **International Review of Financial Analysis**, v. 78, p. 101961, November 2021.
- CRAINE, R. Rational bubbles: a test. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 17, n. 5, p. 829-846, September 1993.
- DIBA, B. T.; GROSSMAN, H. I. Explosive Rational Bubbles in Stock Prices? **The American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, June 1988.
- EVANS, G. W. Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices. **The American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 922-930, September 1991.
- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, May 1970.
- FIROOZI, F. On the martingale property of economic and financial instruments. **International Review of Economics and Finance**, v. 15, n. 1, p. 87-96, 2006.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.

KINDLEBERGER, C. P. **Manias, Panics and Crashes**. London: Palgrave Macmillan UK, 1978.

LEHMANN, B. N. Martingales, and Market Efficiency. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 105, n. 1, p. 1-28, February 1990.

LEROY, S. F. Efficient Capital Markets and Martingales. **Journal of Economic Literature**, v. 27, n. 4, p. 1583-1621, December 1989.

MEGARITIS, A.; VLASTAKIS, N.; TRIANTAFYLLOU, A. Stock market volatility and jumps in times of uncertainty. **Journal of International Money and Finance**, v. 113, January 2021. ISSN 0261-5606.

MONTASSER, G. E. et al. Are there multiple bubbles in the ethanol–gasoline price ratio of Brazil? **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 52, p. 19-23, December 2015.

PÁSTOR, L.; VERONESI, P. Political uncertainty and risk premia. **Journal of Financial Economics**, v. 110, n. 3, p. 520-545, December 2013.

PAVLIDIS, E. et al. Episodes of Exuberance in Housing Markets: In Search of the Smoking Gun. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 53, p. 419-449, 2016.

PAVLIDIS, E.; MARTÍNEZ-GARCÍA, E.; GROSSMAN, V. Detecting periods of exuberance: A look at the role of aggregation with an application to house prices. **Economic Modelling**, v. 80, p. 87-102, 2019.

PHILLIPS, P. C. B.; SHI, S.; YU, J. Testing for Multiple Bubbles. **Cowles Foundation Discussion Paper**, n. 1843, p. 67, January 2012.

PHILLIPS, P. C. B.; SHI, S.; YU, J. Testing for Multiple Bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. **International Economic Review**, v. 56, n. 4, p. 1043-1078, November 2015a.

PHILLIPS, P. C. B.; SHI, S.; YU, J. Testing for Multiple Bubbles: limit theory of real-time detectors. **International Economic Review**, v. 56, n. 4, p. 1079-1134, November 2015b.

PHILLIPS, P. C. B.; WU, Y.; YU, J. Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values? **International Economic Review**, v. 52, n. 1, p. 201-226, 2011.

PHILLIPS, P. C. B.; YU, J. Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis. **Quantitative Economics**, v. 2, n. 3, p. 455-491, November 2011.

SANTA-CLARA, P.; VALKANOV, R. The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market. **The Journal of Finance**, v. 58, p. 1841-1872, September 2003.

SHAIKH, I. The 2016 U.S. presidential election and the Stock, FX and VIX markets. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 42, p. 546-563, November 2017.

SHILLER, R. J. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? **The American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 421-436, 1981.

SIEGEL, J. J. What Is an Asset Price Bubble? An Operational Definition. **European Financial Management**, v. 9, n. 1, p. 11-24, March 2003.

SIMS, C. A. Martingale like Behavior of Prices. **National Bureau of Economic Research**, p. 489, June 1980.

VASILOPOULOS, K. et al. Package 'exuber' - Econometric Analysis of Explosive Time Series. **The Comprehensive R Archive Network - CRAN**, August 2022.

VASILOPOULOS, K.; PAVLIDIS, E.; MARTÍNEZ-GARCÍA, E. exuber: Recursive Right-Tailed Unit Root Testing. **Journal of Statistical Software**, v. 103, n. 10, p. 1–26, August 2022.

WAGNER, A. F.; ZECKHAUSER, R. J.; ZIEGLER, A. Company stock price reactions to the 2016 election shock: Trump, taxes, and trade. **Journal of Financial Economics**, v. 130, n. 2, p. 428-451, November 2018.

WILLIAMS, D. Martingales. In: WILLIAMS, D. **Probability with Martingales**. [S.l.]: Cambridge University Press, 1991. Cap. 10.