

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA (CCGT)
CAMPUS SOROCABA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

LUCAS DE ALMEIDA MARCOLINO

BOLHAS RACIONAIS NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS

SOROCABA

2023

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA (CCGT)
CAMPUS SOROCABA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

LUCAS DE ALMEIDA MARCOLINO

BOLHAS RACIONAIS NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado ao Centro de Ciências em
Gestão e Tecnologia da Universidade
Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba,
para obtenção do título/grau de bacharel em
Ciências Econômicas.

Orientação: Prof. Dr. Geraldo Edmundo

Sorocaba

2023

Almeida Marcolino, Lucas de

Bolhas racionais no mercado de combustíveis / Lucas de Almeida Marcolino -- 2023.
68f.

TCC (Graduação) - Universidade Federal de São Carlos,
campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador (a): Geraldo Edmundo Silva Júnior

Banca Examinadora: Aniela Fagundes Carrara, Gustavo
Pereira da Silva

Bibliografia

1. Bolhas especulativas. 2. Combustível no Brasil. 3.
Pacote Exuber. I. Almeida Marcolino, Lucas de. 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

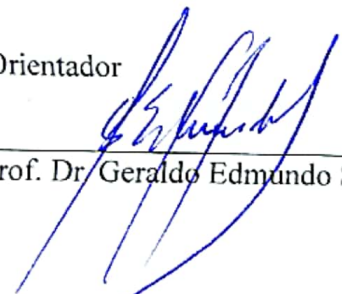
LUCAS DE ALMEIDA MARCOLINO

BOLHAS RACIONAIS NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do título/grau de bacharel em Ciências Econômicas.
Universidade Federal de São Carlos.

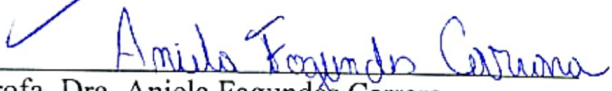
Sorocaba, 31 de agosto de 2023

Orientador



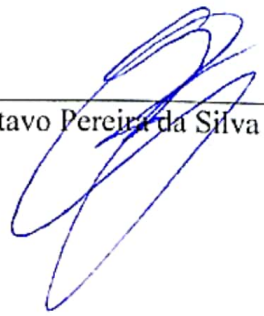
Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior

Examinador



Profa. Dra. Anieli Fagundes Carrara

Examinador



Prof. Dr. Gustavo Pereira da Silva

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer à minha mãe, Elis Regina Lucas de Almeida, por sempre me apoiar no meio acadêmico e me dar forças nos principais momentos da minha graduação e dos problemas da vida. À minha avó, Luzia Leite dos Santos Ramos por ser a minha segunda mãe e estar presente com amor e as melhores intenções do mundo. Também agradecer ao meu padrasto, Josivaldo Deusdede dos Santos Junior, por me adotar como filho e ser o melhor pai que eu poderia pedir. Aos três ficam meus maiores agradecimentos e desejo de retribuição eterna.

Agradeço aos professores Geraldo Edmundo e César Cruz por me instruírem e apoiarem na elaboração deste trabalho.

Agradeço também aos meus amigos de graduação por dividirem os bons e maus momentos da graduação, por enriquecerem minha personalidade com suas histórias, experiências e conhecimentos. À Jeniffer por ser minha primeira amiga e quebrar o meu medo de não conseguir socializar. À Emili por me ajudar com as matérias, por ser amiga e demonstrar carinho do seu próprio jeito. Ao Rogério por estar presente nos primeiros semestres e evoluirmos juntos. Ao Antônio que chegou um pouco atrasado, mas que conquistou grande espaço no meu coração, sou muito grato pela força que me deu, por ser uma pessoa incrível e ajudar todo mundo, mesmo com um peso gigantesco nas costas, sou grato e feliz por todas suas conquistas.

Agradeço ao Murilo por ser um excelente amigo e dupla em trabalhos, pesquisas e estudos. Muitas vezes fomos parceiros nas matérias e não poderia ser diferente, e acima de tudo também fomos amigos em discussões ideológicas e espirituais, sou três vezes grato.

Ao Luiz Renato por ser um amigo que surgiu do contraditório, mas que me mostrou que existe esperança no mundo se estivermos abertos para o diálogo. Ao Guilherme por ser muitas vezes a minha inspiração acadêmica e um ótimo amigo, com vários momentos felizes e de foco em busca de conhecimento. Nossa aproximação me possibilitou muitas experiências positivas e me permitiu me encontrar como estudante, culminando na realização deste trabalho.

À Maria Alice por ter me ensinado muito, principalmente matemática, sua personalidade alegre única muitas vezes me serviu de inspiração. À Pamela por ser extremamente importante para mim, ainda mais durante a pandemia em que nossa amizade aumentou muito e me ajudou a ter forças em momentos difíceis.

Por fim, gostaria de agradecer à Alana por ser a pessoa mais importante para mim nessa etapa da minha vida, pois se tornou a melhor amiga que já tive e pudemos dividir momentos tristes e felizes juntos. Em momentos de depressão e pensamentos de desistência foi quem mais me ajudou, dividindo nossas experiências com uma profundidade quase impossível de alcançar. Atualmente umas das minhas maiores alegrias é poder observar o seu sucesso.

RESUMO

Com o surgimento dos veículos *flex-fuel*, os consumidores passaram a ter uma opção variada de combustíveis, adotando critérios econômicos e ambientais na escolha entre gasolina, etanol e diesel. Este fator resultou na especulação de preços dos combustíveis, o que afetou tanto o consumo quanto as políticas do Governo para conter processos inflacionários nos últimos anos. O presente trabalho teve como principal objetivo discutir e datar a presença de bolhas especulativas nos preços da gasolina, etanol, diesel e GLP nas cinco regiões do Brasil, utilizando os modelos Generalized Supreme Augmented Dickey-Fuller (GSADF) e Painel GSADF para dados em painel regional. Foram utilizados os preços médios de revenda disponibilizados pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), com frequência semanal com início no dia 30 de dezembro de 2012 e término em 04 de dezembro de 2022. No desenvolvimento foi realizado um levantamento histórico e empírico de estudos recentes a respeito de diferentes métodos de detecção de bolhas para diversos ativos. Os modelos em painel apresentaram resultados estatisticamente significativos e possibilitaram a datação de bolhas para as cinco regiões brasileiras, com períodos de explosividade em 2015, 2017, 2018 e 2021, indicando longos períodos de duração até o colapso das bolhas. Os resultados confirmaram as expectativas iniciais e validaram os acontecimentos globais recentes que teoricamente afetariam o comportamento especulativo dos agentes.

Palavras-chave: Painel GSADF. Bolhas especulativas. Combustível no Brasil. Pacote Exuber.

ABSTRACT

With the emergence of flex-fuel vehicles, consumers now have a varied choice of fuels, adopting economic and environmental criteria when choosing between gasoline, ethanol and diesel. This factor resulted in fuel price speculation, which affected both consumption and the Government's policies to contain inflationary processes in recent years. The main objective of this work was to discuss and date the presence of speculative bubbles in the prices of gasoline, ethanol, diesel and LPG in the five regions of Brazil, using the Generalized Supreme Augmented Dickey-Fuller (GSADF) and GSADF Panel models for data in regional panel. The average resale prices made available by the National Petroleum, Natural Gas and Biofuels Agency (ANP) were used, with a weekly frequency starting on December 30, 2012 and ending on December 4, 2022. In the development, a historical survey was carried out and empirical studies of recent studies regarding different bubble detection methods for different assets. The panel models presented statistically significant results and made it possible to date bubbles for the five Brazilian regions, with periods of explosiveness in 2015, 2017, 2018 and 2021, indicating long periods of duration until the collapse of the bubbles. The results confirmed initial expectations and validated recent global events that would theoretically affect agents' speculative behavior.

Keywords: Panel GSADF. Speculative bubbles. Fuel in Brazil. Exuber package.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - Estatística BSADF e Valor Crítico Sieve Bootstrap da região Centro-Oeste. Data de duração dos comportamentos explosivos	44
FIGURA 2 - Estatística BSADF e Valor Crítico Sieve Bootstrap da região Sul. Data de duração dos comportamentos explosivos	45
FIGURA 3 - Estatística BSADF e Valor Crítico Sieve Bootstrap da região Norte. Data de duração dos comportamentos explosivos	45
FIGURA 4 - Estatística BSADF e Valor Crítico Sieve Bootstrap da região Nordeste. Data de duração dos comportamentos explosivos	46
FIGURA 5 - Estatística BSADF e Valor Crítico Sieve Bootstrap da região Sudeste. Data de duração dos comportamentos explosivos	46

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Datação de bolhas por região do Brasil	42
---	----

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 - Balanço de pesquisas recentes sobre bolhas	32
QUADRO 2 - Estatística de teste GSADF em Painéis para as cinco regiões do Brasil	41

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1. As bolhas e as eficiências dos mercados	15
2.2. A evidência empírica das bolhas	19
3. METODOLOGIA	35
3.1. Os testes de bolhas.....	35
3.2. Dados e tratamento	39
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	41
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	49
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51
7. APÊNDICES	58

1. INTRODUÇÃO

A partir do desenvolvimento dos veículos *flex-fuel*, em 2003, os consumidores brasileiros passaram a ter uma flexibilidade na escolha do combustível: diesel, gasolina, etanol hidratado, ou, ainda, uma combinação dos dois últimos.

Uma vez que o biocombustível emite menos poluentes do que os combustíveis fósseis, a opção pelo etanol pode ser considerada ecologicamente mais apropriada. Além de colaborar com a redução de emissões de gases agressivos ao meio ambiente, o etanol também é considerado uma melhor opção por ser renovável. Em relação ao critério econômico, os consumidores que possuem veículos *flex* observam a relação de preços etanol/gasolina e decidem qual combustível utilizar a partir de um fator técnico que estabelece que a eficiência energética do etanol é 70% da gasolina, conforme mostra Montasser et al (2015).

Assim, a razão de preços etanol/gasolina está relacionada com os fundamentos do mercado e influencia as quantidades demandadas e ofertadas correntes e esperadas dos combustíveis. Por exemplo, se a razão de preços estiver muito baixa, pode ocorrer um aumento na demanda corrente por etanol e uma redução na demanda por gasolina, *ceteris paribus*. Se esta relação se mantiver alta por um longo período, a oferta futura do biocombustível tende a aumentar. A relação contrária (uma razão de preços muito alta) pode provocar uma redução na demanda corrente de etanol e uma queda na oferta futura do combustível. A análise das relações de preços não é importante apenas para definição da demanda e da oferta dos combustíveis, mas também para a política de controle de inflação realizada pelo governo brasileiro.

O Banco Central do Brasil (BACEN) é uma instituição que procura assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda e tenta cumprir tal objetivo utilizando diferentes instrumentos para atingir uma meta de inflação.

Com o regime de metas de inflação elaborado em 1999, o governo brasileiro utiliza a política monetária, cambial e fiscal para realizar o controle inflacionário no país e atingir as metas estabelecidas pelo Conselho Monetário

Nacional (CMN). Tais ações incluíram o controle de aproximadamente 24% dos preços administrados de diferentes produtos que compõem o índice oficial de inflação (IBGE, 2017). Desta forma, para controlar a inflação futura, os *policymakers* controlam os preços da maior parte dos combustíveis, já que estes afetam direta e indiretamente a taxa de inflação.

Este cenário passou por alterações no final de 2016 quando a Petrobrás passou a adotar uma nova política de precificação dos combustíveis no mercado doméstico, baseada em constantes reajustes nos preços dos combustíveis (diesel, gasolina, gás natural) na refinaria. Tal alteração teve como principal objetivo equiparar os preços domésticos aos preços internacionais tendo-se em vista dois fatores: a paridade de preços internacionais e a margem adotada para ajustar a empresa aos seus riscos operacionais¹. A partir de então, com preços reajustados mais frequentemente nas refinarias, todos os combustíveis (fósseis e renováveis) passaram a sofrer maiores reajustes nas distribuidoras e nos postos de combustíveis. A frequência e a intensidade dos repasses passaram a depender das estratégias de cada fornecedor para ganhar cada vez mais *market share*.

Diante das mudanças ocorridas nas últimas décadas nos mercados de combustíveis brasileiros, torna-se importante analisar como os preços dos principais combustíveis, fósseis e renováveis, se comportaram no país. Caso as variações dos preços não sejam baseadas nos fundamentos do mercado, pode-se suspeitar da existência de movimentos especulativos. Tais movimentos, se duradouros e positivos, podem ter originado bolhas especulativas que podem ter alterado as relações de preços no mercado de combustíveis no país e, possivelmente, colaborado com o aumento da inflação. Até então, umas das primeiras análises sobre o tema no Brasil foi o trabalho de Montasser et al. (2015), no qual os autores investigaram a formação de bolhas especulativas na razão de preços etanol/gasolina entre 2000 e 2012. Apesar do trabalho destes autores ter sido pioneiro sobre o tema no Brasil e ter incentivado a discussão sobre o assunto, a análise adotada pelos autores pode trazer implicações práticas de difícil interpretação, uma vez que os testes foram realizados na razão

¹ <http://www.petrobras.com.br/fatos-e-dados/adotamos-nova-politica-de-precos-de-diesel-e-gasolina.htm>

de preços, e não nos preços do etanol e da gasolina individualmente. Além disso, nenhuma análise foi feita a respeito do diesel, que é um importante combustível utilizado no transporte rodoviário de cargas no país.

Desta forma, pode-se considerar que ainda há uma lacuna na literatura empírica que torna a análise do comportamento dos preços dos combustíveis relevante, principalmente no período recente, com maior flexibilização de preços.

Assim, os problemas de pesquisa que este trabalho pretende responder são: i) existem bolhas especulativas nos preços dos combustíveis fósseis, renováveis e gás nas regiões do Brasil? ii) se sim, quais as características destes movimentos exuberantes de preços? e iii) se testes em estruturas de dados em painel corroboram na identificação e datação de bolhas;

Diante do exposto, a hipótese crucial do trabalho é a de existência de períodos caracterizados por comportamento especulativos nos preços dos combustíveis (gasolina, etanol, diesel e GLP) nas cinco regiões do Brasil. Acredita-se que a ocorrência de movimentos especulativos foi mais frequente a partir de 2016, com a alteração da política de controle de preços da Petrobrás, e após 2020 com as medidas de restrição adotadas por ocasião da pandemia de Covid-19.

Os objetivos gerais deste trabalho foram realizar um levantamento bibliográfico sobre o estudo e detecção de bolhas especulativas em diversos ativos, e verificar se houveram variações não fundamentadas nos preços da gasolina, etanol, diesel e GLP nas regiões do Brasil, entre 2012 e 2022. O período de análise abrange alterações significativas no mercado de combustível nos estados, desde a criação dos veículos *flex-fuel*, um longo período de controle de preços, seguido da “liberalização” pós *impeachment* da presidente Dilma Rousseff, dos indicativos de privatização do recente governo Bolsonaro e das restrições causadas pela pandemia. Os objetivos específicos foram:

- a) Realizar um levantamento bibliográfico sobre movimentos especulativos em preços de diversos ativos financeiros, imobiliários, cambiais e de commodities;
- b) Avaliar a existência de bolhas especulativas nos preços de etanol, gasolina, diesel e GLP nas cinco regiões do Brasil;

- c) Datar e caracterizar as bolhas especulativas de acordo com suas durações e intensidades.
- d) Utilizar dados em painel para a identificação de bolhas.

A partir deste ponto o trabalho está dividido em cinco seções. A seção 2 abrange a revisão teórica sobre bolhas racionais e demais trabalhos que buscaram identificar e datar essas bolhas. A seção 3 apresenta o modelo teórico e os dados utilizados na análise de comportamentos explosivos nos preços dos combustíveis do Brasil. Por fim, as seções 4 e 5 têm como foco os resultados obtidos pelos testes e as conclusões finais, respectivamente.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Blanchard (1979) iniciou os estudos sobre bolhas especulativas no mercado de ações e sua relação com as expectativas racionais, caracterizando bolhas como a diferença entre os preços observados das ações e o preço esperado pelos fundamentos do mercado. Os modelos utilizados pelo autor buscam considerar a probabilidade de os preços observados serem diferentes dos fundamentos de mercado e adaptá-los às ideias de expectativas racionais. O autor concluiu que os preços das ações crescem mais rápido enquanto as bolhas duram, pois, a compensação dos rendimentos dos detentores de ações deve ser maior caso a bolha estoure.

2.1. As bolhas e a eficiência do mercado

A ideia de bolhas racionais introduziu no debate econômico um questionamento sobre a validade da “hipótese dos mercados eficientes”, que explicaria a formação de preços de ações e suas alterações com base na informação dos agentes envolvidos no processo, conforme discutido por Fama (1970). Esta teoria considera que, sob a hipótese de expectativas racionais, as informações seriam perfeitas e disponíveis a todos os agentes.

Oreiro (2003) apontou a existência de informações imperfeitas como uma possibilidade de surgimento para bolhas especulativas nos mercados financeiros, sendo necessário mudar a visão predominante do debate. O autor também trouxe a abordagem de duas teorias neoclássicas que buscam explicar a hipótese de bolhas especulativas: o modelo de equilíbrios múltiplos com expectativas racionais com a equação de diferenças finitas de Blanchard e Fischer (1989), e a análise de mercados financeiros desenvolvida por Krugman (1998).

Na primeira abordagem adotou-se como pressupostos a competição perfeita no mercado financeiro e a informação perfeita e completa para todos os agentes. Neste caso, a existência de bolhas ocorreria por conta das infinitas soluções para a equação de preço da ação, que tem como formação o valor dos

dividendos, as expectativas de preços futuros e uma taxa de juros. O modelo prevê três tipos de bolhas, sendo elas a bolha markoviana em que o valor da bolha está ligado aos valores passados da mesma, a bolha intrínseca que resulta de informações relacionadas as variáveis fundamentais da ação e a bolha extrínseca que tem seu valor influenciado por variáveis inicialmente irrelevantes para o valor fundamental do ativo.

O modelo adotado por Krugman (1998) questionou a ideia de informação perfeita nos mercados financeiros, tendo como uma das principais causas de imperfeição o risco-moral causado pela assimetria de informações. Neste modelo, a existência de bolhas seria atribuída as transações de ações com características de oferta não perfeitamente elásticas.

Oreiro (2003) criticou as duas abordagens neoclássicas sobre a existência lógica de bolhas especulativas, pois apesar de provar sua existência elas seriam incapazes de explicar o surgimento, a propagação e “explosão” da bolha. O autor utilizou as ideias de Kindleberger (1992) para explicar esse fenômeno, pois apontou para a possibilidade de surgimento de bolhas com a ideia de que os agentes não utilizariam suas informações de forma totalmente racional. Ao contrário, os agentes adaptariam as informações ao seu próprio modo de pensar e seriam propensos a ignorar a racionalidade para imitar outros agentes no mercado financeiro.

Os agentes chamados de *insiders* demandariam inicialmente ativos mais arriscados com embasamento racional. Com isso, seria causado um aumento nos preços, o que atrairia outros investidores *outsiders* que demandam ativos (ações) por motivos de lucratividade. Este movimento alimentaria o ciclo de aumento dos preços causados pela pressão de demanda, propagando assim a bolha. A explosão do ciclo de otimismo e aumento do preço da ação ocorreria quando algum agente envolvido no processo não fosse mais capaz de manter o pagamento de dívidas da ação e juros, causando um clima de pânico que faria os agentes venderem suas ações de modo a diminuir o prejuízo causado com a redução de rentabilidade.

Diba e Grossman (1987) definiram o preço de uma ação como sendo determinado pelos fundamentos de mercado e o valor de uma possível bolha racional. Esta bolha existiria caso ocorresse uma mudança que comprometesse novas informações e que tivessem um valor relevante para a formação de preços não explicada pelos fundamentos de mercado, sendo a expectativa futura dessas inovações igual a zero. Nesse contexto os autores analisaram as condições para surgimento, explosão e recomeço de bolhas no mercado de ações com um modelo linear geral de expectativas racionais. Os autores concluíram que uma bolha só pode existir na primeira negociação da ação e que, após estourar, não seria possível a existência de novas bolhas simultaneamente. Além disso, uma bolha não poderia ser negativa, pois com a livre negociação, os proprietários das ações não permaneceriam com tais ativos dada uma expectativa constante de queda dos preços.

Evans (1991) continuou os estudos de Diba e Grossman (1998b) e concluiu que testes de raiz unitária de Dickey-Fuller (1981), autocorrelação e cointegração podem não ser efetivos na detecção de bolhas racionais no período em que elas estão em colapso. O autor também acrescentou que uma bolha teria duas fases de crescimento: a primeira cresceria a uma taxa de desconto constante, e outra com crescimento acelerado e uma probabilidade $(1 - \pi)$ de estourar em cada período, e que após o estouro ela voltaria para um valor médio δ (parâmetro positivo), reiniciando o processo de crescimento. O autor utilizou o teste de Barghava (1986) para confirmar que, conforme a probabilidade π da bolha não estourar diminui, maior é a probabilidade de rejeitar uma hipótese nula de raiz unitária, demonstrando a incapacidade dos testes em detectar bolhas em períodos explosivos.

Camerer (1989) descreveu que os desvios de preços de um ativo de seu valor fundamental poderiam ser explicados por três tipos de eventos. O primeiro seriam as bolhas em crescimento, que surgem mesmo quando os agentes têm expectativas racionais e crescem constantemente a uma taxa r , pois precisam crescer para manter os compradores interessados nos retornos do ativo adquirido, crescendo mais rapidamente quando os agentes são avessos ao risco. Nesse caso, a existência de bolhas negativas seria improvável, pois a

pressão negativa sobre os preços do ativo faria com que a bolha estourasse rapidamente ao afastar os detentores de tais ativos.

O segundo tipo de evento seria denominado “modismo”, o que teoricamente indicaria que a diferença entre o preço observado e o valor intrínseco de um ativo seria causada por questões comportamentais ou de crença dos agentes. Na maioria dos casos a moda seria sobre a expectativa de preços ou rendimentos de uma ação, demonstrando como o comportamento dos agentes poderia ser racional mesmo com influência de modas passageiras, pois os agentes buscariam maximizar suas utilidades negociando ativos. O comportamento dos gestores de carteira de investimentos exemplificaria a racionalidade de modismos coordenados, pois os investidores avessos ao risco buscariam sempre seguir o comportamento de investidores profissionais para evitarem a perda de ganhos médios, e acabariam investindo como a maioria dos concorrentes, maximizando seus ganhos.

Por fim, Camerer (1989) considerou que as bolhas de informações podem ser responsáveis por desviar os preços de um ativo de seu valor fundamental. Tais bolhas seriam causadas pela ausência de informações entre os negociadores, ou do uso de modelos diferentes sobre a economia global que acabariam desviando o preço do seu valor intrínseco. O autor concluiu que existiria uma dificuldade em conciliar teoria e prática por falta de testes empíricos conclusivos a respeito de modismos e bolhas de informação, enquanto bolhas racionais crescentes seriam causadas por especificações do valor intrínseco da ação ou por algum erro de especificação do modelo utilizado. Desta forma, o autor indicou a necessidade de desenvolver testes e modelos que sejam capazes de detectar diferenças entre os três tipos de desvios de preço em relação aos fundamentos de mercado.

No mercado especulativo de ações, Tirole (1982) analisou a possibilidade de ocorrer especulação estática e dinâmica entre agentes com expectativas racionais tendo como foco o conceito de equilíbrio das expectativas racionais. Cada agente utilizaria as informações obtidas pelo preço de mercado e as informações pessoais para maximizar seus ganhos, não eliminando a

possibilidade de existência de bolhas. A ideia de poder obter ganhos com a venda de ações faria com que os agentes especulem e acabem aceitando pagar mais pela obtenção de um ativo do que eles estariam dispostos caso tivessem que permanecer com eles para sempre, pagando mais que o valor fundamental de mercado.

O autor estudou bolhas em um mercado de ações e concluiu que em um modelo de economia dinâmica com horizonte finito, todas as bolhas são iguais a zero para negociadores de ativos no mercado. Se fossem permitidas vendas a descoberto, as bolhas seriam caracterizadas como martingais descontados. Caso vendas a descoberto não fossem permitidas, as bolhas poderiam ser consideradas martingais se o agente estivesse ativo durante todo o período de negociação. Por último, se o equilíbrio das expectativas racionais fosse totalmente dinâmico, tornar-se-ia impossível a presença de bolhas racionais.

Com o aprimoramento do debate sobre a existência de bolhas surgiram modelos e métodos empíricos com o objetivo de detectar, classificar e datar a presença de bolhas em diversos setores da economia. A seguir serão apresentados diversos trabalhos e testes empíricos nos setores acionário, imobiliário, cambial e de *commodities*.

2.2. A evidência empírica das bolhas

Chan, Lee e Woo (2003) estudaram a presença de bolhas nos preços e na taxa de câmbio de países europeus que passaram por hiperinflação nos entre guerras, utilizando uma versão estendida da estrutura original de Durlauf-Hooker, com o modelo de Cagan exato. Foram testadas bolhas na Alemanha, Hungria e Polônia, nos períodos de setembro/1920 a maio/1923, de setembro/1921 a fevereiro/1924, e de setembro/1921 a dezembro/1923, respectivamente. Os resultados obtidos no teste não constataram a não presença de bolhas tanto no câmbio quanto nos preços para os três países analisados.

Com o objetivo de identificar bolhas racionais causadas por mudanças no regime de retorno do mercado acionário do índice Bovespa pós plano real, Martin

et al. (2004) utilizaram o modelo de regimes de conversão markovianos para analisar o período de julho de 1994 a março de 2004, com dados mensais, e determinar possíveis ciclos determinantes na geração de retornos. Os autores encontraram fortes evidências de quatro regimes com presença de bolhas especulativas racionais, dado uma fase de maior retorno das ações no final do ciclo analisado. Cuñado, Gil-Alana e Gracia (2005) testaram a presença de bolhas racionais no mercado de ações NASDAQ utilizando dados mensais, semanais e diários entre junho de 1994 e novembro de 2003, com o amparo da metodologia baseada em processos fracionários. Os resultados demonstraram que os preços e dividendos eram integrados de primeira ordem, e que ao utilizarem dados mensais não foi possível rejeitar a hipótese nula de que existe raiz unitária. Porém, a análise utilizando dados semanais e diários apontou que a ordem de integração das séries era entre 0 e 1, indicando certo nível de cointegração fracionada entre as variáveis. Tal resultado permitiu que os autores concluíssem que existem bolhas apenas a partir da análise com frequência mensal.

Fernandes (2008) testou a presença de bolhas em 17 setores do mercado acionário brasileiro e no índice Bovespa para obter um resultado geral e específico para o período de janeiro/1994 a dezembro/2007, em bases mensais. Foram utilizados o teste de cointegração de Engle-Granger e Johansen para analisar a relação de longo prazo entre o preço dos ativos e os dividendos, e o teste de Granger, para verificar se os dividendos Granger-causam os preços das ações. O autor chegou à conclusão de que não existe cointegração e Granger causalidade entre o Ibovespa e o índice de dividendos, evidenciando a possível presença de bolhas no cenário geral. Ao nível de significância de 10%, 9 dos 17 setores não mantiveram relação de cointegração com os dividendos e 10 setores não tiveram o valor de suas ações Granger-causado pelos dividendos, reforçando a evidência de bolhas no período.

Cavalcante (2008) buscou encontrar bolhas especulativas para os preços do petróleo WTI no período entre julho de 2003 e dezembro de 2007 com dados semanais, utilizando o teste de causalidade de Granger e testes de excesso de variância e covariância cruzada para avaliar se a posição de *non-commercials*

no mercado de futuros do petróleo explicariam o preço spot e detectariam uma possível natureza especulativa nos preços. Os resultados do teste de Granger apontaram para uma relação de causalidade da variação dos preços do petróleo para o comportamento dos *non-commercial*s, mas não pôde concluir o contrário, o que reforça a hipótese de que a mudança significativa nos preços do petróleo WTI dos últimos anos não foi causada por comportamento especulativo no mercado de futuros e de opções. Por fim, para os testes de variância e covariância foi possível concluir que a hipótese nula de não presença de bolha especulativa pôde ser rejeitado ou não, dependendo da variável utilizada no modelo, reforçando a ideia de que a presença de uma bolha nos preços do petróleo WTI não tem caráter especulativo, podendo ser causada por questões de assimetria de informação.

Nunes e Silva (2009) seguiram os estudos sobre o índice Bovespa e dos dividendos no período de julho de 1994 a dezembro de 2006, com dados mensais deflacionados pelo IPCA. Foram utilizados os modelos de cointegração com ajustamento assimétrico e de cointegração *threshold* com ajustamento assimétrico (TAR, M-TAR, e TAR e M-TAR consistentes), evidenciando a presença de bolhas explosivas e de bolhas que estouram periodicamente de curta duração. Os autores destacaram que não foi possível encontrar bolhas intrínsecas, demonstrando que a possível existência de bolhas no mercado de ações brasileiros no período analisado deve ter sido causado por fatores externos à relação preços-dividendos.

Gomide (2009) utilizou o mesmo modelo markoviano para testar a presença de bolhas no Ibovespa para o período de janeiro de 1995 e dezembro de 2008, e obteve um modelo com dois regimes melhor ajustado, sendo os períodos separados em janeiro/1995 – fevereiro/2003 e março/2003 – dezembro/2008, constatando a presença de bolhas apenas no primeiro período. O autor concluiu que, caso tenha ocorrido bolha no segundo período, ela teria sido causada por outras variáveis não especificadas no modelo.

Gilbert (2009) contribuiu com o estudo sobre bolhas ao analisar sete *commodities* (petróleo bruto, trigo, milho, soja, níquel, alumínio e cobre) no

período entre janeiro/2000 e junho/2009 com base nos dados sobre preços futuros obtidos na London Metal Exchange (LME) para os minerais, no NYMEX WTI para o petróleo e na Chicago Board of Trade (CBOT) para as *commodities* agrícolas, em bases mensais e diárias. Utilizando o teste ADF de PWY (2009), para bases mensais foi detectado uma bolha no cobre no período de fevereiro de 2006 a outubro de 2006, enquanto o alumínio e o níquel ultrapassaram o valor crítico do teste em maio de 2006 e abril de 2007 respectivamente. Utilizando os dados diários, foram detectadas três bolhas nos preços futuros do cobre nos períodos entre fevereiro/2004 e abril/2004, abril/2006 e junho/2006, e por fim em dezembro/2008. Para a soja foi datada uma bolha explosiva entre dezembro/2007 e março/2008. Os resultados obtidos para os preços futuros do petróleo não indicaram presença de bolhas especulativas.

Com foco no continente asiático, Lehkonen (2010) buscou analisar a relação de preços das ações do continente chinês e Hong Kong, testando a presença de bolhas especulativas no mercado acionário através do teste de dependência de duração desenvolvida por McQueen e Thorley (1994), utilizando como amostras semanais e mensais, ações do índice de Shanghai tipo A e B com início em janeiro e março de 1992, Shenzhen tipo A e B com início em outubro de 1992, e Honk Kong Chian Enterprises (HKE) e China Affiliated Corporations (HKA) com início em janeiro e julho de 1993, todos respectivamente, com término de análise em outubro de 2008. O autor encontrou evidências de bolhas racionais na análise semanal para todos os mercados do continente chinês analisados, porém o resultado para os dados mensais foi totalmente contrário, do qual não foi possível indicar a presença de bolhas em nenhum dos mercados.

Sanders e Irwin (2010) buscaram testar se os fundos de índices têm correlação com o preço das *commodities* a ponto de gerar uma bolha especulativa. Para isso, os autores utilizaram regressões de seção cruzada para 12 *commodities* utilizando dados semanais do Commodity Futures Trading Commission (CFTC), para o período entre janeiro de 2006 e dezembro de 2008. Os autores concluíram, porém, que existiram poucas evidências de que os retornos de mercado seriam impactados pela posição dos fundos de índices, não encontrando a presença de bolhas no período.

Queiroz, Medeiros e Neto (2011) estenderam o período de análise sobre o índice Bovespa, com dados mensais deflacionados pelo IPCA, para julho de 2000 a março 2009, e utilizaram os modelos estado-espço e de *intrinsic bubbles* de Froot e Obstfeld (1991) para detectar bolhas. Ambos os modelos foram capazes de detectar a presença de bolhas racionais no período analisado, sendo o segundo modelo mais bem ajustado e preciso.

Scolari (2011) propôs a detecção de bolhas que explodem periodicamente no Índice Bovespa utilizando os modelos autorregressivos com limiar (TAR e M-TAR), TAR consistente e M-TAR consistente, para o período mensal de julho de 1994 a março de 2009. Apenas o teste M-TAR foi capaz de detectar a presença de bolhas que explodem periodicamente no mercado de ações, diferindo do resultado encontrado por Nunes e Silva (2009), sendo essa diferença atribuída à forma como foram obtidas as *proxys* para índices de preços e dividendos em ambos os trabalhos.

Para detectar a presença de bolhas especulativas no ouro, Bialkowski *et al.* (2011) utilizaram os dividendos pagos pela *commodity* como proxy para o valor fundamental, e com o teste ADF de regimes de conversão markovianos testaram uma possível incongruência entre os preços do ouro e seu valor de fundamento. Os autores testaram a presença de bolhas nos preços futuros da New York Mercantile Exchange (NYMEX) para o período de 1978 a 2011, e concluíram que não existiam evidências de bolhas especulativas nos preços futuros do ouro.

Na Argentina, Tomelín (2012) testou a hipótese de presença de bolhas racionais explosivas no índice Merval, utilizando dados da Bolsar para obter os valores de dividendos e os preços de janeiro de 2003 até abril de 2012. O autor utilizou testes de autocorrelação parcial, ADF e de cointegração de Engle-Granger. Foi encontrada uma relação de longo prazo entre preços e dividendos, indicando, portanto, que não houveram evidências de bolhas explosivas no mercado argentino.

Mendonça e Sachsida (2012) discutiram a elevação dos preços do setor imobiliário no Brasil e buscaram identificar a presença de bolhas com base em

fundamentos teóricos micro e macroeconômicos, na teoria de austríaca de ciclos de negócios e estimação de modelos econométricos para estimar um valor fundamental para os preços dos imóveis, com base em dados macroeconômicos para o período entre 2000 e 2011. Os resultados obtidos pelas análises teóricas e empíricas apontaram para a presença de bolhas no mercado imobiliário brasileiro e os riscos que a intervenção estatal poderia causar para este setor caso fossem mantidas políticas públicas expansionistas.

Gutierrez (2012) estudou a presença de bolhas especulativas no período entre março de 1985 e janeiro de 2011 para os preços diários do trigo, milho, soja e arroz em casca no mercado de futuros da CBOT, utilizando o teste SADF, e calculando os valores críticos do teste através de simulações de Monte Carlo e do método *bootstrap*. Os resultados dos testes mostraram comportamentos explosivos para as *commodities* estudadas no período entre 2007 a 2008. O período de explosividade do trigo durou entre agosto de 2007 e abril de 2008; o milho entre janeiro de 2008 e agosto de 2010; e o arroz em casca entre fevereiro de 2008 e outubro 2010, sendo detectados pequenos sinais de exuberância nos preços da soja.

Kivedal (2013) trouxe uma análise do cenário imobiliário norte americano antes da crise do *sub-prime* de 2008, testando evidências de bolhas em períodos trimestrais entre o primeiro trimestre de 1986 e o primeiro trimestre de 2005. O autor estimou primeiramente um modelo VAR irrestrito, junto com outros testes econométricos sobre a natureza dos dados, sendo estimado, em seguida, uma estrutura de VAR co-explosiva. O autor estimou dois modelos em que o primeiro apresentou uma taxa de juros constante e o segundo acrescentou uma taxa de juros decrescente ao longo da série. A conclusão dos testes apontou para a possibilidade da presença de uma bolha irracional para o primeiro modelo, pois mesmo com o preço dos aluguéis tendo sua tendência explosiva corrigida, ela não foi capaz de explicar os movimentos do preço dos imóveis. Já para o segundo modelo, foi possível encontrar uma raiz explosiva nos dados, mesmo que menor em relação ao primeiro modelo, indicando a presença de uma bolha irracional mesmo que a taxa de juros fosse corrigida. O autor concluiu que a

explosividade dos preços pode ter sido gerada por fatores psicológicos e comportamentais dos agentes envolvidos no processo.

Para o mercado imobiliário chinês, Xu (2014) testou a presença de bolhas em Shanghai, Guangzhou, Beijing e Shenzhen para o período entre janeiro de 2006 e outubro de 2013, utilizando matriz de correlação, teste de cointegração em painel, teste de dependência transversal e teste ADF transversal. Os resultados dos testes apontaram para uma discrepância entre o valor dos preços dos imóveis em relação às variáveis de fundamento, evidenciando a presença de bolhas. No entanto, o autor não se dispôs a medir o tamanho da bolha no trabalho, concluindo apenas que não existe uma expectativa que essa bolha estoure no futuro próximo por causa do grande crescimento econômico do país e à natureza inelástica da demanda dos compradores de imóveis.

Os índices Dow Jones, Nikkei 225 e SZSE dos Estado Unidos, Japão e China, respectivamente, foram contemplados pela análise de Asako e Liu (2013), utilizando simulações matemáticas computacionais para estimar uma equação de índices de valores fundamentais dos preços das ações para cada país, influenciados pelo PIB e pelas taxas de juros, com recolhimentos de amostras de períodos diferentes para cada país. A janela de dados variou na análise de cada país: índice DJ de janeiro/1980 a dezembro/2009, Nikkei 225 de maio/1979 a janeiro/2010 e SZSE de janeiro/1997 a abril/2010. Com uma equação simplificada do modelo proposto, os autores encontraram um bom ajustamento da equação de valor fundamental das ações em relação às variáveis do modelo para o Dow Jones, com significantes desalinhamentos entre o preço das ações e seu valor fundamental, positivamente nos períodos de 1995 a 2002 e negativamente entre 2004 e 2010, momentos em que ocorreram as bolhas de internet e o estouro da bolha imobiliária em 2008 (crise do *sub-prime*).

As equações encontradas para os índices do Japão e da China apresentaram um R^2 menor em relação à dos Estados Unidos, demonstrando que é comum os preços das ações desviarem do seu valor fundamental, facilitando a presença de bolhas especulativas. Para o Japão foram encontrados maiores indícios de ocorrência de bolhas para o período próximo de 1990, com

a presença de bolhas estatisticamente comprovadas para 14 meses dos 188 analisados. Por fim, Asako e Liu (2013) concluíram que o mercado de ações chinês é o menos preciso entre os 3 analisados, com uma menor parcela de explicação do valor fundamental por parte do PIB, e com indícios de presença de bolhas contínuas para o período de junho/2004 até julho/2005, porém com bolhas estatisticamente significativas apenas para cinco meses de 2007.

Wang e Wong (2015) expandiram a análise para além de fatores meramente econômicos e testaram a presença de bolhas racionais especulativas nos mercados acionários durante governos republicanos e democratas nos Estados Unidos, utilizando o teste de dependência de duração, com uma longa janela de análise de janeiro de 1929 até dezembro de 2012. Como conclusão do teste foram detectadas bolhas especulativas no período analisado, com o detalhe de que foram encontradas bolhas nos preços dos mercados de ações apenas nos governos de presidentes republicanos.

Areal, Balcombe e Rapsomanikis (2016) fizeram uma análise conjunta de 28 *commodities* individuais e de índices de preços para bebidas, alimentos e matérias primas agrícolas totalizando 38 análises, com dados mensais coletados da FAO e do FMI para um período entre janeiro de 1990 e agosto de 2012 nos dados da FAO, e entre janeiro de 1980 e fevereiro de 2012 para os dados do FMI. O estudo teve como objetivo detectar a possível presença de bolhas explosivas nos preços nas *commodities* analisadas, e para isso foi utilizado o teste de raiz unitária GSADF.

Como resultado foram detectados comportamentos explosivos nos índices de preços e nos preços individuais. Para os índices de preços da FAO houve um comportamento explosivo entre agosto/2007 e junho/2008 para os alimentos, entre dezembro/2007 e abril/2008 para cereais e óleo, e entre fevereiro/2008 e março/2008 para óleos. Já para os índices do FMI foi detectado a presença de bolhas entre janeiro, fevereiro e março de 2018 para alimentos e bebidas. Para as *commodities* individuais o trigo, óleo de soja e óleo de canola apresentaram comportamento explosivo entre fevereiro/2008 e março/2008, para o arroz foram detectadas bolhas em fevereiro, abril e junho de 2008.

Tran (2017) buscou encontrar evidência de bolhas no mercado de ações de países emergentes, selecionando 7 países da América Latina e 12 países da Ásia, com dados mensais para o período de 1990 a 2009, utilizando índices de preço como proxy para o valor das ações de cada país, sendo realizados no trabalho os testes de Diba e Grossman (1998) e de Taylor e Pell (1998). No primeiro teste, concluiu-se que a grande maioria dos mercados estudados não indicavam a presença de bolhas especulativas, exceto o caso de Taiwan e Colômbia, pois nesses países o preço e os dividendos eram integrados de ordem diferente. Com o objetivo de detectar bolhas que estouram periodicamente foi utilizado o teste de Taylor e Pell (1998) com mínimos quadrados aumentados dos resíduos (RALS), chegando à conclusão de que não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração entre preços e dividendos a um nível de significância de 5% para todos os países estudados, com exceção de Hong Kong e Indonésia, confirmando a presença de bolhas que explodem periodicamente.

Seguindo os estudos sobre o índice Bovespa, Costa *et al.* (2017) selecionaram 27 títulos durante o primeiro semestre de 1990 até o primeiro semestre de 2010 para confirmar a presença de bolhas especulativas no Brasil, utilizando os testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger. Como resultado foram encontradas evidências de presença de bolhas em 20 das 27 ações analisadas no período com um nível de significância de 5%, com o detalhe de que das 7 ações sem evidências de bolhas, 6 eram de instituições financeiras.

Hu e Oxley (2017) seguiram a análise de bolhas racionais no mercado de câmbio, contemplado os países do G10, Ásia (Indonésia, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia), BRICS e países emergentes, com dados mensais, no período entre março de 1991 até dezembro de 2014, tendo como métodos utilizados o *Sup* ADF (SADF) e o Generalized *Sup* ADF (GSADF). Para o grupo de países do G10 foram encontrados indícios de comportamento explosivo significativo para a taxa de câmbio da Suíça nos modelos que apresentavam intercepto em quatro momentos entre 1995 e 2011 para a taxa de câmbio nominal, três momentos entre 1995 e 2011 para relação de preços de

bens não comercializáveis, e em dois momentos entre 1996 e 2011 para bens comercializáveis.

Para o modelo com intercepto, a taxa de câmbio japonesa apresentou comportamento explosivo estatisticamente significativo em dois períodos para a taxa câmbio nominal entre 2008 e 2014, outros 4 períodos entre 2006 a 2013 para relação de preços de bens não negociáveis, e mais 4 períodos entre 1996 e 2013 para bens negociáveis, e no modelo sem intercepto foi detectado um comportamento explosivo em 4 períodos entre 1996 e 2014 para bens negociáveis.

Os autores seguiram analisando a crise asiática de 1997 e seus efeitos sobre a taxa de câmbio dos países asiáticos. Analisando a taxa de câmbio nominal foram encontrados dois períodos de comportamento explosivo para a taxa de câmbio da Tailândia no modelo com intercepto, entre 1997 e 1998, e em 2008. A taxa de câmbio nominal no modelo com intercepto da Indonésia apresentou comportamentos explosivos estatisticamente significativos em três períodos entre 1994 e 2014, e no modelo sem intercepto também foram encontrados três períodos entre 1993 e 2014.

Para a taxa de câmbio nominal da Coreia do Sul, no modelo com intercepto, Hu e Oxley (2017) detectaram quatro momentos de comportamento explosivo entre 1995 e 2009, e para o modelo sem intercepto foram encontradas bolhas em apenas dois períodos entre 1993 e 1998. Analisando o câmbio nominal da Malásia no modelo com intercepto foram encontrados quatro momentos de comportamento explosivo entre 1997 e 2008, enquanto no modelo sem intercepto foram registradas bolhas apenas em dois períodos entre 1997 e 1998.

Na análise do câmbio nominal das Filipinas, com intercepto, foram registradas a presença de duas bolhas explosivas entre 1997 e 2008 e, no modelo sem intercepto, não foi registrado comportamento explosivo estatisticamente significativo. E para encerrar o grupo asiático, foram detectadas 4 bolhas no câmbio nominal de Singapura com intercepto no período entre 1994

e 2011 e no modelo sem intercepto não foi encontrada nenhuma bolha estatisticamente significativa.

Para o grupo dos países do BRICS, Hu e Oxley (2017) encontraram evidências de bolhas explosivas estatisticamente significativas para as taxas de câmbio nominal no Brasil, Índia e África do Sul. Para o Brasil, foram encontradas cinco bolhas explosivas entre 1997 e 2005 no modelo com intercepto, e três bolhas entre 1997 e 2002 no modelo sem intercepto. Na Índia foi registrado comportamento explosivo em quatro períodos entre 1995 e 2004 com intercepto, e em um longo período no modelo sem intercepto, entre 1993 e 2014. Por fim, no câmbio nominal da África do Sul foram registrados cinco períodos de explosividade entre 1994 e 2002 no modelo com intercepto, e um longo período entre 1993 e 2003 para o modelo sem intercepto.

Por último, Hu e Oxley (2017) buscaram encontrar a presença de bolhas explosivas no câmbio nominal dos países emergentes restantes. Para o peso colombiano foram encontradas evidências de bolhas em dois momentos entre 1997 e 2003, no modelo com intercepto, e entre 1994 e 2014 sem intercepto, constatando um longo período de bolha. No México, os testes evidenciaram a presença de duas bolhas entre 1994 e 1995 no modelo com intercepto, e para o modelo sem intercepto não foram encontradas bolhas estatisticamente significativas.

No cenário brasileiro, Oscar (2017) buscou testar a presença de bolhas na taxa de câmbio para o período entre janeiro de 1999 e setembro de 2015, em dados trimestrais, através do teste *sup* ADF (SADF) proposto por PWY (2011), testando a série sem constante, com constante, e com constante e *trend*. Para os três modelos o teste apresentou um valor-p maior que 10%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária, constatando a não presença de bolhas na série de câmbio e confirmando a teoria.

Steenkamp (2017) seguiu com a utilização do teste GSADF (PSY, 2011) com simulações de *wildbootstrap* para o cálculo dos valores críticos, interessado em detectar comportamentos explosivos no dólar da Nova Zelândia (NZD) e da Austrália (AUD), analisando com bases mensais e trimestrais o período entre

1982 a 2016, e definiu alguns modelos convencionais para adaptação da taxa de câmbio para o teste. Como resultado, o autor não pôde concluir que ocorreu comportamento explosivo no NZD e AUD em nenhum dos modelos definidos para a taxa de câmbio. Steenkamp (2018) ampliou sua análise de presença de bolhas explosivas para taxas de câmbio cruzadas dos países do G11, utilizando dados diários das cotações com o objetivo de detectar explosividades de curto prazo durante o período entre 3 de janeiro de 2000 e 12 de julho de 2016. Considerando as taxas de câmbio de cada país em relação ao dólar foram encontrados e datados diversos períodos de explosividade diários em todas as taxas de câmbio estudadas, tendo a coroa dinamarquesa (DKK) o maior número de bolhas explosivas registradas no período, seguida pelas moedas da Europa (EUR) e do Canadá (CAD). O autor concluiu que a maior parte dos casos de explosividade não pareceram ser resultados de características internas dos países, e sim da alta volatilidade do mercado financeiro.

No continente africano, Elike e Anoruo (2017) estudaram a presença de bolhas explosivas na taxa de câmbio do Rand Sul-africano em relação ao dólar nos períodos mensais entre janeiro de 1980 e julho de 2012, utilizando como método os testes de raiz unitária RADF, SADF e GSADF. Os resultados da pesquisa apontaram que a hipótese nula de comportamento não explosivo poderia ser rejeitada a níveis de significância de 1% para a taxa de câmbio nominal, e para bens transacionados e não transacionados, indicando a presença de múltiplas bolhas. A primeira bolha encontrada na relação da taxa de câmbio nominal Rand-Dólar ocorreu entre maio de 1984 e maio de 1985, a segunda bolha ocorreu entre outubro de 2000 e dezembro de 2000, e a terceira ocorreu entre janeiro de 2001 e janeiro de 2003.

Bessarria (2017) dedicou seus estudos a uma análise regional da presença de bolhas racionais no setor imobiliário brasileiro, tendo como bases os valores mensais dos preços de habitações e aluguéis no período entre janeiro de 2008 e março de 2015 para as cidades de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Fortaleza, Recife e Salvador. Foram utilizados o método de cointegração em dados de painel e o teste de causalidade de Granger para confirmar a relação entre preços dos imóveis e seu valor de aluguel e confirmar

a presença de bolhas. Como resultado, o teste de cointegração apontou para uma ausência de relação de longo prazo entre a os preços e aluguéis, enquanto o teste de causalidade de Granger mostrou que os preços Granger causaram os aluguéis, mas que o contrário não ocorreu, indicando a presença de bolhas nos mercados estudados.

Barbosa (2018) expandiu sua análise para mais de 49 séries de dados de 28 países ao redor do mundo em busca de presença de comportamentos explosivos no preço dos imóveis, utilizando para isso o teste de raiz unitária SADF e GSADF, com análise de diferentes números de observações e periodicidades para cada país. Para todas as 98 amostras contempladas pelo teste, 90% das amostras apresentaram presença de bolhas explosivas no setor imobiliário, com destaque nos resultados obtidos para a cidade de São Paulo para três tipos de preços: imóveis residenciais novos, residenciais usados e preços de aluguel. Para todos os três modelos foram encontradas bolhas. No caso de residenciais novos, foram encontradas duas bolhas nos períodos de setembro/2010 a maio/2014 e setembro/2015 a fevereiro/2016, para residenciais usados foram confirmadas duas bolhas entre setembro/2009 a junho/2012 e junho/2015 a fevereiro/2018, e por último no preço dos aluguéis foram identificadas três bolhas entre março/2008 a março/2009, dezembro/2009 a junho/2012 e agosto/2014 a março/2018.

Morandim (2018) analisou o período de 2007 a 2016 e testou a hipótese de presença de bolhas explosivas racionais entre empresas com alta liquidez na B3 através do Índice do setor financeiro (IFNC), para isso o autor utilizou modelos autorregressivos (AR) e os testes de qui-quadrado, ARCH e Durbin Watson. Foram encontrados indícios de bolhas explosivas no mercado de capitais nos períodos de 2008 e 2014, associados a momentos de recessão econômica no Brasil e a crise do *sub-prime*, enquanto no setor financeiro houveram indícios de presença de bolhas apenas no período de 2008.

O Quadro 1 a seguir resume os estudos analisados para diferentes locais, períodos e ativo.

Quadro 1 - Balanço de pesquisas recentes sobre bolhas

(Continua)

Mercado Acionário				
Autor (es)	Mercado/Ativo	Período	Metodologia	Resultados
Martin, Kayo, Kimura e Nakamura (2004)	Bovespa	Jun/1994 - Mar/2004	Regimes de conversão markovianos	Detectou-se 4 períodos com comportamento explosivo dos preços
Gomide (2009)	Bovespa	Jan/1995 - Dez/2008	Regimes de conversão markovianos	Encontrou presença de bolha explosiva em 1 período
Nunes e Silva (2009)	Bovespa	Jul/1994 - Dez/2006	Cointegração e cointegração <i>Threshold</i>	Não foi encontrado indícios de bolhas intrínsecas, apenas bolhas explosivas e periódicas
Queiroz, Medeiros e Neto (2011)	Bovespa	Jul/2000 - Mar/2009	Modelo Estado-Espaço e <i>Intrinsic Bubbles</i>	Encontraram bolhas racionais
Fernandes (2008)	Bovespa	Jan/1994 - Dez/2007	Cointegração de Engle-Granger e Johansen e teste de Granger-causalidade	Foram encontradas evidências de bolhas em 9 dos 17 setores analisados
Scolari (2011)	Bovespa	Jul/1994 - Mar/2009	Modelo Auto regressivo com limiar (Tar, M-TAR, TAR consistente e M-TAR consistente)	Constatou a presença de bolhas periódicas
Morandim (2018)	B3, índice do setor financeiro	2007 - 2016	Modelo Auto regressivo, Qui-quadrado, ARCH e Durbin Watson	Início de 2 bolhas no mercado de capitais e 1 bolha no setor financeiro
Costa, Silva, Almeida e Veiga (2017)	Bovespa	1990 - 2010	Cointegração de Johansen e teste de Granger-causalidade	Detectaram indícios de bolhas em 20 das 27 ações analisadas, tendo menos indícios em instituições financeiras
Tomelín (2012)	Índice Merval	Jan/2003 - Abr/2012	Auto correlação parcial, ADF e Cointegração Engle-Granger	Não encontrou evidências de bolhas
Tran (2017)	Índice de preços na América Latina e Ásia	1990 - 2009	Teste de Não-Cointegração (Diba e Grossman (1998); Taylor e Pell (1998))	Os resultados mostraram não cointegração entre preços e dividendos para todos os países analisados, com exceção de Hong Kong e Indonésia
Cuñado, Gil-Alana e Gracia (2005)	NASDAQ	Jun/1994 - Nov/2003	Processos Fracionários	Encontraram indícios de bolhas apenas para os dados mensais

(Continua)

Autor (es)	Mercado/Ativo	Período	Metodologia	Resultados
Wang e Wong (2015)	---	Jan/1929 - Dez/2012	Teste de Dependência de Duração	Detectou-se bolhas especulativas apenas durante governos republicanos
Asako e Liu (2013)	Dow Jones, Nikkei 225 e SZZZ	Mai/1979 - Abr/2010	Simulações matemáticas para equação de fundamentos	Encontraram bolhas especulativas nas 3 ações analisadas
Lehkonen (2010)	Índices de Shanghai, Shenzhen e Hong Kong	Jan/1992 - Out/2008	Teste de Dependência de Duração	Presença de bolhas em todos os mercados apenas com dados semanais
Mercado Cambial				
Chan, Lee e Woo (2003)	Países europeus com hiperinflação no entre guerras	Set/1920 - Fev/1924	Estrutura estendida de Durlauf-Hooker e modelo de Cagan exato	Bolhas no câmbio e nos preços dos países analisados
Hu e Oxley (2017)	Países emergentes, G10, Ásia e BRICS	Mar/1991 - Dez/2014	SADF e GSADF	Bolhas explosivas no câmbio de 13 países
Oscar (2017)	Brasil	Jan/1999 - Set/2015	SADF e GSADF	Não detectou a presença de bolhas explosivas na série
Steenkamp (2017)	Dólar da Nova Zelândia e Austrália	1982 - 2016	GSADF e Simulações Wild Bootstrap	Inexistência de comportamento explosivo no câmbio
Steenkamp (2018)	G11	Jan/2000 - Jul/2016	GSADF e Simulações Wild Bootstrap	Bolhas explosivas em todas as taxas de câmbio do G11
Elike e Anoruo (2017)	Rand Sul-Africano	Jan/1980 - Jul/2012	RADF, SADF e GSADF	3 bolhas explosivas
Mercado Imobiliário				
Bessarria (2017)	São Paulo, Rio de Janeiro, Salvador, Belo Horizonte, Fortaleza e Recife	Jan/2008 - Mar/2015	Cointegração em dados em painel e teste de Granger-causalidade	Encontrou bolhas em todos os mercados

Autor (es)	Mercado/Ativo	Período	Metodologia	Resultados
Barbosa (2018)	28 países	---	SADF e GSADF	Bolhas explosivas em 90% das amostras estudadas
Mendonça e Sachsida (2012)	Brasil	2000 - 2011	MQO, GMM e variáveis instrumentais	Bolha especulativa e uma influência direta do gasto público na formação dessa bolha
Kivedal (2013)	Estados Unidos	1986 - 2005	VAR irrestrito e VAR Co-explosivo	Encontrou presença de bolha explosiva nos dois modelos analisados
Xu (2014)	Shanghai, Guangzhou, Beijing e Shenzhen	Jan/2006 - Out/2013	Matriz de Correlação, Cointegração em Painel, teste de dependência e ADF transversal	O autor encontrou bolhas, mas não delimitou um tamanho, sugerindo que ela não irá estourar brevemente
Mercado de <i>Commodities</i>				
Gutierrez (2012)	Trigo, Milho, Soja e Arroz (CBOT)	Mar/1985 - Jan/2011	SADF	Presença de bolhas apenas para os preços do trigo, milho e arroz em casca
Areal, Balcombe e Rapsomanikis (2016)	28 <i>commodities</i> , índices de bebidas, alimentos e matérias primas (FAO, FMI)	Jan/1980 - Ago/2012	GSADF	Detectou-se a presença de bolhas para os preços do trigo, óleo de soja e de colza e arroz, e para os índices de alimentos, cereais e óleo, óleos, e alimentos e bebidas
Bialkowski, Bohl, Stephan e Wisniewski (2011)	Ouro (NYMEX)	1978 - 2011	Teste ADF de regimes de conversão markovianos	Não foi detectado presença de bolhas nos preços futuros
Sanders e Irwin (2010)	12 <i>Commodities</i> (CFTC)	Jan/2006 - Dez/2008	Regressões Cross-Section	Sem presença de bolhas nos dados
Gilbert (2009)	Petróleo, Trigo, Milho, Soja, Níquel, Alumínio, Cobre (LME, NYMEX, CBOT)	Jan/2000 - Jun/2009	Teste ADF de PWY (2009)	Para dados mensais foram encontradas bolhas no cobre, alumínio e níquel. Para dados diários tiveram bolhas no cobre e soja
Cavalcante (2008)	Petróleo WTI	Jul/2003 - Dez/2007	Granger-causalidade, testes de Excesso de variância e covariância cruzadas	Não foi encontrado indício de bolha especulativa

Fonte: Elaboração Própria

3. METODOLOGIA

A análise empírica de bolhas especulativas tem sido realizada recentemente com a utilização de um conjunto de testes econométricos baseados no tradicional teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os testes mais promissores nesse aspecto, viabilizam a análise de comportamentos explosivos em diferentes tipos de dados, sendo eles: i) RADF (Righ Tail Augmented Dickey-Fuller), ii) SADF (Supreme Augmented Dickey-Fuller), iii) GSADF (Generalized Supreme Augmented Dickey-Fuller), e iv) PANEL GSADF. Estes testes foram propostos por Phillips, Wu and Yu (2011), Phillips, Shi and Yu (2015), e Pavlidis et al. (2016), respectivamente. Aplicações dos testes citados foram capazes de obter resultados estatisticamente relevantes relacionados às áreas do mercado financeiro, imobiliário, *commodities*, entre outras.

3.1. Testes de Bolhas

Phillips, Wu e Yu (2012), PWY deste ponto em diante, desenvolveram um procedimento recursivo e progressivo de testes de raízes unitárias tradicionais do tipo ADF para identificar múltiplas bolhas em uma série de preços. Ao contrário do teste convencional, que testa a hipótese nula de raiz unitária utilizando a cauda esquerda da distribuição de probabilidades do teste estatístico, os autores sugeriram que fossem realizados testes sequenciais pela cauda direita da distribuição. A vantagem deste método é que ele possibilita testar, para um determinado subperíodo, a possibilidade de um comportamento não estacionário da série de preços com a hipótese alternativa de comportamento explosivo de preços, ao contrário da tradicional hipótese alternativa de estacionariedade. De uma forma geral, pode-se utilizar uma janela móvel para estimarem-se regressões no logaritmo dos preços (p_t) dos combustíveis, a partir da seguinte forma funcional:

$$\Delta p_t = \alpha_{r_1, r_2} + \beta_{r_1, r_2} p_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{r_1, r_2}^k \Delta p_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que α_{r_1, r_2} é o intercepto da regressão no intervalo da janela dado pelo valor inicial r_1 , e final r_2 (sendo r um valor normalizado no intervalo $[0,1]$), β_{r_1, r_2} é

parâmetro cuja significância é testada para mesma subamostra, Δ é o operador de diferenças, $\gamma_{r_1 r_2}^k$ são parâmetros relacionados aos preços defasados, e ε_t é um termo de erro ($\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$). PWY determinaram que as hipóteses nula (H_0) e alternativa (H_A):

$$H_0: \beta = 1$$

$$H_A: \beta > 1$$

Na versão mais simplista do teste, o RADF, utiliza-se uma janela móvel de tamanho fixo, $r_0 = r_W = r_2 - r_1 + 1$, para todo o período. Assim, regressões são estimadas sequencialmente, perdendo-se a primeira e acrescentando-se a observação subsequente em cada estimação, até que se complete toda a amostra. A hipótese nula é testada a cada nova estimação.

A versão Supremo-ADF (SADF) de PWY é um pouco mais complexa que a anterior, pois parte-se de um tamanho inicial de janela, que não se mantém mais fixa, mas se expande a cada nova estimação, para um intervalo maior que o anterior. Desta forma, a estatística do teste é valor supremo da sequência de testes ADF:

$$SADF(i) = \sup\{ADF_i\}, \quad i = 1, \dots, n$$

Uma única bolha poderia ser identificada se $SADF(i) > \text{Valor crítico}$, para cada subamostra. Assim, múltiplas bolhas poderiam ser indicadas ao nível de significância escolhido, como propuseram PWY (2012).

Tomando-se os ADF calculados de janelas de tamanhos variados iniciadas no ponto final da série, pode-se também gerar valores de testes backward ADF (BADF). Através de simulações de Monte Carlo ou *wild bootstrap*, sequências de valores críticos são geradas (CV_t^{BADF}) e comparadas aos valores calculados, como proposto por PWY (2012). Finalmente, uma injeção de bolha poderia ser identificada quando no tempo t_1 , se $BADF_{t_2} > CV_{t_1}^{BADF}$, para $t_2 > t_1$. A explosão ocorre se $BADF_{t_2} < CV_{t_2}^{BADF}$, para uma bolha iniciada em t_1 .

Para identificação de diversas bolhas, Phillips, Shi e Yu (2015), PSY deste ponto em diante, sugeriram uma nova extensão do teste SADF original, o teste

generalizado SADF (GSADF). A principal diferença do GSADF para as demais especificações é que, ao invés de utilizar uma simples janela móvel, ou uma amostra crescente até o valor final da série, a sugestão seria executar uma combinação dos testes RADF e SADF, calculando-se uma estatística $BSADF_w$. Desta forma, o supremo de todos os $BSADF_w$ forma a estatística GSADF.

Em termos práticos, o procedimento seria considerar r_0 como uma janela inicial e, a partir de então, criar-se subamostras r_w , variando-se tanto o ponto inicial, r_1 , quanto o final, r_2 , até abranger todo o conjunto de dados.

$$GSADF(s_0) = \{ADF_{r_1, r_2}\} \quad (2)$$

Os valores críticos das simulações de *Monte Carlo* e *Wildbootstrap* nos permite identificar um processo de inicialização de bolha quando $GSADF > CV^{GSADF}$. Apesar do alto desempenho do modelo GSADF em detecção de bolhas, as análises do comportamento explosivo em ativos econômicos se limitavam apenas a séries univariadas, limitando o estudo sobre a conjuntura da relação entre diversas variáveis semelhantes, conforme apontaram os estudos de Pavlidis et al. (2016).

Pavlidis et al. (2016), propuseram uma adaptação dos modelos ADF para dados em painel, visto que em diversos casos, a relação entre um grupo de ações seria comumente relevante. Os autores adaptaram o modelo GSADF com a adição de um índice para cada variável de interesse relacionada em painéis heterogêneos. Com a utilização da equação (1), desenvolveram a seguinte equação de regressão ADF:

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_{i,r_1,r_2} + \beta_{i,r_1,r_2} p_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{i,r_1,r_2}^k \Delta p_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Em que $i = 1, \dots, N$, representa o índice das variáveis do painel. No modelo Painel GSADF, a hipótese nula a ser testada $\beta_{i,r_1,r_2} = 0$ é a de raiz unitária para todas as N variáveis, contra a alternativa $\beta_{i,r_1,r_2} > 0$ de comportamento explosivo em um subgrupo i . A estatística Painel $BSADF_w$ do modelo adaptado foi obtida através da média das estatísticas BSADF individuais para cada período de tempo, sendo definido da seguinte forma:

$$\text{Painel } BSADF_w(r0) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N BSADF_{i,w}(r0) \quad (4)$$

De forma semelhante ao modelo GSADF univariado, a estatística do Painel GSADF é formada pelo supremo do Painel $BSADF_w(r0)$. A hipótese nula de raiz unitária é testada após a comparação do painel GSADF com os valores críticos simulados por *Wildbootstrap*. O período de duração das bolhas é definido a partir do ponto inicial em que a estatística $\text{Panel } BSADF_w(r0) > CV^{\text{Panel GSADF}}$, até o ponto final em que $\text{Panel } BSADF_w(r0) < CV^{\text{Panel GSADF}}$.

Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-Garcia (2022) desenvolveram um recurso computacional no sistema R com o objetivo de reunir ferramentas eficientes que permitem reproduzir os modelos de detecção de bolhas mais utilizados, como os modelos ADF (SADF, GSADF, PAINEL GSADF) e o modelo dos processos de colapso periódico de bolhas de Blanchard (1979) e Evans (1991). O pacote elaborado é chamado EXUBER e pode ser obtido pelo repositório Comprehensive R Archive Network (CRAN) pelo link <https://cran.r-project.org/web/packages/exuber/index.html>. O pacote pode ser instalado pela função `install.packages("exuber")` e executado por `library("exuber")`.

Os autores apresentam em seu pacote a funcionalidade de reproduzir o recente modelo de análise de comportamento explosivo em dados em painel com a adaptação do modelo GSADF desenvolvido por Phillips, Shi e Yu (2015). As funcionalidades permitem o uso de *data frames*, séries temporais, vetores ou matrizes sem a necessidade de alteração prévia dos dados. Em contrapartida, os modelos permitem a análise de dados transversal que possam sofrer influência global, ocasionando comportamentos explosivos nos preços. Os painéis devem manter apenas um padrão de tamanho da largura, com as colunas representando as variáveis e as linhas representando um mesmo período de tempo.

Conforme descrito na metodologia, o modelo GSADF é executado com a elaboração recursiva de estatística supremum BSADF, que são confrontadas com os valores críticos simulados de *Wildbootstrap* e *Monte Carlo*. No pacote *exuber* podemos simular os valores críticos de *Bootstrap* e *Monte Carlo* com as funções `radf_wb_cv()` e `radf_mc_cv`, respectivamente, com a adição dos valores críticos para painéis de *Sieve Bootstrap*, com a função `radf_sb_cv()`. Todas as

funções são alimentadas com o número de repetições (*nrep*) e número de defasagens, janela mínima *r0* e os dados univariados ou em painel.

As demais funções do pacote retornam os resultados estatísticos dos testes, como a função *summary()*, que apresenta um quadro com os valores dos testes ADF, SADF e GSADF para valores críticos de 10%, 5% e 1% para cada série univariada. A função *diagnostics()* retorna a estatística do teste do modelo Painel GSADF, e em caso rejeição da hipótese nula de raiz unitária, destaca o valor crítico que rejeita a hipótese e o nível de significância. A função *datestamp()* apresenta um quadro completo com o início, pico e estágio final de comportamentos explosivos nos preços, permitindo datar com detalhes a ocorrência de bolhas, pois considera apenas os momentos de exuberância de preços que se igualem ou ultrapassem o valor mínimo de duração para ser considerado bolha, duração que pode ser definida com a função *psy_ds()*.

Por fim, os resultados podem ser reproduzidos graficamente com uma função *autoplot()* tradicional, que retornam o comportamento da série ao longo do tempo em comparação aos valores críticos simulados, possibilitando uma análise visual dos testes apresentados anteriormente.

3.2. Dados e Tratamento

Para dar andamento na busca por comportamentos explosivos nos preços dos principais combustíveis brasileiros, foram utilizados os dados disponíveis na Agência Nacional do Petróleo (ANP), no site www.anp.org.br.

Com o objetivo de elaborar painéis de combustíveis por região do país, foram empregados dados semanais de combustíveis fósseis (diesel e gasolina), renováveis (etanol hidratado) e gás natural (Gás Natural Veicular - GNV e Gás Liquefeito de Petróleo - GLP). Os dados têm início no dia 30 de dezembro de 2012 e finalizam em 04 de dezembro de 2022, totalizando 509 semanas por combustível e 27.450 observações. O período analisado foi determinado pelos impactos econômicos nacionais e internacionais do período, como o Impeachment de Dilma Rousseff em 2016, o impacto liberal do governo Jair Bolsonaro e a crise mundial de Covid-19.

Importante destacar que o etanol no Estado do Amapá foi desconsiderado neste trabalho, visto que em muitos casos as informações eram insuficientes ou nulas, o que ocasionaria uma queda na qualidade dos modelos estimados. Parte dos demais combustíveis também apresentaram lacunas de informação para alguns estados, sendo preenchida com a média entre o valor da última e a próxima semana disponível. Foram realizados ajustes pontuais para GLP, gasolina, etanol e diesel para os dados do Distrito Federal e Roraima. Para o Acre e Pernambuco foram ajustados os dados de etanol e diesel, e para Sergipe foram alterados os dados de GLP e diesel.

Por fim, foram realizados ajustes nos estados de Alagoas, Espírito Santo, Goiás, Rondônia, Santa Catarina para GLP, Santa Catarina e Tocantins para etanol e Bahia e Ceará para diesel. O Diesel do Estado do Pará sofreu 13 alterações nos dados por ausência de dados semanais.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Inicialmente, as variáveis foram organizadas em cinco painéis, sendo elas i) Tabela de Combustíveis da região Centro-Oeste, ii) Tabela de Combustíveis da região Sul, iii) Tabela de Combustíveis da região Norte, iv) Tabela de Combustíveis da região Nordeste, e v) Tabela de Combustíveis da região Sudeste. Para cada painel foram estimados os modelos GSADF individuais ²e modelos Painel GSADF, conforme metodologia desenvolvida por Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-Garcia (2022). Cada tabela conta com 509 linhas, sendo cada linha um período de tempo com frequência semanal, e colunas para cada combustível por Estado.

Primeiramente, foram estimados os parâmetros iniciais para a execução dos modelos ADF do pacote *exuber*. A janela mínima de progressão do teste GSADF adotada foi de 45 semanas através da função *floor()*, com um grau de defasagem $D=1$ e número de observações $T=509$. Com a função *radf()*, foram estimadas as estatísticas de teste para cada painel e confrontadas com os valores críticos simulados de *Sieve Bootstrap* para testar a hipótese nula de raiz unitária global no painel. Caso não fosse rejeitada para os valores críticos convencionais, implicaria em uma rejeição completa de exuberância nos preços. O Quadro 2 simplifica os resultados obtidos:

Quadro 2 - Estatística de teste GSADF em Painéis para as cinco regiões do Brasil

Região	Estatística do teste	Valores críticos		
		10%	5%	1%
Centro	2,6381	0,1522	0,1731	0,2088
Sul	3,0129	0,2947	0,3298	0,4037
Norte	2,6689	0,1508	0,1765	0,221
Nordeste	2,7114	0,089	0,0997	0,1225
Sudeste	2,8197	0,2038	0,229	0,2693

Elaboração Própria.

² Os resultados das estatísticas BSADF individuais foram organizados nos apêndices A, B, C, D e E.

A coluna “Estatística do teste” apresentou os valores estimados para o Painel GSADF. Considerando que as estatísticas calculadas superam os valores críticos simulados para todos os níveis de significância, pode-se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, corroborando com a presença de bolhas nas regiões em geral. O resultado prévio enfatizou a importância da análise dos preços dos combustíveis, visto a participação direta nos diversos setores da economia brasileira, como o setor de transporte rodoviária, consumo das famílias, produção industrial com emprego de máquinas, e política de preços de combustíveis do governo. Um aumento exacerbado dos combustíveis pode encarecer diretamente toda linha produtiva do país, afetando a produção, emprego e a inflação. Portanto, a detecção de comportamentos explosivos seria o primeiro movimento de alerta para aprofundar o estudo dos fatores que geram esse fenômeno.

Importante, também, datar a presença de bolhas, assumida pelo teste anterior, pois longos períodos de exuberância poderiam desgastar os índices econômicos até o momento do estouro e a retomada da normalidade dos preços. Para parametrizar a função *datestamp* () foi considerado uma duração mínima de 6 semanas através da função *psy_ds* (), com isso caso a estatística suprema BSADF superasse o valor simulado de *Sieve Bootstrap* por mais de 6 períodos, seria considerada bolha.

Tabela 1 – Datação de bolhas por região do Brasil

Região	Início	Final	Duração
Centro-Oeste	01/02/2015	26/04/2015	12 semanas
	25/10/2015	01/05/2016	27 semanas
	22/10/2017	17/06/2018	34 semanas
	21/02/2021	04/12/2022	93 semanas
Sul	01/02/2015	05/04/2015	9 semanas
	25/10/2015	15/05/2016	29 semanas
	15/10/2017	22/07/2018	40 semanas
	09/09/2018	11/11/2018	9 semanas
	21/02/2021	04/12/2022	93 semanas
Norte	25/01/2015	23/08/2015	29 semanas
	04/10/2015	03/07/2016	39 semanas
	19/11/2017	10/06/2018	29 semanas
	23/09/2018	04/11/2018	6 semanas

	31/01/2021	04/12/2022	96 semanas
	01/02/2015	29/03/2015	8 semanas
	04/10/2015	26/06/2016	38 semanas
Nordeste	26/11/2017	12/08/2018	37 semanas
	09/09/2018	04/11/2018	8 semanas
	07/02/2021	04/12/2022	95 semanas
	01/02/2015	05/04/2015	9 semanas
	04/10/2015	24/04/2016	29 semanas
Sudeste	24/09/2017	24/06/2018	39 semanas
	14/02/2021	04/12/2022	94 semanas

Elaboração Própria.

Com base na Tabela 1 foi possível observar a presença de diversos períodos de comportamento explosivo em todas as regiões, com alguns se iniciando simultaneamente, indicando uma forte tendência regional. No início de fevereiro de 2015 um processo explosivo se iniciou em todas as regiões, finalizando próximo de nove semanas depois, com exceção da região norte, em que a bolha durou aproximadamente 29 semanas. Ainda em 2015, foi datada uma bolha em outubro que perdurou por mais tempo que a primeira, principalmente nas regiões Norte e Nordeste, ultrapassando 35 semanas de duração.

No final 2017 foi detectado outro comportamento explosivo de forma ampla no Brasil, desta vez com graves repercussões na duração para a região Sul e Sudeste. Apenas as regiões Sul, Norte e Nordeste apresentaram indícios de uma bolha em setembro de 2018 com pouco mais de dois meses de duração. Por fim, em fevereiro de 2021 surgiu uma nova tendência regional de exuberância no preço dos combustíveis, dessa vez no contexto global da pandemia de Covid-19, em que as principais economias do mundo sofreram restrições econômicas internas e externas, além das medidas de isolamento que desaceleraram fortemente o potencial produtivo no mundo.

As bolhas encontradas ultrapassaram o patamar de 90 semanas de duração, sem apresentarem um fim até o período de tempo abordado neste trabalho, o que ratifica a ideia de que estivemos em um período de bolhas nos combustíveis, ou de que a última bolha datada teve seu fim recentemente. Este

resultado estaria de acordo com as recentes pautas econômicas nacionais, junto do debate sobre o valor dos alimentos, como o leite e a carne, e a alta taxa de juros adotada pelo BACEN. O valor dos combustíveis no Brasil, com destaque para a gasolina comum, foi o foco de discussão recente após ultrapassar a marca dos R\$7,00/litro. Ainda, os efeitos internacionais somados com o baixo desempenho econômico nacional no período, resultaram em um efeito regional de aumento acelerado e persistente dos preços.

Os períodos explosivos datados anteriormente podem ser representados graficamente com a função *autoplot()*, retornando a sequência BSADF, com os valores críticos simulados representado pela linha tracejada horizontal. Abaixo estão as Figura 1, Figura 2, Figura 3, Figura 4, e Figura 5 simuladas por Painel regional. Os valores destacados em cinza representam os momentos de início e final de bolhas que duram por seis ou mais semanas.

Figura 1 – Estatística BSADF e Valor Crítico *Sieve Bootstrap* da região Centro-Oeste. Data de duração dos comportamentos explosivos.

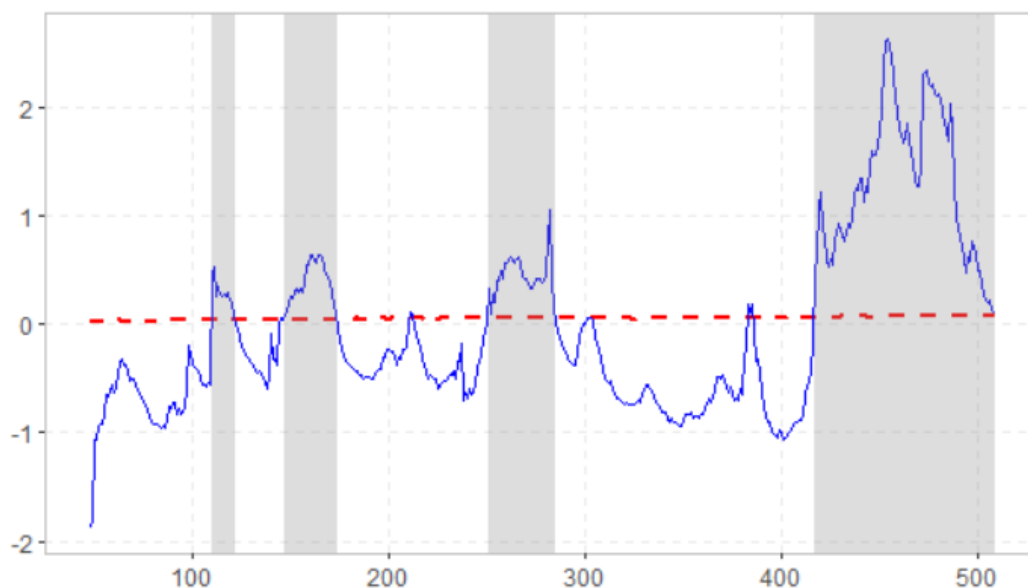


Gráfico elaborado com ferramenta *autoplot()* do software R.

(*) Tamanho da amostra $T=509$; janela mínima de 45 observações; linha tracejada com valor crítico *Sieve Bootstrap* com 500 repetições; áreas cinzas representam períodos de explosividade com duração igual ou maior a 6 semanas; $\rho = 0,0897$; defasagem $D=1$.

Figura 2 – Estatística BSADF e Valor Crítico *Sieve Bootstrap* da região Sul. Data de duração dos comportamentos explosivos.

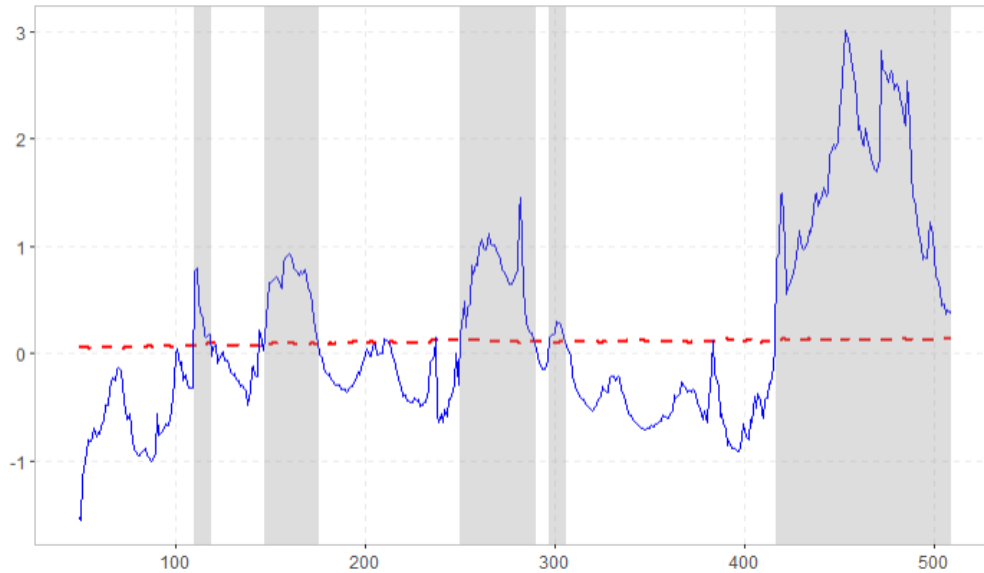


Gráfico elaborado com ferramenta *autoplot ()* do software R.

(*) Tamanho da amostra $T=509$; janela mínima de 45 observações; linha tracejada com valor crítico *Sieve Bootstrap* com 500 repetições; áreas cinzas representam períodos de explosividade com duração igual ou maior a 6 semanas; $\rho = 0,0897$; defasagem $D=1$.

Figura 3 – Estatística BSADF e Valor Crítico *Sieve Bootstrap* da região Norte. Data de duração dos comportamentos explosivos.

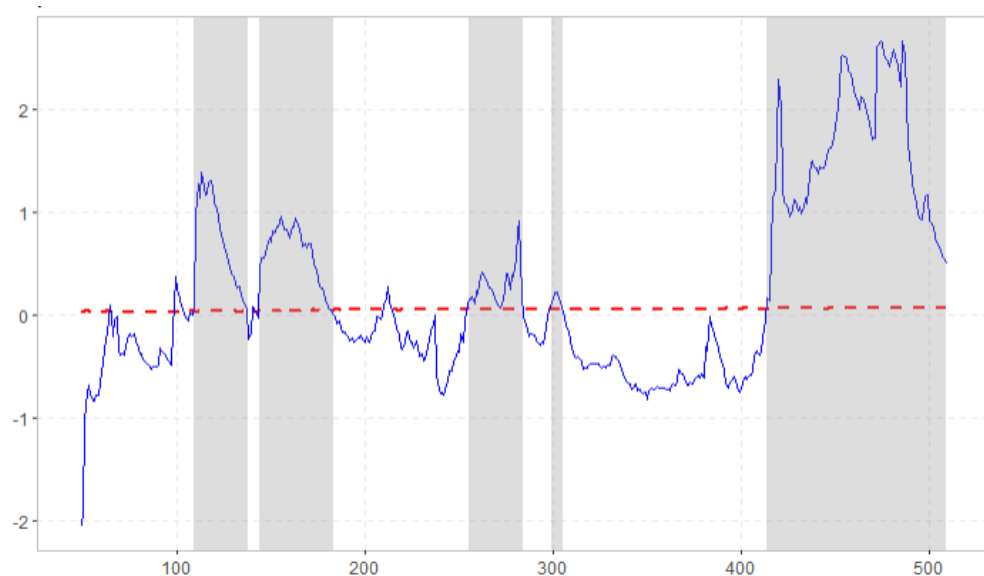


Gráfico elaborado com ferramenta *autoplot ()* do software R.

(*) Tamanho da amostra $T=509$; janela mínima de 45 observações; linha tracejada com valor crítico *Sieve Bootstrap* com 500 repetições; áreas cinzas representam períodos de explosividade com duração igual ou maior a 6 semanas; $\rho_0 = 0,0897$; defasagem $D=1$.

Figura 4 – Estatística BSADF e Valor Crítico *Sieve Bootstrap* da região Nordeste. Data de duração dos comportamentos explosivos.

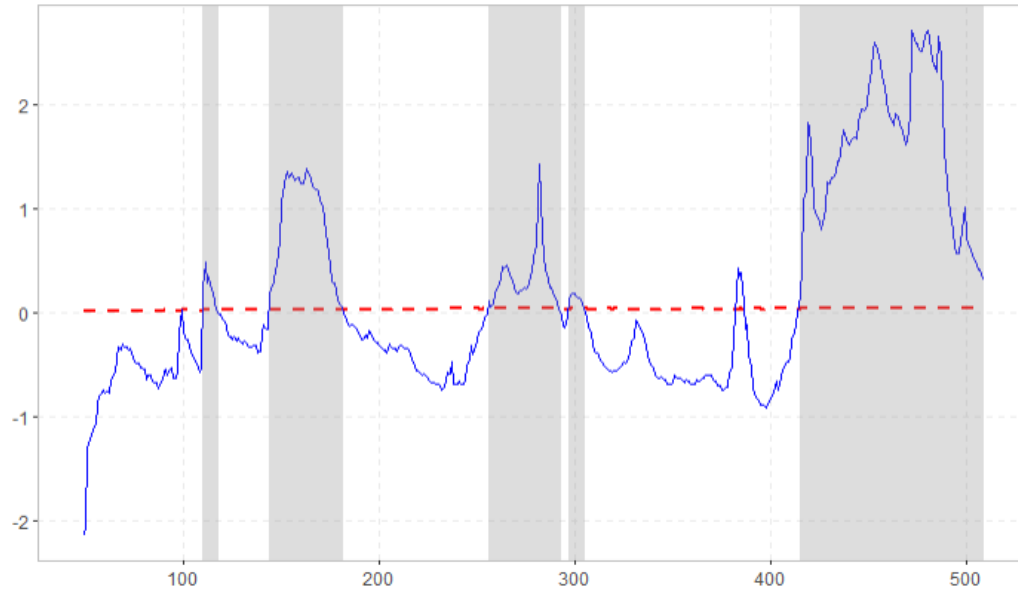


Gráfico elaborado com ferramenta *autoplot ()* do software R.

(*) Tamanho da amostra $T=509$; janela mínima de 45 observações; linha tracejada com valor crítico *Sieve Bootstrap* com 500 repetições; áreas cinzas representam períodos de explosividade com duração igual ou maior a 6 semanas; $\rho_0 = 0,0897$; defasagem $D=1$.

Figura 5 – Estatística BSADF e Valor Crítico *Sieve Bootstrap* da região Sudeste. Data de duração dos comportamentos explosivos.

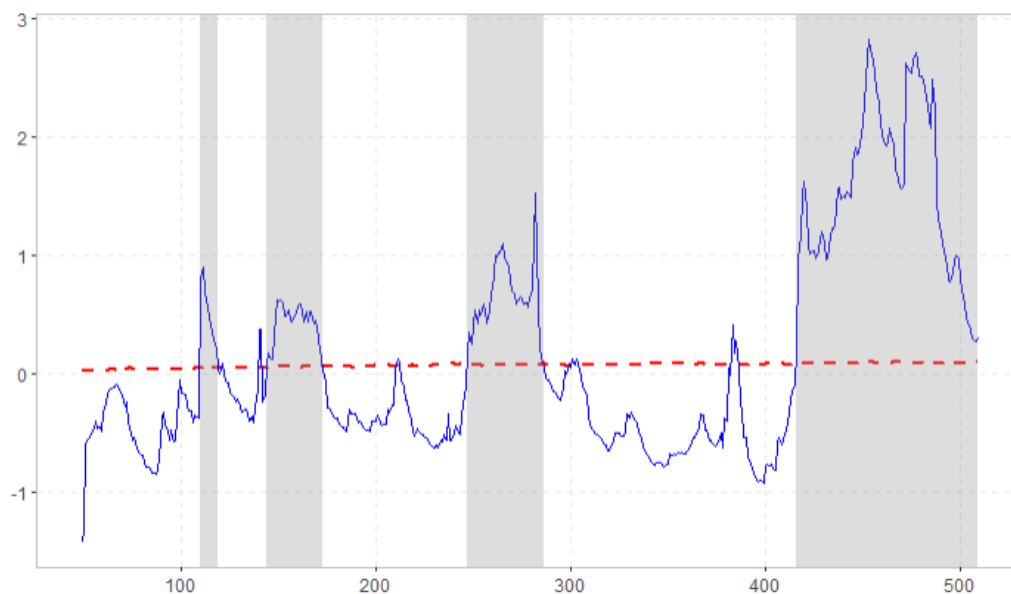


Gráfico elaborado com ferramenta *autoplot ()* do software R.

(*) Tamanho da amostra $T=509$; janela mínima de 45 observações; linha tracejada com valor crítico *Sieve Bootstrap* com 500 repetições; áreas cinzas representam períodos de explosividade com duração igual ou maior a 6 semanas; $\rho = 0,0897$; defasagem $D=1$

Visualmente foi possível notar a semelhança de comportamento das estatísticas BSADF entre as regiões ao longo da série. Os pontos de exuberância do modelo foram detectados por todos os painéis simultaneamente, conforme as Figuras 1, 2, 3, 4 e 5, respectivamente, divergindo apenas no grau de intensidade. As Figuras 1 e 5 apresentaram 4 áreas sombreadas, indicando a presença de 4 bolhas especulativas ao longo do período entre dezembro/2012 e dezembro/2022 com durações maiores que 6 semanas. A primeira bolha detectada em 2015 na região Centro-Oeste durou mais quando comparada a bolha encontrada na região Sudeste para o mesmo período, porém, as 3 demais bolhas ocorreram em períodos semelhantes com intensidades pouco distinguíveis. A Figura 3 apresentou uma bolha com maior intensidade que as demais regiões para o período de 2015, iniciando a próxima bolha poucas semanas após a primeira. Para as Figuras 2 e 4 foram datadas 5 bolhas especulativas, com maior intensidade na duração da bolha de outubro/2015 na região Nordeste em relação a região Sul.

Conforme a discussão anterior, a datação das bolhas iniciadas em fevereiro de 2021 em todos os painéis indicou que o período explosivo não se encerrou até o final do período analisado, porém a análise gráfica acrescentou que o processo explosivo estava em suas últimas semanas, pois apresentou uma queda considerável da estatística BSADF chegando próximo de cruzar a linha do valor crítico, principalmente para as regiões sudeste e centro-oeste, enquanto que a região norte sinaliza uma queda relativamente mais lenta.

Por fim, a metodologia apresentada por Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-García (2022) possibilitou a análise individual das variáveis utilizadas nos painéis. Para gerar estimativas consistentes, foi simulado os valores críticos de *Monte Carlo* e a função *datestamp ()* com duração mínima igual a 6 semanas. Os Apêndices A, B, C, D, e E apresentam os resultados obtidos para as séries individuais por combustível e Estado, Início do processo explosivo, pico de alcance da Estatística BSADF, data de encerramento e quantidade de duração

em semanas. De forma resumida, foram detectadas 32 bolhas na região sul, 41 para o Sudeste, 93 no Nordeste, com 68 e 52 bolhas nas regiões Norte e Centro-Oeste, respectivamente.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho tinha como objetivo principal fazer um levantamento bibliográfico de trabalhos e discussões recentes sobre o fenômeno de bolhas especulativas e sua presença em diversos setores da economia, e também de conseguir comprovar e datar a presença de bolhas explosivas periódicas nos preços dos principais combustíveis para as regiões do Brasil, utilizando os testes GSADF e Painel GSADF, com valores críticos simulados através dos métodos de *Monte Carlo* e *Sieve Bootstrap*.

O levantamento bibliográfico contou com a revisão de 31 trabalhos mais uma investigação histórica do debate sobre a existência de bolhas especulativas, cumprindo com o primeiro objetivo do trabalho. Com este levantamento foi possível verificar que diversos autores conseguiram identificar que os preços de diversos ativos eventualmente apresentam desvios de seus fundamentos. Quando estes desvios acontecem com duração e magnitude significativas, ocorrem bolhas especulativas no mercado. De acordo com a literatura consultada, as identificações deste tipo de comportamento ocorreram nos mais diversos ativos, tais como ações, índices, taxas de câmbio, e *commodities*, e em diversos países.

Para a execução dos modelos desenvolvidos por Phillips, Wu and Yu (2011) e Pavlidis et al. (2016), foi utilizado a base de dados da Agência Nacional do Petróleo (ANP) com informações de 30 de dezembro de 2012 a 04 de dezembro de 2022, com frequência semanal dos preços de Gasolina comum, Etanol Hidratado, Diesel e GLP por Estado brasileiro. Os testes foram realizados através do software RStudio com o pacote “Exuber”, desenvolvido por Vasilopoulos, Pavlidis e Martínez-Garcia (2022), com o objetivo de reunir as principais ferramentas de detecção de bolhas especulativas de forma rápida e eficiente.

Os dados foram agrupados por região brasileira e em seguida calculadas as estatísticas Supremum BSADF resultando na estatística do teste do modelo Painel GSADF. A estatística Painel GSADF foi comparada com os valores críticos simulados de *Monte Carlo* (Para séries individuais) e *Sieve Bootstrap* (Para dados em painel), resultando na rejeição da hipótese nula de raiz unitária

para um valor crítico de 99%, comprovando a eficiência estatística do modelo. As estatísticas dos testes dos painéis indicaram a presença de diversas bolhas sincronizadas entre as regiões a partir de fevereiro de 2015, com alta intensidade de comportamento explosivo nos preços dos combustíveis após o início de 2021, com bolhas de duração superiores a 90 semanas que perduraram até o período final analisado.

Os resultados obtidos convergem com os recentes acontecimentos globais provenientes de um longo período de restrição do comércio internacional decorrente da deflagração da Pandemia de Covid-19 no início de 2020. A queda dos índices econômicos de produção e o aumento do desemprego, inflamaram ainda mais os efeitos negativos sobre a inflação e a taxa de juros no Brasil, afetando fortemente o preço dos combustíveis, que segue a política de paridade internacional.

De forma a contribuir com trabalhos subsequentes, é importante desenvolver uma análise macroeconômica dos principais fatores que afetam o comportamento dos preços dos combustíveis no Brasil, visto que existe uma alta tendência regional de comportamentos explosivos. Um estudo focado nas ferramentas mais efetivas, contribuiria com a redução das perdas sociais do aumento desenfreado dos combustíveis como um todo.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANP. **Série histórica do levantamento de preços e de margens de comercialização de combustíveis.** Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/precos-e-defesa-da-concorrenca/precos/levantamento-de-precos/serie-historica-do-levantamento-de-precos-e-de-margens-de-comercializacao-de-combustiveis>>. Acesso em: 15 fev 2023.

AREAL, Francisco; BALCOMBE, Kevin; RAPSOMANIKIS, George. Testing for bubbles in agriculture commodity markets. **Economia Agraria y Recursos Naturales**, p 59-79, 2016. Disponível em: <<https://polipapers.upv.es/index.php/EARN/article/view/earn.2016.01.04>>. Acesso em: 15 fev 2023.

ASAKO, Kazumi; LIU, Zhentao. A statistical model of speculative bubbles, with applications to the stock markets of the United States, Japan, and China. **Journal of Banking & Finance**, v.37, n. 7, p. 2639-2651, 2013. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426613000903>>. Acesso em: 15 fev 2023.

BARBOSA, Guilherme Valentim. ANÁLISE DE BOLHAS IMOBILIÁRIAS AO REDOR DO MUNDO. 2018. 73 f. **Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Fundação Getúlio Vargas**, São Paulo, 2018. Disponível em: <<https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/24764>>. Acesso em: 15 fev 2023.

BESSARIA, Cassio. Testando bolhas nos mercados habitacionais: uma análise a partir do modelo painel-cointegrado para os estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v.21, n. 1, p. 49, 2017. Disponível em: <https://www.lareferencia.info/vufind/Record/BR_a8a5a3728e01838e8d8d1ba9c8253be9>. Acesso em: 15 fev 2023.

BIALKOWSKI, Jędrzej P. et al. Is there a speculative bubble in the price of gold. **Available at SSRN 1718106**, 2011.

BLANCHARD, Olivier Jean. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economics letters**, v. 3, n. 4, p. 387-389, 1979. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/016517657990017X>>. Acesso em: 15 fev 2023.

BLANCHARD, Olivier; FISCHER, Stanley. **Lectures on macroeconomics**. MIT press, 1989.

BROOKS, Chris; PROKOPCZUK, Marcel; WU, Yingying. Booms and busts in commodity markets: bubbles or fundamentals?. **Journal of Futures Markets**, v. 35, n. 10, p. 916-938, 2015. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/fut.21721> >. Acesso em: 15 fev 2023.

CAMERER, Colin. Bubbles and fads in asset prices. **Journal of Economic Surveys**, v. 3, n. 1, p. 3-41, 1989. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-6419.1989.tb00056.x>>. Acesso em: 15 fev 2023.

CASPI, I. Rtaadf: Testing for bubbles with EViews. MPRA Paper No. 58791. 2013.

CAVALCANTE, Mileno. Preços do petróleo e bolhas especulativas: algumas evidências para o mercado de WTI. 2008. Disponível em: <<https://mpr.ub.uni-muenchen.de/28582/>>. Acesso em: 15 fev 2023.

CHAN, Hing Lin; LEE, Shu Kam; WOO, Kai-Yin. An empirical investigation of price and exchange rate bubbles during the interwar European hyperinflations. **International review of economics & finance**, v. 12, n. 3, p. 327-344, 2003. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1059056002001089>>. Acesso em: 15 fev 2023.

CUÑADO, Juncal; GIL-ALANA, Luis Alberiko; DE GRACIA, F. Perez. A test for rational bubbles in the NASDAQ stock index: A fractionally integrated approach. **Journal of Banking & Finance**, v. 29, n. 10, p. 2633-2654, 2005. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426604002481>>. Acesso em: 15 fev 2023.

COSTA, Carol Thiago et al. Empirical evidence of the existence of speculative bubbles in the prices of stocks traded on the São Paulo Stock Exchange. **Contaduría y administración**, v. 62, n. 4, p. 1317-1334, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0186104217300748>>. Acesso em: 15 fev 2023.

DIBA, Behzad T.; GROSSMAN, Herschel I. On the inception of rational bubbles. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 102, n. 3, p. 697-700, 1987. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article-abstract/102/3/697/1888040>>. Acesso em: 15 fev 2023.

DIBA, Behzad T.; GROSSMAN, Herschel I. Explosive rational bubbles in stock prices?. **The American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, 1988b. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1809149>>. Acesso em: 15 fev 2023.

ELIKE, Uchenna; ANORUO, Emmanuel. Testing for explosive bubbles in the South African-US exchange rate using the sequential ADF procedures. **Banks & bank systems**, n. 12, Nº 1 (cont.), p. 105-112, 2017.

ETIENNE, Xiaoli L.; IRWIN, Scott H.; GARCIA, Philip. Bubbles in food commodity markets: Four decades of evidence. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 129-155, 2014. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560613001101>>. Acesso em: 15 fev 2023.

EVANS, George W. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **The American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 922-930, 1991. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2006651>>. Acesso em: 15 fev 2023.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **The journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2325486>>. Acesso em: 31 ago 2023

FERNANDES, Bruno Vinícius Ramos. Evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro. 2008. Disponível em: <<https://repositorio.unb.br/handle/10482/2617>>. Acesso em: 15 fev 2023.

GILBERT, Christopher. Speculative influences on commodity futures prices 2006-2008. Geneva, Switzerland: **United Nations Conference on Trade and Development**, 2010.

GUTIERREZ, Luciano. Speculative bubbles in agricultural commodity markets. **European Review of Agricultural Economics**, v. 40, n. 2, p. 217-238, 2013. Disponível em: <<https://academic.oup.com/erae/article/40/2/217/436384>>. Acesso em: 15 fev 2023.

GOMIDE, L. H. B. Valor Presente e Preço dos Ativos: Um Teste para a Presença de Bolha no Ibovespa. 38 f. **Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia**, Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2009. Disponível em: <<https://bdtd.ucb.br:8443/jspui/handle/123456789/617>>. Acesso em: 15 fev 2023.

HU, Yang; OXLEY, Les. Are there bubbles in exchange rates? Some new evidence from G10 and emerging market economies. **Economic Modelling**, v. 64, p. 419-442, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999316302541>>. Acesso em: 15 fev 2023.

KINDLEBERGER, Charles. Bubbles in Eatwell, J & Milgate, M. (org.). **The New Palgrave Dictionary of Money and Finance**, 1992.

KIVEDAL, Bjørnar Karlsen. Testing for rational bubbles in the US housing market. **Journal of Macroeconomics**, v. 38, p. 369-381, 2013. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0164070413001432>>. Acesso em: 15 fev 2023.

KRUGMAN, Paul. What Happened to Asia? **Mimeo**, v. 4, 1998. ISSN 1385-7568.

LEHKONEN, Heikki. Bubbles in China. **International Review of Financial Analysis**, v. 19, n. 2, p. 113-117, 2010. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521910000153>>. Acesso em: 15 fev 2023.

MARTIN, Diógenes Manoel Leiva et al. Identificando bolhas especulativas racionais no IBOVESPA (pós-Plano Real), a partir de regimes markovianos de conversão. **Revista EconomiA**, v. 5, n. 3, p. 219-252, 2004.

MENDONÇA, Mario; SACHSIDA, Adolfo. Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro? Texto para discussão, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, 2012. Disponível em: <<https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1084>>. Acesso em: 15 fev 2023.

MOKHTAR, Suraya Hanim; NASSIR, Anuar Md; HASSAN, Taufiq. **Detection of rational speculative bubbles in the malaysian stock market**. 2006. Tese de Doutorado. Universiti Putra Malaysia.

EL MONTASSER, Ghassen et al. Are there multiple bubbles in the ethanol–gasoline price ratio of Brazil?. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 52, p. 19-23, 2015. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1364032115007327>>. Acesso em: 15 fev 2023.

MORANDIM, Gilliard. Bolhas Financeiras no Mercado de Capitais: Evidências nas Instituições Financeiras. 2018. 77 f. **TCC (Graduação) - Curso de Administração, Departamento de Economia**, Universidade Estadual Paulista Campus de Jaboticabal, 2018.

NUNES, Mauricio Simiano; SILVA, Sergio Da. Bolhas racionais no índice Bovespa. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, p. 119-134, 2009. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0034-71402009000200004>>. Acesso em: 15 fev 2023.

OREIRO, José Luís. Bolhas racionais, ciclo de preços de ativos e racionalidade limitada: uma avaliação crítica dos modelos neoclássicos de bolhas especulativas. **Análise Econômica**, v. 21, n. 40, 2003. Disponível em: <<https://doi.org/10.22456/2176-5456.10732>>. Acesso em: 15 fev 2023.

OSCAR, Ricardo. Taxa de Câmbio e Efeito Bolha: Uma Análise R\$/US\$. 2017. 91 f. **Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora**, Juiz de Fora, 2017. Disponível em: <<https://repositorio.ufjf.br/jspui/handle/ufjf/5420>>. Acesso em: 15 fev 2023.

PAVLIDIS, Efthymios et al. Episodes of exuberance in housing markets: in search of the smoking gun. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 53, p. 419-449, 2016.

PHILLIPS, Peter; SHI, Shuping; YU, Jun. Testing for multiple bubbles: limit theory of real-time detectors. **International Economic Review**, v. 56, p. 1079–1134, 2015. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/24517947>>. Acesso em: 15 fev 2023.

PHILLIPS, Peter.; SHI, Shuping., YU, Jun; Testing for Multiple Bubbles. **Cowles Foundation**, Discussion Paper nº 1843, 67p., 2012. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1981976>. Acesso em: 15 fev 2023.

PHILLIPS, Peter; WU, Yangru; YU, Jun. Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset values? **International Economic Review**, v. 52(1), p. 201-226, 2011. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/23016628>>. Acesso em: 15 fev 2023.

QUEIROZ, Thiago; MEDEIROS, Otávio; NETO, José. Evidências de Bolhas Especulativas na BOVESPA: Uma Aplicação do Filtro de Kalman. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9(2), p. 257-275, 2011. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/brf/journal/v9y2011i2p257-275>>. Acesso em: 15 fev 2023.

SANDERS, Dwight; IRWIN, Scott. A speculative bubble in commodity futures prices? Cross-sectional evidence. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 1, p. 25-32, 2010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2009.00422.x>>. Acesso em: 15 fev 2023.

SCOLARI, Bruno. Detecção de Bolhas que Estouram Periodicamente no Brasil Usando Modelos Auto-Regressivos com Limiar. 76 f. **Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia**, Universidade de Brasília, 2011.

STEENKAMP, Daan. How bubbly is the New Zealand dollar? Discussion Paper Series, **Reserve Bank**, 2017. ISSN 1177-7567.

STEENKAMP, Daan. Explosiveness in G11 currencies. **Economic Modeling**, v. 68, p. 388-408, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.08.007>>. Acesso em: 15 fev 2023.

SUN, Ou; LIU, Zhixin. Comparison of monetary policy actions and central bank communication on tackling asset price bubbles—Evidence from China's stock market. **PloS one**, v. 11, 2016. Disponível em: <<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0166526>>. Acesso em: 15 fev 2023.

TIROLE, Jean. On the possibility of speculation under rational expectations. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1163-1181, 1982. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/1911868>>. Acesso em: 15 fev 2023.

TOMELÍN, Alberto. Burbujas racionales en el mercado de valores argentino. **Doctoral dissertation - Universidad Nacional de Cuyo**. Facultad de Ciencias Económicas, 2012. Disponível em: <<https://bdigital.uncu.edu.ar/5162>>. Acesso em: 15 fev 2023.

TRAN, Thi. Speculative bubbles in emerging stock markets and macroeconomic factors: A new empirical evidence for Asia and Latin America. **Research in International Business and Finance**, v. 42, p. 454-467, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.02.004>>. Acesso em: 15 fev 2023.

VASILOPOULOS, Kostas; PAVLIDIS, Efthymios; MARTÍNEZ-GARCÍA, Enrique. exuber: Recursive Right-Tailed Unit Root Testing with R. **Journal of Statistical Software**, v. 103, p. 1-26, 2022. Disponível em: <<https://doi.org/10.18637/jss.v103.i10>>. Acesso em: 15 fev 2023.

WANG, Miao; WONG, Sunny. Rational speculative bubbles in the US stock market and political cycles. **Finance Research Letters**, v. 13, p. 1-9, 2015. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.03.009>>. Acesso em: 15 fev 2023.

XU, Xiaogeng. Is there a bubble in Chinese housing Market? Empirical study on Chinese major housing markets. 93 p. **Master's thesis - Economy**, Aalto University, 2014. Disponível em: <<http://epub.lib.aalto.fi/en/ethesis/id/13703>>. Acesso em: 15 fev 2023.

7. APÊNDICES

APÊNDICE A – Tabela com datação de bolhas por Estado e Combustível da região Sul com valores críticos simulados Monte Carlo.

Combustível	Início	Pico	Final	Duração / Semanas
Gasolina - PR	10/10/2021	10/10/2021	10/10/2021	10
	16/01/2022	16/01/2022	16/01/2022	23
GLP - PR	12/04/2015	12/04/2015	12/04/2015	8
	30/08/2015	30/08/2015	30/08/2015	10
	15/10/2017	15/10/2017	15/10/2017	42
	07/02/2021	07/02/2021	07/02/2021	84
Diesel - PR	01/02/2015	01/02/2015	01/02/2015	6
	24/10/2021	24/10/2021	24/10/2021	48
Etanol - SC	09/03/2014	09/03/2014	09/03/2014	10
	15/11/2015	15/11/2015	15/11/2015	25
	08/01/2017	08/01/2017	08/01/2017	6
	22/08/2021	22/08/2021	22/08/2021	26
	06/03/2022	06/03/2022	06/03/2022	14
Gasolina - SC	10/10/2021	10/10/2021	10/10/2021	37
GLP - SC	03/05/2015	03/05/2015	03/05/2015	10
	15/10/2017	15/10/2017	15/10/2017	39
	21/02/2021	21/02/2021	21/02/2021	84
	16/10/2022	16/10/2022	16/10/2022	8
Diesel - SC	03/10/2021	03/10/2021	03/10/2021	52
Etanol - RS	30/03/2014	30/03/2014	30/03/2014	7
	03/01/2016	03/01/2016	03/01/2016	16
	05/09/2021	05/09/2021	05/09/2021	17
	03/01/2016	03/01/2016	03/01/2016	7

Gasolina - RS	10/10/2021	10/10/2021	10/10/2021	10
GLP - RS	19/10/2014	19/10/2014	19/10/2014	6
	28/12/2014	28/12/2014	28/12/2014	7
	23/08/2015	23/08/2015	23/08/2015	8
	15/10/2017	15/10/2017	15/10/2017	22
	14/02/2021	14/02/2021	14/02/2021	86
Diesel - RS	10/12/2017	10/12/2017	10/12/2017	12
	15/04/2018	15/04/2018	15/04/2018	7
	24/10/2021	24/10/2021	24/10/2021	48

Elaboração própria

APÊNDICE B – Tabela com datação de bolhas por Estado e Combustível da região Sudeste com valores críticos simulados Monte Carlo.

Combustível	Início	Pico	Final	Duração / Semanas
Gasolina - SP	01/02/2015	08/02/2015	15/03/2015	6
	10/10/2021	07/11/2021	20/02/2022	19
	06/03/2022	13/03/2022	26/06/2022	16
GLP - SP	17/11/2013	24/11/2013	19/01/2014	9
	24/09/2017	22/10/2017	15/04/2018	29
	27/12/2020	17/10/2021	04/12/2022	101
Diesel - SP	24/10/2021	19/06/2022	25/09/2022	47
Etanol - RJ	09/03/2014	23/03/2014	18/05/2014	10
	08/11/2015	06/03/2016	17/04/2016	23
	24/10/2021	14/11/2021	12/12/2021	7
Gasolina - RJ	01/02/2015	08/02/2015	26/04/2015	12
	31/12/2017	31/12/2017	11/02/2018	6
	20/05/2018	03/06/2018	08/07/2018	7
	15/08/2021	14/11/2021	03/07/2022	46
GLP - RJ	17/09/2017	29/10/2017	07/01/2018	16

	17/01/2021	19/09/2021	16/10/2022	90
	23/10/2022	30/10/2022	04/12/2022	6
Diesel - RJ	31/12/2017	07/01/2018	18/02/2018	7
	15/04/2018	27/05/2018	03/06/2018	7
	24/10/2021	19/06/2022	09/10/2022	49
Gasolina - MG	01/02/2015	22/02/2015	15/03/2015	6
	31/12/2017	07/01/2018	11/03/2018	10
	20/05/2018	27/05/2018	15/07/2018	8
	10/10/2021	31/10/2021	13/02/2022	18
	13/03/2022	13/03/2022	26/06/2022	15
GLP - MG	15/10/2017	29/10/2017	04/03/2018	20
	14/02/2021	24/10/2021	20/11/2022	91
Diesel - MG	31/12/2017	14/01/2018	11/02/2018	6
	24/10/2021	19/06/2022	25/09/2022	47
Etanol - ES	10/01/2016	03/04/2016	08/05/2016	17
	16/05/2021	14/11/2021	13/02/2022	39
	10/04/2022	24/04/2022	12/06/2022	9
Gasolina - ES	10/10/2021	31/10/2021	27/02/2022	20
	13/03/2022	13/03/2022	03/07/2022	16
GLP - ES	07/09/2014	14/09/2014	14/12/2014	14
	24/09/2017	22/10/2017	12/11/2017	7
	28/03/2021	04/04/2021	09/05/2021	6
	13/06/2021	12/09/2021	17/07/2022	57
Diesel - ES	05/04/2020	03/05/2020	31/05/2020	8
	24/10/2021	07/11/2021	02/01/2022	10
	09/01/2022	26/06/2022	16/10/2022	39

Elaboração Própria.

APÊNDICE C – Tabela com datação de bolhas por Estado e Combustível da região Nordeste com valores críticos simulados Monte Carlo.

Combustível	Início	Pico	Final	Duração / Semanas
Etanol - AL	15/11/2015	20/03/2016	15/05/2016	26
	16/05/2021	22/08/2021	17/10/2021	22
	08/05/2022	29/05/2022	03/07/2022	8
Gasolina - AL	15/11/2015	17/01/2016	24/01/2016	10
	24/10/2021	14/11/2021	02/01/2022	10
	13/03/2022	13/03/2022	03/07/2022	16
GLP - AL	10/01/2021	17/10/2021	06/11/2022	94
Diesel - AL	29/04/2018	27/05/2018	10/06/2018	6
	03/05/2020	17/05/2020	21/06/2020	7
	03/10/2021	26/06/2022	25/09/2022	50
GLP - BA	22/10/2017	17/12/2017	14/01/2018	12
	10/01/2021	07/03/2021	04/12/2022	99
Diesel - BA	22/04/2018	27/05/2018	03/06/2018	6
	03/10/2021	01/05/2022	07/08/2022	44
Etanol - CE	01/11/2015	03/04/2016	31/07/2016	39
	28/02/2021	30/05/2021	17/07/2022	72
GLP - CE	26/01/2014	09/02/2014	09/03/2014	6
	06/09/2015	20/09/2015	08/11/2015	9
	10/01/2021	07/03/2021	21/03/2021	10
	27/06/2021	24/10/2021	27/02/2022	35
	13/03/2022	27/03/2022	21/08/2022	23
Diesel - CE	08/02/2015	08/02/2015	26/04/2015	11
	17/10/2021	19/06/2022	25/09/2022	48
Etanol - MA	13/04/2014	20/04/2014	08/06/2014	8
	13/12/2015	03/01/2016	01/05/2016	20
	16/05/2021	28/11/2021	10/07/2022	60

Gasolina - MA	20/05/2018	03/06/2018	01/07/2018	6
	16/09/2018	28/10/2018	04/11/2018	7
	15/08/2021	13/03/2022	03/07/2022	46
GLP - MA	07/02/2021	28/02/2021	21/03/2021	6
	20/06/2021	29/08/2021	05/09/2021	11
	12/09/2021	24/10/2021	09/10/2022	55
Diesel - MA	17/10/2021	19/06/2022	28/08/2022	45
Etanol - PB	28/06/2015	19/07/2015	23/08/2015	7
	13/09/2015	20/12/2015	10/07/2016	43
	03/06/2018	24/06/2018	12/08/2018	10
	21/02/2021	20/06/2021	27/02/2022	53
	06/03/2022	08/05/2022	17/07/2022	19
Gasolina - PB	20/12/2015	10/01/2016	20/03/2016	13
	10/10/2021	31/10/2021	03/07/2022	38
GLP - PB	17/11/2013	01/12/2013	19/01/2014	9
	20/09/2015	11/10/2015	08/11/2015	7
	08/10/2017	29/10/2017	11/03/2018	22
	21/02/2021	24/10/2021	02/10/2022	83
Diesel - PB	24/10/2021	26/06/2022	25/09/2022	47
Etanol - PE	03/01/2016	21/02/2016	15/05/2016	19
	02/05/2021	20/06/2021	09/01/2022	36
	13/03/2022	01/05/2022	17/07/2022	18
Gasolina - PE	10/10/2021	31/10/2021	23/01/2022	15
	06/03/2022	13/03/2022	03/07/2022	17
GLP - PE	19/11/2017	24/12/2017	25/02/2018	14
	24/01/2021	24/10/2021	09/10/2022	88
Diesel - PE	22/04/2018	27/05/2018	10/06/2018	7
	24/10/2021	19/06/2022	28/08/2022	44
Etanol - RN	16/03/2014	06/04/2014	29/06/2014	15

	25/10/2015	13/12/2015	12/06/2016	33
	27/05/2018	17/06/2018	22/07/2018	8
	03/05/2020	17/05/2020	14/06/2020	6
	09/05/2021	30/05/2021	06/02/2022	39
	13/03/2022	19/06/2022	10/07/2022	17
Gasolina - RN	08/11/2015	13/03/2016	01/05/2016	25
	10/10/2021	31/10/2021	05/12/2021	8
	13/03/2022	13/03/2022	01/05/2022	7
GLP - RN	07/02/2021	17/10/2021	04/09/2022	82
Diesel - RN	03/05/2020	03/05/2020	14/06/2020	6
	24/10/2021	26/06/2022	13/11/2022	54
Etanol - SE	09/08/2015	23/08/2015	04/10/2015	7
	25/10/2015	06/03/2016	05/06/2016	32
	20/06/2021	12/09/2021	28/11/2021	23
	03/04/2022	08/05/2022	26/06/2022	12
Gasolina - SE	01/02/2015	22/02/2015	10/05/2015	14
	03/01/2016	10/01/2016	03/04/2016	13
	10/10/2021	31/10/2021	16/01/2022	14
	13/03/2022	13/03/2022	26/06/2022	15
GLP - SE	08/10/2017	12/11/2017	04/03/2018	21
	27/06/2021	17/10/2021	16/01/2022	29
	06/02/2022	03/04/2022	17/07/2022	23
Diesel - SE	01/02/2015	22/02/2015	22/03/2015	7
	16/01/2022	30/01/2022	27/02/2022	6
	06/03/2022	08/05/2022	31/07/2022	21
Etanol - PI	20/04/2014	11/05/2014	13/07/2014	12
	15/11/2015	27/12/2015	10/01/2016	8
	28/02/2016	27/03/2016	24/04/2016	8
	22/08/2021	24/10/2021	05/12/2021	15

	10/04/2022	01/05/2022	05/06/2022	8
Gasolina - PI	01/02/2015	08/02/2015	22/03/2015	7
	10/01/2016	24/01/2016	28/02/2016	7
	03/10/2021	24/10/2021	12/12/2021	10
	13/03/2022	13/03/2022	26/06/2022	15
GLP - PI	14/02/2021	07/11/2021	27/11/2022	92
Diesel - PI	08/02/2015	22/02/2015	29/03/2015	7
	24/10/2021	24/10/2021	19/12/2021	8
	16/01/2022	19/06/2022	28/08/2022	32

Elaboração Própria.

APÊNDICE D – Tabela com datação de bolhas por Estado e Combustível da região Norte com valores críticos simulados Monte Carlo.

Combustível	Início	Pico	Final	Duração / Semanas
Etanol - AC	07/11/2021	05/12/2021	06/02/2022	13
Gasolina - AC	01/02/2015	22/02/2015	19/04/2015	11
	31/10/2021	31/10/2021	19/12/2021	7
	13/03/2022	19/06/2022	03/07/2022	16
GLP - AC	01/10/2017	24/12/2017	01/07/2018	39
	08/07/2018	09/09/2018	30/09/2018	12
	22/11/2020	14/03/2021	16/10/2022	98
Diesel - AC	01/04/2018	27/05/2018	03/06/2018	9
	13/03/2022	19/06/2022	02/10/2022	28
Gasolina - AP	01/02/2015	08/02/2015	22/03/2015	7
	31/10/2021	31/10/2021	12/12/2021	6
	13/03/2022	08/05/2022	26/06/2022	15
GLP - AP	24/01/2021	07/03/2021	06/06/2021	19
	10/10/2021	14/11/2021	12/12/2021	9
	13/03/2022	03/04/2022	01/05/2022	7

Diesel - AP	14/02/2016	14/02/2016	15/05/2016	13
	19/04/2020	10/05/2020	31/05/2020	6
	20/03/2022	26/06/2022	21/08/2022	22
Etanol - AM	27/04/2014	25/05/2014	22/06/2014	8
	08/02/2015	05/04/2015	14/06/2015	18
	01/11/2015	28/02/2016	08/05/2016	27
	22/08/2021	31/10/2021	06/03/2022	28
	13/03/2022	03/04/2022	26/06/2022	15
	11/09/2022	25/09/2022	20/11/2022	9
GLP - AM	26/11/2017	21/01/2018	04/02/2018	10
	14/02/2021	21/03/2021	04/04/2021	7
	11/07/2021	27/03/2022	25/09/2022	62
Diesel - AM	31/10/2021	14/11/2021	02/01/2022	9
	16/01/2022	26/06/2022	25/09/2022	35
Etanol - PA	06/04/2014	13/04/2014	20/07/2014	15
	01/02/2015	15/03/2015	31/05/2015	17
	01/11/2015	10/04/2016	29/05/2016	30
	08/01/2017	05/02/2017	19/02/2017	6
	02/05/2021	28/11/2021	10/07/2022	62
	04/09/2022	25/09/2022	23/10/2022	6
Gasolina - PA	15/12/2013	15/12/2013	26/01/2014	6
	01/02/2015	15/03/2015	24/05/2015	16
	20/12/2015	17/01/2016	03/04/2016	15
	09/09/2018	23/09/2018	04/11/2018	8
	15/08/2021	13/03/2022	03/07/2022	46
GLP - PA	17/11/2013	22/12/2013	16/02/2014	13
	16/11/2014	16/11/2014	04/01/2015	7
	11/01/2015	22/03/2015	23/08/2015	31
	31/12/2017	07/01/2018	11/02/2018	6

	10/01/2021	14/02/2021	25/09/2022	88
Diesel - PA	15/12/2013	22/12/2013	02/02/2014	7
	01/02/2015	08/02/2015	05/04/2015	9
	26/09/2021	26/06/2022	25/09/2022	51
Etanol - RO	29/11/2015	21/02/2016	17/07/2016	33
	13/06/2021	14/11/2021	10/07/2022	56
Gasolina - RO	10/10/2021	31/10/2021	27/02/2022	20
	06/03/2022	13/03/2022	03/07/2022	17
GLP - RO	15/10/2017	07/01/2018	27/05/2018	32
	29/11/2020	14/03/2021	25/09/2022	94
Diesel - RO	03/10/2021	19/06/2022	25/09/2022	50
Etanol - RR	01/02/2015	12/04/2015	02/08/2015	26
	04/10/2015	01/11/2015	15/11/2015	6
	22/11/2015	20/12/2015	05/06/2016	28
	05/09/2021	14/11/2021	05/06/2022	39
Gasolina - RR	01/02/2015	22/02/2015	17/05/2015	15
	24/10/2021	21/11/2021	20/02/2022	17
	06/03/2022	13/03/2022	03/07/2022	17
GLP - RR	08/10/2017	24/12/2017	27/05/2018	33
	17/01/2021	14/03/2021	13/06/2021	21
	20/06/2021	11/07/2021	20/02/2022	35
	27/02/2022	27/03/2022	04/09/2022	27
Diesel - RR	01/02/2015	22/02/2015	29/03/2015	8
	24/10/2021	26/06/2022	04/12/2022	58

Elaboração Própria.

APÊNDICE E – Tabela com datação de bolhas por Estado e Combustível da região Centro-Oeste com valores críticos simulados Monte Carlo.

Combustível	Início	Pico	Final	Duração / Semanas
Etanol - DF	21/02/2016	21/02/2016	03/04/2016	6
	22/08/2021	07/11/2021	16/01/2022	21
Gasolina - DF	10/01/2016	10/01/2016	21/02/2016	6
	24/10/2021	07/11/2021	19/12/2021	8
	13/03/2022	17/04/2022	29/05/2022	11
GLP - DF	14/02/2021	07/03/2021	25/04/2021	10
	13/06/2021	01/08/2021	15/08/2021	9
	17/10/2021	24/10/2021	26/12/2021	10
Diesel - DF	01/02/2015	08/02/2015	05/04/2015	9
	26/11/2017	10/12/2017	07/01/2018	6
	24/10/2021	19/06/2022	04/09/2022	45
Gasolina - MT	27/05/2018	10/06/2018	15/07/2018	7
	09/09/2018	07/10/2018	18/11/2018	10
	17/10/2021	07/11/2021	12/12/2021	8
	13/03/2022	13/03/2022	24/04/2022	6
GLP - MT	07/09/2014	21/09/2014	14/12/2014	14
	08/03/2015	29/03/2015	31/05/2015	12
	20/09/2015	20/09/2015	17/01/2016	17
	01/10/2017	22/10/2017	11/03/2018	23
	06/06/2021	24/10/2021	14/08/2022	62
Diesel - MT	01/02/2015	08/02/2015	22/03/2015	7
	19/11/2017	03/12/2017	04/02/2018	11
	15/04/2018	27/05/2018	03/06/2018	7
	19/04/2020	17/05/2020	31/05/2020	6
	03/10/2021	19/06/2022	25/09/2022	50
Etanol - MS	31/10/2021	14/11/2021	12/12/2021	6

Gasolina - MS	10/10/2021	31/10/2021	13/02/2022	18
	20/02/2022	13/03/2022	26/06/2022	18
GLP - MS	27/09/2015	18/10/2015	20/12/2015	12
	01/10/2017	22/10/2017	26/11/2017	8
	11/07/2021	12/09/2021	13/02/2022	31
	20/02/2022	20/03/2022	25/09/2022	30
Diesel - MS	01/02/2015	01/02/2015	22/03/2015	7
	17/12/2017	07/01/2018	04/02/2018	7
	24/10/2021	31/10/2021	19/12/2021	8
	02/01/2022	19/06/2022	25/09/2022	37
GLP - GO	16/10/2016	20/11/2016	27/11/2016	6
	15/10/2017	22/10/2017	26/11/2017	6
	17/01/2021	07/11/2021	14/08/2022	82
Diesel - GO	24/10/2021	31/10/2021	02/01/2022	10
	09/01/2022	19/06/2022	28/08/2022	33
Etanol - TO	25/10/2015	28/02/2016	08/05/2016	28
	07/03/2021	21/03/2021	18/04/2021	6
	09/05/2021	28/11/2021	06/03/2022	43
	13/03/2022	01/05/2022	26/06/2022	15
Gasolina - TO	10/10/2021	14/11/2021	06/02/2022	17
	06/03/2022	13/03/2022	03/07/2022	17
GLP - TO	22/10/2017	12/11/2017	25/02/2018	18
	07/03/2021	21/03/2021	25/04/2021	7
	20/06/2021	24/10/2021	27/11/2022	74
Diesel - TO	26/04/2020	17/05/2020	14/06/2020	7
	03/10/2021	13/03/2022	21/08/2022	46

Elaboração Própria