



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

Carlos Guilherme das Neves Cabrine

**IMPACTOS MACROECONÔMICOS SOBRE A FORMAÇÃO DE BOLHAS
ESPECULATIVAS NO MERCADO AGROPECUÁRIO BRASILEIRO**

Sorocaba

2023

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

Carlos Guilherme das Neves Cabrine

**IMPACTOS MACROECONÔMICOS SOBRE A FORMAÇÃO DE BOLHAS
ESPECULATIVAS NO MERCADO AGROPECUÁRIO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade Federal de São Carlos
como requisito para obtenção do título de Mestre em
Economia.

Orientador: Prof. Dr. José César Cruz Júnior

Coorientador: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior

SOROCABA-SP

2023

“Every good cause is worth some inefficiency.”

Paul Samuelson

AGRADECIMENTOS

Começo primeiramente, e essencialmente, agradecendo minha mãe, Dalva, por todo o carinho e dedicação desde meu nascimento até hoje, e por nunca ter medido esforços para me amparar e socorrer em todas as minhas empreitadas. Certamente, sem você eu não teria chegado até aqui!

Agradeço a minha irmã, Carolina, pelo apoio incondicional durante toda a nossa convivência e irmandade. Estarei ao seu lado sempre, principalmente nos momentos mais turbulentos.

Agradeço ao meu orientador, professor José César Cruz Júnior, pela paciência, apoio, e contribuição imprescindíveis durante a realização deste trabalho. Agradeço ao corpo docente da Universidade Federal de São Carlos, que contribuiu significativamente para minha formação acadêmica e meu desenvolvimento pessoal.

Agradeço a Maria Cristina, colega de curso, amiga, professora. Obrigado pela amizade e companheirismo mesmo durante as crises e dificuldades, mas acima de tudo, obrigado por todos os inesquecíveis momentos juntos, ainda que de longe. Você é, sem dúvida, o presente mais valioso que o mestrado me concedeu.

Por fim, meu mais especial agradecimento àquela que esteve ao meu lado desde o início de meu percurso pela economia, sempre acreditando, me dando forças e fundamentos para continuar seguindo em frente. Graciely, você é a razão maior por eu ter concluído mais essa etapa. Minha estrela guia em momentos de frustração, minha serenidade em momentos de anseio, e minha companhia para uma vida toda. Sua importância nessa conquista é maior do que você pode imaginar, amo muito você!

Uma página de agradecimentos não é nem de perto o suficiente para expressar a gratidão que sinto por todos que participaram direta ou indiretamente da minha jornada até aqui. A vocês, meu muito obrigado!

RESUMO

A variação nos preços de *commodities* tem implicações diretas nos resultados financeiros de empresas e consumidores. Não raramente, tais variações ocorrem de maneira acentuada, e em não conformidade com os fundamentos do mercado, ou seja, de maneira especulativa. Quando isso ocorre, os efeitos sobre as expectativas dos agentes são ainda maiores, pois afeta negativamente os processos de descoberta e de proteção de preços. O principal objetivo do trabalho é identificar a ocorrência de bolhas especulativas nos preços de *commodities* selecionadas, procurando determinar a razão para a existência de tais movimentos. Para isso, utilizaram-se séries de preços diários das três *commodities* com maior liquidez (boi gordo, café, milho) negociadas na bolsa de mercadorias e futuros brasileira, B³, assim como variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa de câmbio, índice de atividade econômica, estoque de moeda como porcentagem do PIB, índice Bovespa, índice de preços ao consumidor amplo), para o período entre 2013 e 2021. Foram adotados os testes *Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller* (GSADF) e *Backward Supremum Augmented Dickey-Fuller* (BSADF) para detecção e datação dos períodos explosivos nos preços, e o modelo de regressão de Poisson para inspeção e compreensão dos fatores macroeconômicos determinantes para a formação de bolhas. Como resultados foram encontrados processos levemente explosivos em todas as *commodities* para o período analisado, embora não frequentes. Com relação aos impactos macroeconômicos, o estoque de moeda, o Ibovespa e a inflação apresentaram impactos positivos sobre o surgimento de bolhas, enquanto a taxa de juros e o crescimento econômico demonstraram efeitos negativos.

Palavras-chave: mercado futuro, bolhas especulativas, *commodities* agropecuárias, macroeconomia.

ABSTRACT

The volatility in commodity prices has direct implications for the financial results of companies and consumers. Not infrequently, such variations occur in a sharp way, and in non-compliance with market fundamentals, that is, in a speculative way. When this occurs, the effects on agents' expectations are even greater, as it negatively affects the price discovery and hedging processes. The main objective of the work is to identify the occurrence of speculative bubbles in the prices of selected commodities, also trying to determine the reason for the existence of such movements. For this, we used daily price series of the three most liquid commodities (feeder cattle, corn, coffee) traded on the Brazilian commodities and futures exchange market, B³, as well as macroeconomic variables (interest rate, exchange rate, economic activity index, money supply as a percentage of the GDP, stock index Bovespa, brazilian consumer price index), for the period between 2013 and 2021. The Generalized Supreme Augmented Dickey-Fuller (GSADF) and Backward Supreme Augmented Dickey-Fuller (BSADF) tests were used to detect and datestamp the explosive periods in prices, and the Poisson regression model for inspection and understanding of the determining macroeconomic factors in the formation of bubbles. As a result, slightly explosive processes were found in all commodities for the analyzed period, although infrequent. Concerning the macroeconomic effects, money supply, stock index and inflation had a positive impact on the emergence of bubbles, while interest rates and economic growth had negative effects.

Keywords: futures market, speculative bubbles, agricultural commodities, macroeconomics.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – <i>Commodities</i> agropecuárias de maior liquidez negociadas em futuros (2013–2022)	12
Figura 2 – Resultados do teste BSADF para Boi Gordo (2013–2021)	35
Figura 3 – Resultados do teste BSADF para Milho (2013–2021).....	36
Figura 4 – Resultados do teste BSADF para Café (2013–2021).....	37
Figura 5 – Distribuição temporal da ocorrência de bolhas nas <i>commodities</i> (2013–2021).....	38
Figura 6 – Histograma da contagem de bolhas nas <i>commodities</i> (2013–2021)	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Volume Financeiro de Contratos Futuros de <i>Commodities</i> brasileiras.....	10
Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos preços das <i>commodities</i> agropecuárias brasileiras	30
Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis macroeconômicas brasileiras	32
Tabela 4 – Resultados do teste GSADF para detecção de múltiplas bolhas	34
Tabela 5 – Descrição dos períodos explosivos nos preços das <i>commodities</i> brasileiras.	37
Tabela 6 – Resultados do modelo de regressão de Poisson e efeitos marginais médios	40
Tabela 7 – Resultados das simulações de política macroeconômica sobre a formação de bolhas especulativas (em dias).....	44
Tabela 1A – Teste para ajustamento do modelo de regressão de Poisson.....	52
Tabela 2A – Estatística FIV e Tol_j para Multicolinearidade para o modelo de Poisson.....	52
Tabela 3A – Teste de Wald para os modelos de Poisson incluindo variáveis de controle.....	52
Tabela 4A – Resultados dos exercícios de robustez para o modelo de regressão de Poisson..	53

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	15
2.1. BOLHAS RACIONAIS	15
2.2. PREÇOS DE <i>COMMODITIES</i> E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS	17
3. METODOLOGIA.....	24
3.1. DETECÇÃO E DATAÇÃO DE BOLHAS ESPECULATIVAS	24
3.2. MODELO DE REGRESSÃO DE POISSON	27
3.3. BASE DE DADOS.....	29
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
4.1. RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	33
4.2. ANÁLISE DOS RESULTADOS DO MODELO DE POISSON	39
4.3. EXERCÍCIOS DE ROBUSTEZ.....	45
5. CONCLUSÕES.....	48
REFERÊNCIAS	50
APÊNDICE – A	55

1. INTRODUÇÃO

Ao final do século XX o Brasil havia passado por diversas reformas a nível macroeconômico, como a implementação do Mercado Comum do Sul (Mercosul) e a reforma monetária, que contribuíram para o desenvolvimento e expansão do setor agropecuário no país (CAMPOS, 2007). A partir de então, o setor vem ampliando sua participação no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro e aumentando sua atuação internacional como um dos maiores produtores de *commodities* mundiais. De acordo com o relatório realizado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Esalq/USP, em parceria com a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), o setor representou em 2022, 24,8% do total do PIB do Brasil, contra 26,6% em 2019 (CEPEA, 2023).

Dada a grande participação das *commodities* agropecuárias na renda nacional e a instabilidade gerada na renda do produtor e nas despesas do consumidor, decorrente do caráter majoritariamente exportador presente no Brasil, faz-se necessário estudos empíricos com o intuito de aumentar o poder de explicação, previsão e reconhecimento de padrões de flutuação dos preços destes produtos. Os resultados de tais estudos poderiam colaborar com as possíveis realizações de políticas prévias de estabilização por parte dos formuladores de política, assim como diminuir eventuais perdas e gerar um maior poder de previsibilidade às transações realizadas pelos agentes econômicos. Como tentativa de minimização dos riscos associados a tais mercados, convencionou-se, entre os produtores e processadores dos produtos, a utilização de contratos em mercados futuros, uma vez que medidas de proteção podem nem sempre gerar resultados positivos (CAMPOS, 2007).

As operações com mercados futuros são negociações de contratos de compra e venda de um determinado produto, a um determinado preço no futuro, e assumem duas funções principais: possibilitar o descobrimento de preços (*price discovery*) disponibilizando informações sobre negociações e contratos a termo, e viabilizar o gerenciamento de preços (*hedging*) facilitando a gestão de risco. Essas operações funcionam predominantemente como garantias, tanto para o produtor quanto para o usuário final da *commodity*, diminuindo as incertezas sobre o retorno esperado no período à frente, permitindo um melhor planejamento estratégico em caso de elevada instabilidade (MARQUES, MELLO; MATINEZ-FILHO, 2006). No mercado futuro brasileiro, as *commodities* negociadas são: boi gordo, café, milho, soja, etanol, açúcar e ouro. Entre estas *commodities* agropecuárias, as mais líquidas são o boi

gordo, o café e o milho, que juntas representaram aproximadamente 91% do volume financeiro de contratos de *commodities* negociados na B³ em janeiro de 2021 (Tabela 1).

Tabela 1 – Volume Financeiro de Contratos Futuros de *Commodities* brasileiras

Derivativo	Volume Financeiro Jan/2013 (R\$/mil)	Participação do derivativo (%)	Volume Financeiro Jan/2022 (R\$/mil)	Participação do derivativo (%)
Boi gordo	1.522.416	49,29%	6.144.241	25,16%
Café	579.053	18,75%	3.495.227	14,31%
Milho	517.797	16,76%	12.742.805	52,18%
Soja	108.360	3,51%	1.315.133	5,39%
Etanol	190.112	6,16%	682.282	2,79%
Açúcar	442	0,01%	0	0,00%
Ouro (250g)	170.403	5,52%	41.104	0,17%
Total	3.088.582		24.420.792	

Fonte: Desenvolvido pelo autor com base em B³ (2022).

Sabe-se que, em economias de mercados, mudanças nos níveis dos preços são (majoritariamente) governadas pelas leis de oferta e demanda. Porém, em alguns casos, grandes oscilações de preços não podem ser justificadas fundamentalmente de tal maneira, e seriam resultados de movimentos especulativos. Assim, os preços futuros seriam parcialmente determinados por especuladores que buscariam lucrar quando o preço futuro se encontrasse abaixo do preço *spot* que supostamente governaria em determinada data correspondente. Essa ação, portanto, pressionaria os preços futuros positivamente.

Os aumentos consideráveis nos preços das *commodities*, na primeira década do século XXI, atraíram diversas ondas de novos investidores e especuladores que creditavam aos produtos agropecuários características específicas, tais como: baixa correlação com ações e títulos, e boas propriedades de *hedge* contra a inflação, o que firmaria o ativo como opção

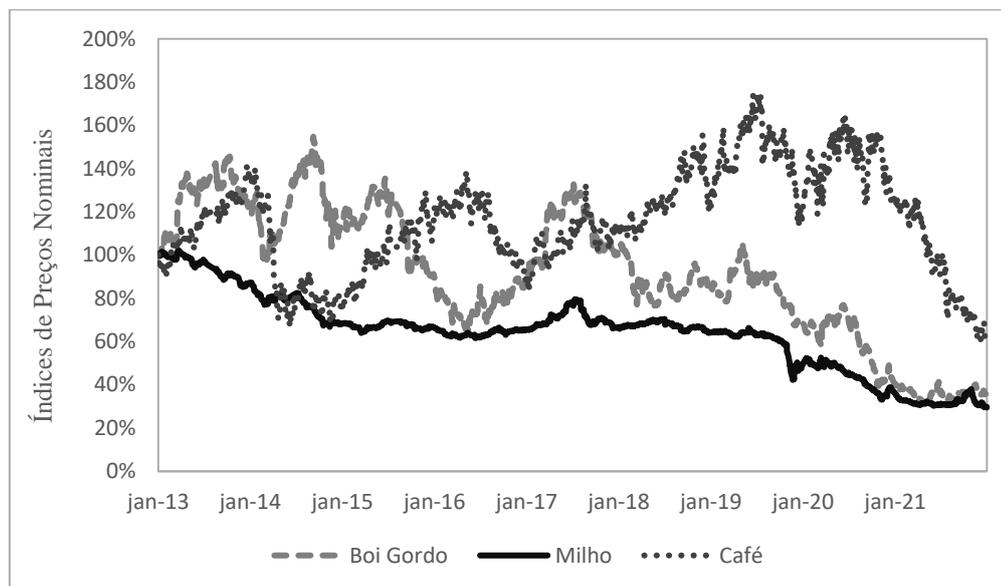
viável para diversificação de portfólio. Esse aumento no fluxo de investimentos nos mercados futuros de *commodities* é o que se tornou conhecido como “financeirização” dos produtos agropecuários (BROOKS; PROKOPCZUK; WU, 2015).

Os investidores tradicionais teriam que se adaptar às novas estratégias de negociação, não mais atreladas exclusivamente às interações entre oferta e demanda de produtos agropecuários, mas sim considerando o comportamento especulativo dos novos participantes, que se utilizavam de *commodities* como ativos de investimento próprio. As novas especulações, em que os agentes apenas negociariam em mercados futuros, conduziram os preços a excederem/reduzirem seus valores fundamentais para ambos os mercados, futuros e físicos, aumentando a volatilidade no setor (MASTERS, 2008). Consequente, tendo ocorrido a realização dos lucros, os especuladores liquidariam suas posições e retirar-se-iam do mercado, elevando a oferta de determinado ativo e retornando seu preço ao valor fundamental.

Desse modo, como posto em Blanchard (1979) e Flood e Garber (1980), uma bolha especulativa pode ser caracterizada por uma equação em diferença em que o nível de preços de determinado ativo passa a ser explicado através de um componente que reflete o valor fundamental de mercado, somado a um componente explosivo, multiplicativo ao preço do ativo. Assim, para cada período, a duração do episódio especulativo é determinada por uma probabilidade associada as expectativas dos agentes econômicos. Tal probabilidade pode ser função do tempo, das variáveis de estado, ou da duração do processo explosivo.

Os preços das *commodities* agropecuárias brasileiras passaram por períodos extremos de altos e baixos durante a segunda década do séc. XXI, como apresentado na Figura 1. A alta volatilidade presente em situações de bolhas especulativas pode ter sérias implicações para um bom funcionamento da economia, como visto durante e após a crise do *subprime*, quando o mundo vivenciou um marcante declínio da atividade econômica (LI *et al.*, 2017). Além disso, vários estudos encontraram evidências da existência de bolhas especulativas em derivativos agropecuários, entre os anos de 2006 e 2009, intervalo em que ocorreram diversos picos nos preços das *commodities*, como relatado em Esposti e Listorti (2013), Etienne *et al.* (2015) e Gutierrez (2013a), concluindo que o comportamento instável dos preços de tais produtos naquele período foi parcialmente influenciado por formação de bolhas.

Figura 1 – *Commodities* agropecuárias de maior liquidez negociadas em futuros (2013–2022)



Fonte: Terminal de dados históricos 2013 – 2022, Bloomberg (2022). Para os índices de preços das *commodities* considerou-se: 2013 = 100.

Diversos trabalhos já buscaram identificar e datar a ocorrência de bolhas especulativas de diferentes formas para diferentes mercados¹. Em especial, foram realizadas diversas análises para o mercado de *commodities*, em que tinham como principal objetivo identificar e datar bolhas especulativas nos preços dos diversos produtos agropecuários.

Etienne *et al.* (2012) analisaram ciclos explosivos nos preços de *commodities* em mercados futuros, utilizando preços de milho, soja e trigo negociados na *Chicago Board of Trade* (CBOT) e de trigo negociado na *Kansas City Board of Trade* (KCBT), para o período entre 2004 e 2012. O estudo indicou aumentos dos movimentos especulativos para os anos de 2007, 2008 e 2010. Brooks, Prokopczuk e Wu (2015) investigaram a presença de bolhas especulativas em múltiplas *commodities*, agropecuárias e minerais, para o período entre 1967 e 2011. Os autores encontraram evidências de momentos explosivos nos preços causados por especulação em dois dos ativos avaliados.

Silva (2018) analisou movimentos nos preços de quatro *commodities* negociadas no mercado futuro brasileiro (boi gordo, soja, milho e café), para os contratos mais líquidos no período entre 2008 e 2017. A autora encontrou evidências de existência de quarenta e sete

¹ Ver, por exemplo, Liu *et al.* (2013), Yoshioka (2013), Etienne *et al.* (2014), Korkmaz *et al.* (2016), Cretí e Joëts (2017), Raniro (2018), Helali *et al.* (2019), Wang e Chen (2019), Souza (2020) e Xu e Salem (2021).

bolhas nos preços de contratos futuros dos derivativos, com maior ocorrência nos contratos de milho e soja.

Todavia, poucos foram os estudos que tentaram explicar as forças motrizes por trás desse fenômeno. Alguns autores vincularam o surgimento de processos especulativos a acontecimentos macroeconômicos, tais como choques monetários, fiscais e cambiais. Frankel (1986, 2006), Caballero (2008), Akram (2009) e Gilbert (2010), relacionaram períodos de maior flutuação nos preços de produtos agropecuários a variáveis macroeconômicas, encontrando correlações positivas entre variações cambiais e intervalos de maior especulação. Isso se justificaria através de um mercado agropecuário internacional interconectado, que possibilitaria que um aumento na comercialização dos produtos no mercado externo impactasse os preços domesticamente, levando uma resposta excessiva nos preços das *commodities*, conhecido como “*overshooting*” de preços. Mais recentemente, Li *et al.* (2017) buscaram explicar bolhas especulativas no mercado de *commodities* agrícolas chinês por meio de agregados macroeconômicos, encontrando efeitos significativos do crescimento econômico, estoque de moeda, taxa de juros e inflação sobre a formação de bolhas nos preços de ativos agrícolas.

A maior parte dos estudos até então realizados, por exemplo Pindyck e Rotemberg (1990), Frankel (1984), exploraram a relação existente entre preços de *commodities* e fatores macroeconômicos, sem necessariamente investigar os efeitos destes últimos sobre a formação de bolhas de preços. Consequentemente, dada a relativa escassez de literatura e a importância dos derivativos para o setor agropecuário brasileiro, percebe-se a necessidade de uma investigação aprofundada das condições de mercado que propiciam o surgimento de tais bolhas, sobretudo em relação à significância das políticas macroeconômicas praticadas domesticamente. Decorrente a isso, este trabalho propõe-se a preencher esta lacuna e compreender as forças motrizes de tais fenômenos através de fatores macroeconômicos.

Espera-se, desse modo, também para a economia brasileira, que alterações das políticas macroeconômicas, em especial a política monetária, possam ter levado a formação de bolhas especulativas no mercado brasileiro de derivativos agropecuários. O aumento da taxa básica de juros levaria a uma diminuição da volatilidade nos mercados e a uma menor ocorrência de bolhas, enquanto de forma oposta, por motivos de diversificação de portfólio, a diminuição das taxas de juros possa ter gerado um maior movimento especulativo. Além disso, as acentuadas mudanças em outras variáveis, como o estoque de moeda, a taxa de

inflação, a taxa de câmbio e o crescimento econômico, podem também ter exercido considerável impacto sobre a surgimento de bolhas.

Para tanto, levanta-se os seguintes questionamentos: (1) existiram ou não bolhas especulativas no mercado brasileiro de *commodities* agropecuárias no período entre 2013 e 2021? (2) caso tenham existido, em quais momentos elas ocorreram? E, por fim, (3) como os choques sucedidos no período, sobre os fatores macroeconômicos supracitados, afetariam os padrões de desenvolvimento de tais bolhas? Com o intuito de responder a tais perguntas, este trabalho analisa o período entre 2013 e 2021, intervalo em que ocorreram diversas mudanças de política macroeconômica no Brasil, dentre as quais a mais notável está a elevação da taxa básica de juros com início no primeiro trimestre de 2013, e que se sustentou até meados de 2016. E posteriormente, alteração da política para um afrouxamento monetário, a partir de 2017, com a taxa básica de juros atingindo seu menor valor histórico (1,90% a.a.) entre agosto de 2020 e março de 2021.

Portanto, este trabalho tem como objetivo investigar a suposta influência dos principais determinantes macroeconômicos, respectivamente, crescimento econômico, oferta de moeda, taxa de juros, taxa de câmbio, índice de ações, e inflação, na formação de processos explosivos, *i.e.*, bolhas especulativas, nos preços das *commodities* com maior liquidez negociadas no mercado futuro brasileiro, com aplicação ao setor agropecuário, sendo que os derivativos analisados serão: boi gordo, milho e café. Para tanto, este trabalho propõe a estimação dos testes de raiz unitária para a cauda direita para a identificação e datação de processos especulativo. Adicionalmente, utilizam-se modelos de regressão de Poisson para análise da relação entre as bolhas nos preços das *commodities* agropecuárias e variáveis macroeconômicas.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma: A seção 2 apresenta brevemente a teoria e o modelo de bolhas racionais, assim como a teoria que conecta a formação de processos especulativos a variações nos determinantes macroeconômicos. A seção 3 expõe o método econométrico utilizado na identificação, datação e investigação dos processos explosivos, e uma descrição da base de dados utilizada nas estimações dos modelos de regressão. A seção 4 compreende a discussão dos impactos exercidos pelos fatores macroeconômicos sobre a formação de processos especulativos. A seção 5 traz as conclusões. E por fim, a seção 6 contém as referências.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

A seção 2 está dividida em duas partes, a primeira contém uma apresentação da teoria que embasa a existência de bolhas racionais, como proposta inicialmente em Blanchard e Watson (1982). A segunda parte expõe estudos teóricos e empíricos que abrangem a conexão dos determinantes macroeconômicos com a formação de preços de *commodities*.

2.1. BOLHAS RACIONAIS

Durante a história pôde-se notar a ocorrência de diversos movimentos especulativos, como a crise das tulipas na Holanda entre os anos de 1634 e 1637, a bolha do Mississippi nos anos 1719 e 1720 (GARBER, 2000), a bolha das empresas Ponto-com no começo dos anos 2000, e mais recentemente a bolha imobiliária dos EUA entre os anos 2001 e 2006 (Li *et al.*, 2017). De acordo com Kindleberger (2008), uma bolha pode ser definida como uma situação temporária que tem sua origem em movimentos de compra ou venda de determinado ativo.

A bubble may be defined loosely as a sharp rise in the price of an asset or a range of assets in a continuous process, with the initial rise generating expectations of further rises and attracting new buyers — generally speculators interested in profits from trading in the asset rather than in its use or earning capacity. (KINDLEBERGER, 1992, p. 199).

Logo após o aumento dos preços, ocorreria uma reversão das expectativas dos agentes, levando a uma queda abrupta dos preços, culminando em uma crise financeira e econômica. Assim, pode-se entender que, quando o valor do ativo se desvia de seu valor intrínseco, baseado em seu valor fundamental, ocorre uma bolha especulativa (GUTIERREZ, 2013).

Os preços nos mercados de *commodities* apresentaram uma alta volatilidade na primeira década do séc. XXI, possivelmente afastando-se de seus valores fundamentais, o que segundo Masters (2008), pode ser explicado através de um aumento de atividades especulativas e formação de bolhas nestes mercados. Blanchard (1979) e Blanchard e Watson (1982) foram pioneiros na formalização matemática de processos especulativos condizentes com a hipótese de expectativas racionais, chamadas bolhas racionais.

De acordo com Blanchard e Watson (1982), Phillips *et al.* (2011) e Li *et al.* (2017), utilizando o modelo de precificação de ativos em que a taxa de retorno de se manter uma

commodity estocável pode ser expressa pela soma da razão preço-dividendo e os ganhos de capital, em um mercado eficiente, tem-se:

$$R_t = \frac{P_{t+1} - P_t + D_t}{P_t} \quad (1)$$

Onde R_t é o retorno do ativo no período t , P_t é o preço do ativo no período t , e D_t representa o retorno direto, ou o pagamento recebido no período t pela posse da *commodity*, também denominado por *convenience yield*. Ainda, como demonstrado em Blanchard e Watson (1982), considerando as hipóteses de constância da taxa de retorno, neutralidade ao risco, e um conjunto de informação simétrico, Ω_t , disponível a todos os agentes, tem-se a relação a seguir:

$$E(R_t|\Omega_t)P_t = E(P_{t+1}|\Omega_t) - P_t + D_t \quad (2)$$

Em que $\Omega_t \leq \Omega_{t+1}$, de forma que os agentes detêm expectativas racionais e não cometem erros sistemáticos. Resolve-se a equação (2) reiteradamente através de $E(E(.|\Omega_{t+i})|\Omega_t) = E(.|\Omega_t)$, para todo $i \geq 0$, e considerando que a condição de transversalidade seja atendida, chega-se a seguinte solução fundamental:

$$P_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} E(D_{t+i}|\Omega_t) \quad (3)$$

Em que $\theta \equiv (1 + r_f)^{-1} < 1$, r_f é a taxa de desconto livre de risco ($r_f > 0$), invariante no tempo, e P_t^* é o valor presente do ativo que é exclusivamente determinado pelos dividendos esperados em $t + i$. A equação (3) representa, assim, o valor dos “fundamentos de mercado” de determinado ativo. Considerando, alternativamente, a condição de não arbitragem e o não atendimento da condição de transversalidade, seguindo Blanchard e Watson (1982), pode ser encontrada outra formalização para a solução da equação (2), englobando um componente especulativo, como:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} (1 + r_f)^{-i} E_t(D_{t+i}|\Omega_t) + B_t \quad (4)$$

Onde D_{t+i} é o dividendo esperado pela estocagem da *commodity* entre o período t e $t + i$ e B_t é o desvio do preço de mercado de seu valor fundamental. Ou de forma simplificada,

$$P_t = P_t^* + B_t \quad (5)$$

Em que o componente de bolha satisfaz a propriedade de *submartingale*²: $E_t(B_{t+1}) = (1 + r_f)^{-1} B_t$. Como $(1 + r_f) > 1$, espera-se que o desvio B_t apresente um comportamento explosivo ao longo do tempo. Assim, se considera a existência de uma bolha racional sempre que o preço de um ativo se desvia progressivamente mais rapidamente de seus fundamentos econômicos. Sendo assim, em caso de existência de bolhas, $B_t \neq 0$, o que, pela equação (5), implicaria em um comportamento explosivo para P_t , que levaria a um desvio para o lado direito de uma raiz unitária.

Decorrente a isso, Phillips, Wu e Yu (2011), Phillips e Yu (2011) e Phillips, Shi e Yu (2012), Phillips, Shi e Yu (2015), desenvolveram diferentes testes de raiz unitária para detecção de processos explosivos sobre séries de preços.

2.2. PREÇOS DE *COMMODITIES* E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

Discussões acerca de preços de *commodities* tendem a explicar as variações através de choques idiossincráticos de oferta. De acordo com Gilbert (2010), essa abordagem não esclarece os fenômenos por trás de grandes *booms*, como os ocorridos em 1972–1974 e 2006–2008. Os choques de oferta costumeiramente dominam as explicações para mercados isolados, no entanto, tendem a perder a relevância para análise de preços gerais. Segundo Pindyck e Rotemberg (1990), os preços de bens primários apresentam uma tendência de moverem-se simultaneamente. Esse movimento conjunto de preços se aplica a um amplo grupo de *commodities* não relacionadas, isto é, para as quais a elasticidade-preço cruzadas da demanda e da oferta são próximas a zero.

Diversos autores, como Frankel (1984, 1986, 2006), Pindyck e Rotemberg (1990), Akram (2006, 2009) e Gilbert (2010), buscaram explicar grandes variações nos níveis gerais

² Um *submartingale*, em tempo discreto, é uma sequência de variáveis aleatórias $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ que satisfazem $E[X_{n+1}|X_1, X_2, X_3, \dots, X_n] \geq X_n$.

de preços de *commodities*, em especial *commodities* agropecuárias, através de fatores comuns relacionados ao crescimento da demanda, e oscilações monetárias, fiscais, cambiais. Dessa forma, movimentos comuns nos preços dos produtos agropecuários não relacionados podem ser rastreados às mudanças nos valores correntes ou esperados das principais variáveis macroeconômicas.

Fatores Monetários: Frankel (1986) evidencia que instrumentos relacionados à política monetária, tais quais as taxas de juros e o estoque monetário, são os determinantes principais do “*overshooting*”, *i. e.*, variação extrema dos preços das *commodities*, desatrelando temporariamente os preços de seus valores fundamentais. A teoria se consolida a partir do modelo de Dornbusch (1976), substituindo as taxas de câmbio por preços de *commodities* e as taxas de juros pelo retorno implícito da manutenção de estoques, intitulado *convenience yield*³.

De acordo com Frankel (1986), define-se: o preço das *commodities* básicas, P_c , e o preço de bens manufaturados, P_m , (ambos em logaritmo). Por simplificação, agregam-se o total de *commodities*. As *commodities* são homogêneas e estocáveis e, portanto, sujeitas à condição de que sua taxa de variação esperada \dot{p}_c^e menos os custos de estocagem c , seja igual à taxa de juros nominal de curto prazo i , da seguinte forma:

$$i = \dot{p}_c^e - c \quad (6)$$

Assume-se que o prêmio de risco é incluído nos custos de estocagem (constantes). Diferentemente das *commodities*, o nível dos preços manufaturados é fixado por seu valor pregresso se ajusta em resposta ao excesso de demanda gradualmente:

$$\dot{p}_m = \pi(d - y_m) + \mu \quad (7)$$

Onde d é o logaritmo da demanda por manufaturas, y_m é o logaritmo do produto potencial naquele setor e μ representa a taxa de inflação esperada. Segundo Frankel (1986), pode-se interpretar o termo, μ , como a taxa esperada de crescimento do estoque monetário. O excesso de demanda é, por sua vez, definido como uma função crescente do preço das *commodities* em relação aos manufaturados e uma função decrescente da taxa de juros real:

³ Para o argumento completo do modelo de *overshooting* aplicado aos preços de *commodities*, ver Dornbusch (1976), Frankel (1986) e Akram (2009).

$$d - y_m = \delta(p_c - p_m) - \sigma(i - \mu - \bar{r}). \quad (8)$$

Por definição, o equilíbrio de longo prazo ocorrerá no ponto em que ($d = y_m$), e o excesso de demanda será igual a zero. Assim, no equilíbrio, o preço relativo das duas mercadorias ($p_c - p_m$) se estabiliza, (por conveniência, assumamos $P_c - P_m = 0$), e a taxa de juros real será $i - \mu = \bar{r}$.

O último setor do modelo é o mercado monetário. Assume-se a seguinte equação de demanda por moeda:

$$m - p = \phi y - \lambda i \quad (9)$$

Onde m é o logaritmo da oferta monetária nominal, p é o logaritmo do nível geral de preços, y é o logaritmo da produção total, ϕ é a elasticidade da demanda por moeda em relação à produção e λ é a semielasticidade da demanda por moeda em relação à taxa de juros. O nível geral de preços é uma média dos preços dos manufaturados, com peso α , e dos preços das *commodities*, com peso $(1 - \alpha)$, tal que: $p = \alpha p_m + (1 - \alpha)p_c$.

Substituindo em (9), temos:

$$m - \alpha p_m - (1 - \alpha)p_c = \phi y - \lambda i \quad (10)$$

E considerando o equilíbrio no longo prazo, obtemos:

$$\bar{m} - \alpha \bar{p}_m - (1 - \alpha)\bar{p}_c = \phi \bar{y} - \lambda(\bar{r} + \mu) \quad (11)$$

Tomando a diferença entre (10) e (11):

$$\alpha(p_m - \bar{p}_m) + (1 - \alpha)(p_c - \bar{p}_c) = \lambda(i - \mu - \bar{r}) \quad (12)$$

Combinando (7) e (12), e assumindo que as expectativas são formadas racionalmente, $\dot{p}_c = \dot{p}_c^e$, chegamos à seguinte forma matricial para ambas as taxas de variação dos preços:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_m \\ \dot{p}_c \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\pi \left(\delta + \frac{\sigma\alpha}{\lambda} \right) & \pi \left(\delta - \frac{\sigma(1-\alpha)}{\lambda} \right) \\ \frac{\alpha}{\lambda} & \frac{1-\alpha}{\lambda} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu \\ \mu + \bar{r} + c \end{bmatrix} \quad (13)$$

Como em Gilbert (2010), as soluções para as trajetórias esperadas de ambos os preços em nível, conforme τ vai de 0 a ∞ , serão:

$$p_m(\tau) - \bar{p}_m(\tau) = \exp[-\theta\tau](p_m(0) - \bar{p}_m(0)) \quad (14)$$

$$p_c(\tau) - \bar{p}_c(\tau) = \exp[-\theta\tau](p_c(0) - \bar{p}_c(0)) \quad (15)$$

Considerando a taxa de variação, temos:

$$\dot{p}_m = -\theta(p_m - \bar{p}_m) + \mu \quad (16)$$

$$\dot{p}_c = -\theta(p_c - \bar{p}_c) + \mu + \bar{r} + cy \quad (17)$$

Combinando com a condição de arbitragem (6),

$$p_c = \bar{p}_c - \frac{1}{\theta}(i - \mu - \bar{r}) \quad (18)$$

No longo prazo, os preços relativos são determinados por fatores reais exógenos, então $\bar{p}_c = \bar{p}_m = \bar{P} = \bar{m} - \phi\bar{y} + \lambda(\bar{r} + \mu)$. Portanto,

$$p_c = \bar{m} - \phi\bar{y} + \lambda(\bar{r} + \mu) - \frac{1}{\theta}(i - \mu - \bar{r}) \quad (19)$$

Dessa forma, além do efeito da taxa de juros real, um aumento não antecipado na taxa esperada de crescimento da moeda no longo prazo aumenta \bar{p}_c corrente e, em decorrência, p_c . Assim, temos que o modelo explica tanto o efeito da taxa de juros quanto o efeito da taxa de crescimento da moeda sobre os preços das *commodities* agropecuárias.

A política monetária tem efeito sobre os preços dos bens agropecuários, mesmo que flexíveis, decorrente à rigidez dos demais preços. Um declínio no nível da oferta monetária no curto prazo aumentaria a taxa de juros real, o que reduziria os preços das *commodities*. Os preços das *commodities* cairiam mais do que proporcionalmente à mudança na oferta monetária, ultrapassando seu novo equilíbrio de longo prazo. Para que as *commodities* sejam estocadas voluntariamente, devem apresentar-se suficientemente subvalorizadas para que haja expectativas de aumentos de preços futuros que compensem a taxa de juros real mais alta. Posteriormente, via expectativas racionais, à medida que o nível geral de preços aumenta ao longo do tempo e a oferta de moeda se reduz, seus efeitos sobre a taxa de juros real e sobre os preços das *commodities*, desaparecem. Um declínio na taxa de crescimento da oferta monetária tem efeitos de *overshooting* semelhantes nos preços das *commodities*.

Fatores Internacionais: Segundo Ridler e Yandle (1972), para situações em que a *commodity* agropecuária é negociada primariamente em dólar, como é o caso da soja e do café brasileiros, seu preço em moeda nacional pode ser deduzido da seguinte forma: suponha que existam n países que produzem e consomem determinada *commodity*. Denote a demanda no país j como $C_j(px_j)$ onde p é o preço internacional em dólar do bem e x_j é a taxa de câmbio do país j . Defina a produção do país j como $Q_j(px_j)$. O equilíbrio de mercado requer que,

$$\sum_{j=1}^n C_j(px_j) = \sum_{j=1}^n Q_j(px_j) \quad (20)$$

Diferenciando a expressão (20), obtemos:

$$\sum_{j=1}^n e_j C_j(px_j) [d \ln p + d \ln x_j] + \sum_{j=1}^n \epsilon_j Q_j(px_j) [d \ln p + d \ln x_j] = 0 \quad (21)$$

Em que, $e_j = -\frac{px_j C'_j(px_j)}{C_j(px_j)}$ e $\epsilon_j = \frac{px_j Q'_j(px_j)}{Q_j(px_j)}$ são, respectivamente, as elasticidades do consumo e produção no país j . Denote a participação de j no consumo e produção mundial por, $w_j = C_j/C$ e $\omega_j = Q_j/Q$, onde $\sum_j C_j = C = Q = \sum_j Q_j$. Assim encontramos,

$$d \ln p = -\frac{\sum_{j=2}^n (w_j e_j + \omega_j \epsilon_j) d \ln x_j}{\sum_{j=1}^n (w_j e_j + \omega_j \epsilon_j)} \quad (22)$$

Omite-se o país 1 no numerador, uma vez que $d \ln x_1 = 0$, por definição. A equação (22) mostra que o efeito das variações cambiais sobre os preços dos bens deve ser ponderado pela participação de mercado e elasticidade individuais a cada país. Denote a participação do país j como $v_j = \frac{w_j e_j + \omega_j \epsilon_j}{\sum_{i=1}^n w_i e_i + \omega_i \epsilon_i}$. Logo,

$$d \ln p = -\sum_{j=2}^n v_j d \ln x_j \quad (23)$$

De modo que os preços aumentariam proporcionalmente à depreciação cambial ponderada pela elasticidade do país j no mercado mundial. Empiricamente, verifica-se frequentemente que os preços das *commodities*, sejam agropecuárias ou minerais, exibem excesso de sensibilidade aos movimentos da taxa de câmbio, como em Chambers e Just (1981), Akram (2009) e Gilbert (2010) e Li *et al.* (2017).

Crescimento econômico: Diversos estudos complementam a teoria obtendo resultados similares do atrelamento da dinâmica de preços de *commodities* a determinantes do lado da demanda. Os choques de oferta são geralmente vistos como dominantes, com os movimentos de demanda desempenhando um papel menos importante. No entanto, os choques de oferta serão, no máximo, fracamente correlacionados entre as safras, enquanto os movimentos de demanda podem ter um importante componente comum. O resultado pode indicar que os fatores de demanda predominem ao nível dos preços agregados de alimentos, mesmo que os movimentos na oferta sejam mais importantes em cada um dos mercados, quando considerados separadamente.

Segundo Gilbert (2010), este argumento é semelhante ao empregado na derivação do modelo padrão de precificação de ativos de capital (CAPM) para preços de ativos financeiros. De acordo com o CAPM, o risco idiossincrático torna-se insignificante em uma carteira diversificada, mas o risco de mercado permanece. Um modelo agropecuário do tipo CAPM demonstra a mudança no preço da *commodity* i como:

$$\Delta \ln p_i = \alpha_i + \beta_i k + \varepsilon_i \quad (24)$$

Onde k é o componente de variação de demanda ou aquecimento econômico (“retorno de mercado” no modelo padrão) e ε_i o choque de oferta específico à *commodity* i . Por simplicidade, considere um índice de preços P , com pesos iguais e definido para m preços:

$\ln P = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \ln p_i$. Então,

$$\Delta \ln P = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \Delta p_i = \bar{\alpha} + \bar{\beta} k + \bar{\varepsilon} \quad (25)$$

Onde $\bar{\alpha} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \alpha_i$, $\bar{\beta} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \beta_i$ e $\bar{\varepsilon} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \varepsilon_i$. Seguindo o CAPM, assume-se que os choques de oferta não estão correlacionados com o choque de demanda, ou seja, $E(k\varepsilon_i) = 0$, para $i = (1, \dots, m)$. Defina $var(k) = \sigma_k^2$ e $var(\varepsilon) = \Sigma$, onde $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_m)'$. Denote o i -ésimo elemento da diagonal de Σ por σ_i^2 . A correlação das variações entre o i -ésimo preço do bem e o aquecimento econômico é dado por: $r_i^2 = \frac{\beta_i^2 \sigma_k^2}{\beta_i^2 \sigma_k^2 + \sigma_i^2}$. Isso implica que a correlação das variações para o índice de preços agregado será: $R^2 = \frac{\bar{\beta}^2 \sigma_k^2}{\bar{\beta}^2 \sigma_k^2 + m^{-2} l' \Sigma l}$, onde $l = (1, \dots, 1)'$, o vetor de unidades. Considerando choques de oferta idiossincráticos com uma

variância comum⁴ e igual a σ_ε^2 , temos que $\Sigma = \sigma_\varepsilon^2 I$. Assim, obtemos que a correlação do termo agregado será,

$$R^2 = \frac{\bar{\beta}^2 \sigma_k^2}{\bar{\beta}^2 \sigma_k^2 + m^{-1} \sigma_\varepsilon^2} \quad (26)$$

Dessa forma, $\lim_{m \rightarrow \infty} R^2 = 1$ e, à medida que o número de *commodities* no índice aumenta, os fatores do lado da oferta desaparecem, independentemente de sua importância relativa a cada bem, decorrente a diversificação do portfólio. Portanto, os choques comuns dominarão os movimentos no índice de preços agregado em detrimento aos choques idiossincráticos a cada *commodity*.

Como explicita Gilbert (2010), os choques de demanda se mostram mais relevantes no nível agregado, e apresentam maior resposta nos preços do que choques individuais. Normalmente esses choques comuns do lado da demanda são ocasionados por fatores macroeconômicos e explicam os movimentos comuns dos preços das *commodities*. Espera-se ainda, de acordo com Baffes e Etienne (2016) e Gilbert (2010), o rápido crescimento econômico levaria a um maior nível de renda e investimento, pressionando os preços das *commodities* positivamente pelo lado da demanda.

Logo, políticas macroeconômicas podem ser fontes tão importantes de flutuações extremas nos preços agropecuários quanto fatores microeconômicos tradicionais. Dessa forma, busca-se explicar o fenômeno através de resultados empíricos a fim de capturar sua dinâmica e explorar as influências dos principais fatores macroeconômicos, tais quais, o crescimento econômico, taxa de juros, taxa de câmbio, estoque de moeda e inflação sobre a probabilidade de formação de bolhas especulativas nos preços de *commodities* agropecuárias.

⁴ Gilbert (2010) argumenta que o relaxamento desta hipótese não altera a conclusão qualitativa do modelo.

3. METODOLOGIA

A metodologia aqui utilizada para a detecção, datação e análise de bolhas especulativas nos preços de *commodities* agropecuárias na B³ através de variáveis macroeconômicas será apresentada em três subseções. A primeira subseção demonstra o teste de raiz-unitária para a cauda direita, proposto por Phillips e Yu (2011) e Phillips, Shi e Yu (2015), que será utilizado na detecção e datação da ocorrência das bolhas. A segunda subseção descreve o modelo de regressão de Poisson aplicado na investigação dos efeitos das variáveis macroeconômicas sobre os preços dos derivativos agropecuários brasileiros. A última subseção apresenta e detalha a base de dados utilizada.

3.1. DETECÇÃO E DATAÇÃO DE BOLHAS ESPECULATIVAS

A ocorrência de bolhas especulativas é objeto frequente de estudo pelos economistas, contudo mesmo existindo diversas pesquisas sobre o assunto, ainda não há consenso na literatura econômica relativo ao método de identificação desses processos. Phillips e Yu (2011) e Phillips, Shi e Yu (2015), desenvolveram procedimentos de identificação de bolhas racionais com enfoque para o lado direito da distribuição, baseando-se no pré-existente teste ADF. O procedimento seria dividido em duas etapas: (i) detecção de processos explosivos através do teste GSADF (*Generalized Sup Augmented Dickey-Fuller*), e; (ii) datação dos pontos iniciais e finais através do teste BSADF (*Backward Sup Augmented Dickey-Fuller*).

De acordo com Phillips e Yu (2011), uma bolha racional em uma determinada série de preços, deve apresentar características explosivas de propagação, que seguem propriedades estatísticas similares a um processo autorregressivo do tipo $x_t = \mu_x + \delta x_{t-1} + \varepsilon_{x_t}$, sendo o componente do erro estocástico, $\varepsilon_{x_t} \sim N(0,1)$, independente e identicamente distribuído. Assim observa-se que, quando $|\delta| \leq 1$, a série se demonstraria estacionária, e quando $|\delta| > 1$, explosiva, identificando, desse modo, as diferentes trajetórias para ambos os casos. Utilizando, então, o método de precificação proposto por Phillips *et al.* (2015, p. 1047, *apud* LI *et al.*, 2017, p. 757), tem-se a seguinte especificação:

$$P_t = dT^{-\eta} + \theta P_{t-1} + e_t \quad (27)$$

Onde d é uma constante, T representa o tamanho da amostra, θ o coeficiente de memória, $\eta > 1/2$, e $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ o termo do erro *i. i. d.* Testa-se, portanto, a hipótese nula de que a série de preços, P_t , segue um passeio aleatório, $H_0: \theta = 1$, contra uma hipótese alternativa de existência de bolhas especulativas, $H_1: \theta > 1$.

Para tanto, especifica-se o tamanho da janela de dados a ser analisada, denotado por r_1 o ponto inicial e r_2 o ponto final, onde $r_2 = r_1 + r_w$ para $r_w > 0$, e considera-se o seguinte modelo de regressão:

$$\Delta P_t = \alpha_{r_1, r_2} + \beta_{r_1, r_2} P_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_{r_1, r_2} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Onde $\Delta P_t = P_t - P_{t-i}$, e i representa o número de defasagens da equação, com $i = 1, 2, \dots, k$. Assim, a estatística de teste para o ADF tradicional correspondente à hipótese nula seria $ADF_{r_1, r_2} = \frac{\beta_{r_1, r_2}}{se(\beta_{r_1, r_2})}$. Para o teste ADF, a estatística ADF_{r_1, r_2} poderia ser obtida estimando a equação (28) para o total de observações da amostra, *i. e.*, $ADF_{0,1}$. Na identificação de processos explosivos, compara-se a estatística $ADF_{0,1}$ com o valor crítico da cauda direita de seu limite de distribuição. Considerando r_1, r_2 fixos em 0 e 1, respectivamente, a hipótese alternativa seria de comportamento explosivo para o total da amostra.

Com o intuito de aumentar o poder do teste, se desenvolveu uma versão generalizada do teste ADF, o teste GSADF, que ao incluir intervalos de testagem para diferentes subamostras podia-se variar, além do ponto final, também o ponto inicial, ou seja, r_1 variaria de 0 até $r_2 - r_0$, permitindo maior flexibilidade na estimação de subamostras e aumentando o poder do teste. Assim, o teste GSADF se ajustaria melhor para identificação de múltiplos períodos de exuberância.

$$GSADF(r_w) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]}^{r_2 \in [r_0, 1]} \{ADF_{r_1, r_2}\} \quad (29)$$

De forma semelhante, para a rejeição da hipótese nula em favor de comportamento explosivo a estatística de teste deve ser maior que o valor crítico da cauda direita de seu limite da distribuição, gerando episódios cronológicos de processos especulativos.

Para realizar a datação dos múltiplos períodos de exuberância no mercado futuro, obtêm-se as estimativas do início e fim dos processos explosivos comparando a série de

estatísticas do teste BSADF contra o valor crítico da cauda direita da distribuição do teste ADF tradicional. Assim, Phillips *et al.* (2015) propõem a implementação do teste ADF começando do valor final da amostra e se expandindo no sentido contrário, da seguinte forma:

$$BSADF_{r_2}(r_w) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \{ADF_{r_1, r_2}\} \quad (30)$$

Possibilitando que o ponto final varie de r_w até a última observação da amostra, obtém-se a sequência de estatísticas BSADF. Dessa forma, segundo Li *et al.* (2017), define-se os pontos de início e fim de um período explosivo nos preços da seguinte maneira:

$$\tilde{r}_{1e} = \inf_{r_2 \in [r_w, T]} \{r_2 : BSADF_{r_2}(r_w) > cv_{r_2}^\tau\} \quad (31)$$

$$\tilde{r}_{1f} = \inf_{r_2 \in [\tilde{r}_{1e} + h, T]} \{r_2 : BSADF_{r_2}(r_w) < cv_{r_2}^\tau\} \quad (32)$$

Onde $cv_{r_2}^\tau$ é a porcentagem τ de CV das estatísticas BSADF baseadas nas r_2 observações da simulação, r_w ⁵ é o menor tamanho da janela para que o teste não perca significância, T o tamanho total da amostra, e h é o período mínimo de ocorrência de bolhas especulativas.

Segundo Phillips *et al.* (2011), Etienne *et al.* (2014) e Li *et al.* (2017), períodos de desvios dos preços de seus fundamentos seriam breves, devido à característica competitiva do mercado, uma vez que a informação exógena rapidamente seria incorporada sobre a série, e os preços retornariam a seu valor fundamental. Dessa forma, para que seja considerada uma bolha racional economicamente significativa, esta deve durar ao menos h períodos, sendo $h = \log(T)$, com T representando o total da amostra.

Os valores críticos podem ser obtidos através do método *wild bootstrap*⁶, a fim de prevenir a possível ocorrência de heteroscedasticidade condicional e viés de amostragem na realização do teste. De acordo com Etienne *et al.* (2014), o algoritmo é empregado em quatro passos:

- i) Estima-se a equação (28), sob a hipótese de $\beta_{r_1, r_2} = 0$, e denotam-se os resíduos por $\hat{\varepsilon}_t$ e os coeficientes autorregressivos por $\hat{\gamma}_{r_1, r_2}^j$.

⁵ Segundo Phillips *et al.* (2015), a regra para definição de r_w assume a seguinte forma funcional: $r_w = 0,01 + \frac{1,8}{\sqrt{T}}$, em que se considera o limite inferior como sendo 1% da amostra total.

⁶ Método desenvolvido por Gonçalves e Killian (2004) e utilizado em Etienne *et al.* (2014), Harvey *et al.* (2016) e Silva (2018).

- ii) A seguir geram-se os resíduos *wild bootstrap* $\hat{\varepsilon}_t^*$, onde $\hat{\varepsilon}_t^* = \hat{\varepsilon}_t \eta_t$, com $\eta_t \sim i. i. d. N(0,1)$.
- iii) Geram-se, então, amostras recursivas x_t^* , sendo $x_t^* = x_{t-1}^* + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_{r_1, r_2}^i x_{t-i}^* + \hat{\varepsilon}_t^*$, com $t = 1, 2, \dots, T$. Calculam-se os valores BSADF para a amostra *bootstrap* através da equação (30) para os pontos finais dado uma janela mínima. Para o cálculo da estatística- t do BSADF usa-se os erros padrão consistentes para heterocedasticidade.
- iv) Repete-se os passos (i)–(iii) para obter a distribuição do teste BSADF⁷.

Uma vez identificadas e mapeadas as bolhas, segue-se à etapa seguinte, onde será construída uma variável *dummy*, Z_{it} , para indicar os períodos de ocorrência de bolhas especulativas. Tal variável assumirá valor igual a 1 nos períodos em que forem detectadas bolhas, e igual a 0 caso contrário.

$$Z_{it} = \begin{cases} 0, & \text{se } BSADF_{r_2, i, t} < cv_{r_2, i, t}^\beta \\ 1, & \text{se } BSADF_{r_2, i, t} > cv_{r_2, i, t}^\beta \end{cases} \quad (33)$$

Em que i representa as *commodities* avaliadas, sendo $i = 1, 2, \dots, m$; e t o período analisado, sendo $t = 1, 2, \dots, T$.

A metodologia proposta foi replicada de diferentes formas para o mercado financeiro, no mercado de crédito (KORKMAZ, 2016; YOSHIOKA, 2013), mercado imobiliário (CASPI, 2015), mercado de carbono (CRETÍ e JOËTS, 2017; XU e SALEM, 2021), mercado de ações (HELALI *et al.*, 2019; WANG e CHEN, 2019), e mercado de *commodities* (ETIENNE *et al.*, 2012; ETIENNE *et al.*, 2014; LI *et al.*, 2017).

3.2. MODELO DE REGRESSÃO DE POISSON

Para que se possa realizar a investigação dos efeitos dos fatores macroeconômicos sobre a formação de bolhas, criou-se uma variável, Y_i , que assumirá valores discretos da

⁷ Foram usadas 2000 repetições para o procedimento *wild bootstrap*, como em Etienne *et al.* (2014), Li *et al.* (2017).

forma $\{0, 1, 2, \dots, m\}$, para representar a “contagem de bolhas” para a amostra dentro de um determinado período (neste trabalho foi utilizado um dia).

$$Y_i = \sum_{it=1}^m Z_{it} \quad (34)$$

Justifica-se a agregação das bolhas entre os mercados de *commodities* agropecuárias por meio de dois argumentos. Primeiramente, como explicitado por Etienne *et al.* (2015) e Li *et al.* (2017), as bolhas especulativas, além de pouco frequentes, se dão em curtos períodos de tempo devido à característica competitiva do mercado, dificultando a identificação e a análise estatística para cada ativo separadamente. Ademais, o foco deste estudo encontra-se na inspeção dos impactos macroeconômicos sobre os ativos agropecuários brasileiros, dessa forma, faz-se importante a observação de variações comuns a todos os mercados.

Considerando a característica discreta de Y_i , com uma preponderância de zeros e baixos valores, admite-se que seu comportamento siga uma distribuição de Poisson, como proposto em Greene (2003). Entretanto, como advertido em Etienne *et al.* (2014, 2015) e Li *et al.* (2017), a raridade das bolhas especulativas possivelmente geraria um excesso de “zeros”, que causariam uma superdispersão⁸ (*overdispersion*) dos dados, circunstância em que a variância amostral se tornaria maior que a média, o que potencialmente enviesaria os estimadores. Portanto, realiza-se um teste de superdispersão como proposto em Cameron e Trivedi (1990) e Greene (2003).

O modelo de regressão de Poisson, como explicitado por Greene (2003), procura explicar a variável de contagem Y_i , que representa a contagem de bolhas para os mercados agropecuários, utilizando um vetor de covariáveis explicativas \mathbf{x} , que abrange as principais variáveis macroeconômicas: crescimento econômico, taxa de juros, estoque de moeda, taxa de câmbio, índice de ações e inflação. Por definição, a variável Y_i seguirá uma distribuição de Poisson com parâmetro λ se e somente se:

⁸ O modelo de Poisson supõe que a variância condicional de Y_i seja igual à sua média condicional. Para identificar a existência de superdispersão testa-se a hipótese nula $H_0: \text{Var}[y_i] = E[y_i]$, contra a hipótese alternativa $H_1: \text{Var}[y_i] = E[y_i] + \alpha g(E[y_i])$, seguindo Cameron e Trivedi (1990).

$$P(Y = y|\lambda) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^y}{y!} \quad (35)$$

Com $y_i = 0,1,2, \dots$, teremos a forma funcional *log-linear* comumente utilizada para representar λ : $\ln \lambda = \mathbf{x}'_i\beta$.

$$P(Y_i = y_i|\mathbf{x}_i, \beta) = \frac{e^{-\exp\{\mathbf{x}'_i\beta\}} \exp\{\mathbf{x}'_i\beta\}^{y_i}}{y_i!} \quad (36)$$

Portanto, o número esperado de eventos por período é encontrado através de:

$$E[y_i|\mathbf{x}_i] = \text{Var}[y_i|\mathbf{x}_i] = \lambda = e^{\mathbf{x}'_i\beta} \quad (37)$$

De modo que os coeficientes resultantes da estimação não são facilmente interpretáveis, para proporcionar uma análise das probabilidades do modelo, encontram-se os efeitos marginais médios para a distribuição, que mostram que a mudança em uma unidade no j -ésimo regressor, *coeteris paribus*, alteraria a média condicional da variável em $\beta_j E(y_i|\mathbf{x}_i)$:

$$\frac{\partial E(y_i|\mathbf{x}_i)}{\partial \mathbf{x}_{ji}} = \beta_j E(y_i|\mathbf{x}_i) \quad (38)$$

A estimação dos parâmetros do modelo de contagem, devido a sua característica não-linear, torna-se mais fácil através da função de log-verossimilhança:

$$\ln L(.) = - \sum_{i=1}^n \lambda + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}'_i \beta - \sum_{i=1}^n \ln y_i! \quad (39)$$

Dessa forma, procede-se à definição e descrição das variáveis a serem utilizadas neste estudo.

3.3. BASE DE DADOS

Foram usados dados diários de preços no mercado futuro para as *commodities* com maior liquidez negociadas na B³, boi gordo, café e milho. Os dados referem-se aos contratos com rolagem no dia anterior ao primeiro vencimento, disponibilizados pelo Sistema de Recuperação de Informações da BM&FBovespa e foram extraídos junto a um terminal da

Bloomberg (2022), englobando o período de 2 de janeiro de 2013 a 30 de dezembro de 2021. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para as três *commodities* de interesse.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos preços das *commodities* agropecuárias brasileiras

<i>Commodities</i>	Média	D. P.	Mínimo	Máximo
Boi gordo	167,3933	59,9109	95,7000	332,0700
Milho	43,1142	20,6370	21,5600	106,9200
Café	158,1740	36,9351	99,5500	289,2000

Nota: as unidades de medida relativo aos preços das *commodities* são, R\$/@ para boi gordo, R\$/saca 60 kg para milho, e R\$/saca 60 kg para café.

Fonte: Desenvolvido pelo autor com base em B³ (2021).

Os principais fatores macroeconômicos considerados como variáveis explicativas na investigação e determinação da natureza dos processos explosivos foram: crescimento econômico, estoque de moeda, índice de ações, taxa de juros, taxa de câmbio, e inflação. Os dados foram retirados do agregador de dados macroeconômicos, financeiros e regionais do IPEA (Ipeadata) e compreendem o período de 2 de janeiro de 2013 a 30 de dezembro de 2021.

Como variável *proxy* para o crescimento econômico foi utilizado o Índice de Atividade Econômica do Banco Central – Brasil (IBC-Br), que tem como objetivo mensurar a evolução da atividade econômica do país. O indicador é disponibilizado pelo Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS/BACEN, doravante), e foi convertido de frequência mensal para frequência diária assumindo um valor constante ao longo do mês⁹. Diversos estudos investigaram as influências do crescimento econômico na dinâmica de preços de *commodities*, como Gilbert (2010), Baffes e Etienne (2016) e Li *et al.* (2017), e uma vez que a expansão da renda está correlacionada com flutuações de preços, espera-se também que impacte na formação de processos especulativos.

Para representar o estoque de moeda foram utilizados os Meios de Pagamento Ampliados (M2), que corresponde ao M1 mais depósitos de poupança e títulos emitidos por

⁹ Ver Li *et al.* (2017).

instituições financeiras depositárias (títulos privados), disponibilizado pelo SGS/BACEN. A série é apresentada como porcentagem do PIB com frequência mensal. Os valores foram convertidos para periodicidade diária assumindo um valor constante ao longo do mês. Frankel (1986), Orden e Fackler (1989), Kang *et al.* (2016), Li *et al.* (2017) e Wang e Chen (2019) identificaram o efeito de *overshooting* dos preços de *commodities* estar diretamente relacionado às expansões do estoque monetário, e a formação de bolhas especulativas.

O índice de ações utilizado na estimação dos modelos de regressão foi o índice Bovespa (Ibovespa). O indicador representa uma carteira teórica de ativos que atendem critérios definidos pela B³, com o objetivo de demonstrar o desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro. A série demonstra a variação mensal do índice calculado por seus valores de fechamento disponibilizado pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima). Os valores foram convertidos para frequência diária assumindo valores constantes para o mês. Presume-se a partir da variável que, um maior crescimento econômico e um aumento na renda nacional possa levar a uma migração de especuladores do mercado agropecuário para o mercado de capitais, gerando uma pressão negativa sobre os preços dos derivativos e surgimento de episódios de exuberância.

Como variável *proxy* para a taxa de juros foi utilizada a taxa Selic diária em pontos percentuais, apurada nas operações de empréstimos de um dia entre instituições financeiras que utilizam títulos públicos federais. A taxa Selic (*Overnight*), disponibilizada pelo SGS/BACEN, é a taxa média ponderada por volume de transações diárias registradas no Banco Central, e é, no momento, a taxa básica usada como instrumento de política monetária. Frankel (1986), Pindyck e Rotemberg (1990), Akram (2009), Korkmaz *et al.* (2016) e Li *et al.* (2017) mostraram que as taxas de juros apresentam relações negativas com as flutuações de preços de *commodities* agropecuárias, encarecendo o custo do crédito e reduzindo investimentos.

A taxa de câmbio utilizada foi a PTAX, disponibilizada em reais por dólar (R\$/US\$) diário pelo SGS/BACEN, sendo a taxa referência de real por dólares americanos mais utilizada no mercado cambial brasileiro. Neste trabalho, transformou-se a taxa de câmbio em indicador (2013 = 100), seguindo o estudo de Li *et al.* (2017). Estudos pregressos demonstraram as relações existentes entre as exportações e preços agropecuários e taxas de câmbio, como Chambers e Just (1981), Akram (2009) e Gilbert (2010). Espera-se que uma

taxa de câmbio alta aumente a procura por bens agropecuários no mercado internacional e aumente a ocorrência de bolhas.

Por fim, como medida para a inflação brasileira utilizou-se o Índice Geral de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em percentual mensal disponibilizado pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE/SNIPC), assumindo uma taxa constante ao longo do mês. *Commodities* são utilizadas comumente como instrumento de *hedge* contra processos inflacionários, dessa forma, um aumento na inflação pressionaria os preços dos bens agropecuários para cima e aumentaria a probabilidade de formação de bolhas especulativas, como demonstrado em Pindyck e Rotemberg (1990) e Kyrtsova e Labys (2006) e Li *et al.* (2017).

A Tabela 3 apresenta um resumo das estatísticas descritivas, para o período entre 2013 e 2021, das variáveis *proxy* utilizadas na estimação dos modelos de regressão.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis macroeconômicas brasileiras

Fator Macroeconômico	Varável <i>Proxy</i>	Média	D. P.	Mínimo	Máximo
Crescimento econômico	IBC-Br	146,9768	4,6454	136,1400	152,1300
Estoque de Moeda	M2 (%)	0,0100	0,0095	-0,0072	0,0232
Índice de Ações	IBOVESPA	-1,1886	4,2378	-11,3100	4,6500
Taxa de Juros	Taxa Selic (O/N) (%)	8,4623	3,8714	1,9000	14,1500
Taxa de Câmbio	Índice PTAX	177,8456	52,6230	95,6539	290,8815
Inflação	IPCA (%)	0,4739	0,2428	0,0300	0,9200

Fonte: Elaboração do autor com base em IPEA/data (2021).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção está dividida em duas partes. A primeira parte expõe brevemente os resultados para os testes de identificação e datação de comportamentos explosivos nos preços das três *commodities* agropecuárias mais líquidas no mercado brasileiro. A segunda parte compreende os resultados da estimação dos modelos de regressão, e uma discussão das relações das variáveis macroeconômicas com os períodos especulativos.

4.1. RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Na identificação de múltiplos processos explosivos, primeiramente empregou-se o teste GSADF no logaritmo natural dos preços futuros das três *commodities* agropecuárias, boi gordo, milho e café, considerando um modelo apenas com constante, e com o máximo de 10 defasagens determinadas via critério de informação bayesiano, BIC. Em seguida, comparou-se a estatística do teste aos valores críticos obtidos através de duas mil simulações *wild bootstrap*. Períodos levemente explosivos são identificados em momentos que a estatística GSADF excede o valor crítico, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária. Foram constatadas, através desse procedimento, evidências de nove episódios explosivos distintos nos preços de todos os derivativos agropecuários analisados, com destaque para uma maior ocorrência no contrato futuro do boi gordo, indicando para a capacidade da metodologia de identificar processos levemente explosivos no mercado futuro brasileiro, em conformidade com os estudos de Silva (2018) e Souza (2020).

A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes GSADF para as três *commodities* de interesse, para o período entre janeiro de 2013 e dezembro de 2021, e seus respectivos valores críticos para diferentes níveis de confiança.

Foram identificadas evidências de múltiplas bolhas especulativas para os três ativos avaliados, sendo que a estatística GSADF para milho (3,41) e café (3,37) demonstrou-se maior que seus valores críticos a um nível de 90% de confiança (estatística GSADF, respectivamente, para milho e café, 3,08 e 3,17). Pode-se destacar a rejeição da hipótese nula a 1% de significância para Boi Gordo corroborando existência de múltiplas episódios de exuberância no mercado futuro brasileiro de *commodities* agropecuárias.

Tabela 4 – Resultados do teste GSADF para detecção de múltiplas bolhas

<i>Commodity</i>	GSADF	90% Valor Crítico	95% Valor Crítico	99% Valor Crítico	Existência de Bolhas	Episódios Distintos com Bolhas
Boi Gordo	10,00	4,70	5,56	7,69	Sim	4
Milho	3,41	3,08	3,42	4,48	Sim	3
Café	3,37	3,17	3,52	4,35	Sim	2

Fonte: Elaboração do autor.

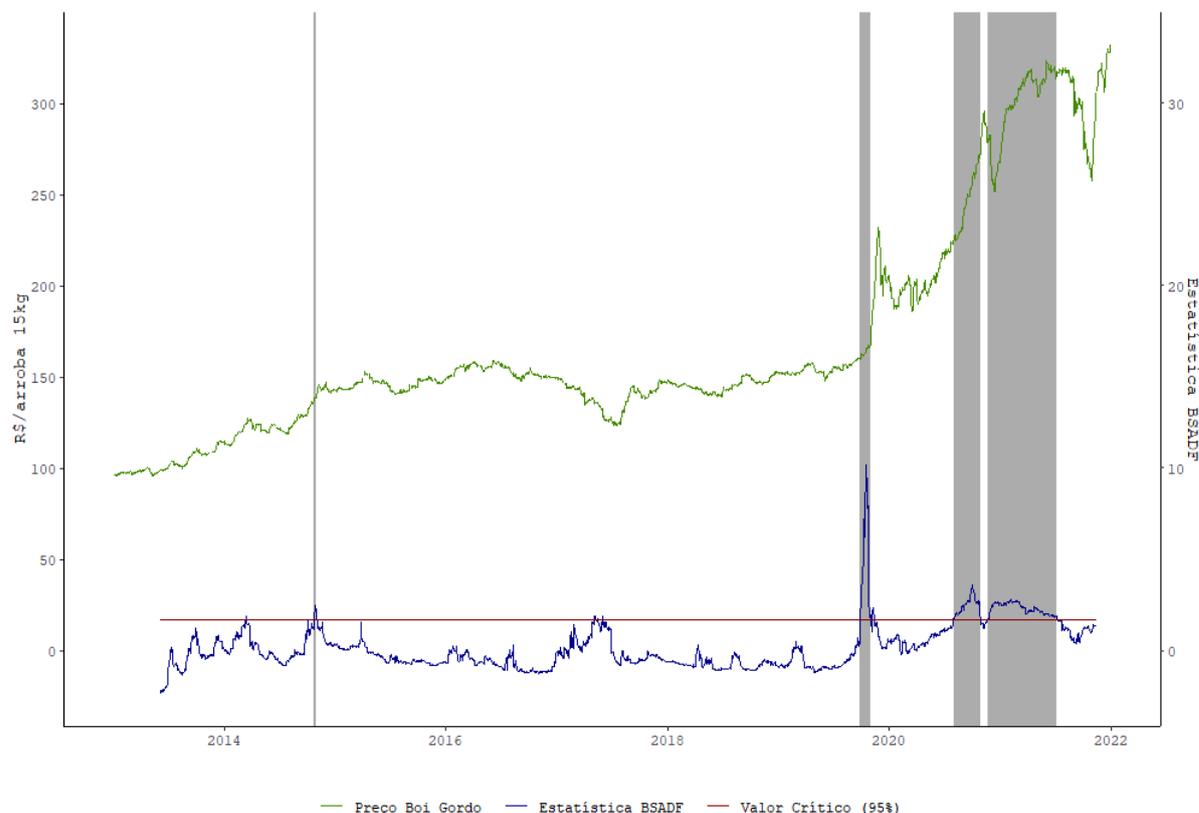
Utilizando o teste BSADF, realizou-se a datação dos períodos levemente explosivos, comparando a sequência de estatísticas aos valores críticos obtidos através de duas mil simulações *wild bootstrap*, possibilitando a identificação dos pontos iniciais e finais das bolhas. Considerou-se o intervalo mínimo para a existência de uma bolha especulativa, economicamente significativa, os intervalos que a sequência de estatísticas BSADF excedessem o valor crítico por um período maior ou igual a oito dias¹⁰. Foram enumerados quatro períodos distintos de exuberância nos preços do boi gordo, três períodos distintos para milho, e dois períodos para café. As figuras 2, 3 e 4 apresentam a trajetória da sequência BSADF em azul e os respectivos valores críticos correspondentes a 95% de confiança em vermelho para os preços futuros do boi gordo, milho e café, estando demarcados em cinza os intervalos levemente explosivos em que a estatística do teste superou seu valor crítico.

Foram identificados 4 períodos distintos de processos especulativos nos preços futuros do boi gordo, como visto na Figura 2, para o intervalo entre janeiro de 2013 e dezembro de 2021. As bolhas especulativas para o ativo representaram aproximadamente 44% dos processos explosivos identificados. Considerando somente o contrato do boi gordo, 16,32% do período conteve bolhas, totalizando 361 dias. Todas foram classificadas como bolhas positivas, *i. e.*, considerando somente um período explosivo específico o preço médio no intervalo superou seu preço inicial, assim como observado em Etienne *et al.* (2014). Os maiores percentuais de variação nos preços ocorreram para as bolhas mais duradouras, entre agosto e outubro de 2020 (19,98%) e novembro de 2020 a julho de 2021 (16,09%). As bolhas duraram em média 90,25 dias, sendo que a mais longa ocorreu nos dois últimos anos,

¹⁰ Considerou-se a duração mínima de um processo explosivo como sendo $\log(T) = 8$, em que T é o tamanho total da amostra, como proposto em Phillips *et al.* (2011), Etienne *et al.* (2014) e Li *et al.* (2017). Foram encontrados períodos longos de bolhas especulativas (*e. g.* 90,25 dias em média para boi gordo), e portanto, a regra definida para oito dias não se apresenta restritiva na análise de políticas macroeconômicas.

englobando 231 dias, e uma variação de 16,10% do início ao pico e um retorno de 2,09% do pico ao final.

Figura 2 – Resultados do teste BSADF para Boi Gordo (2013–2021)

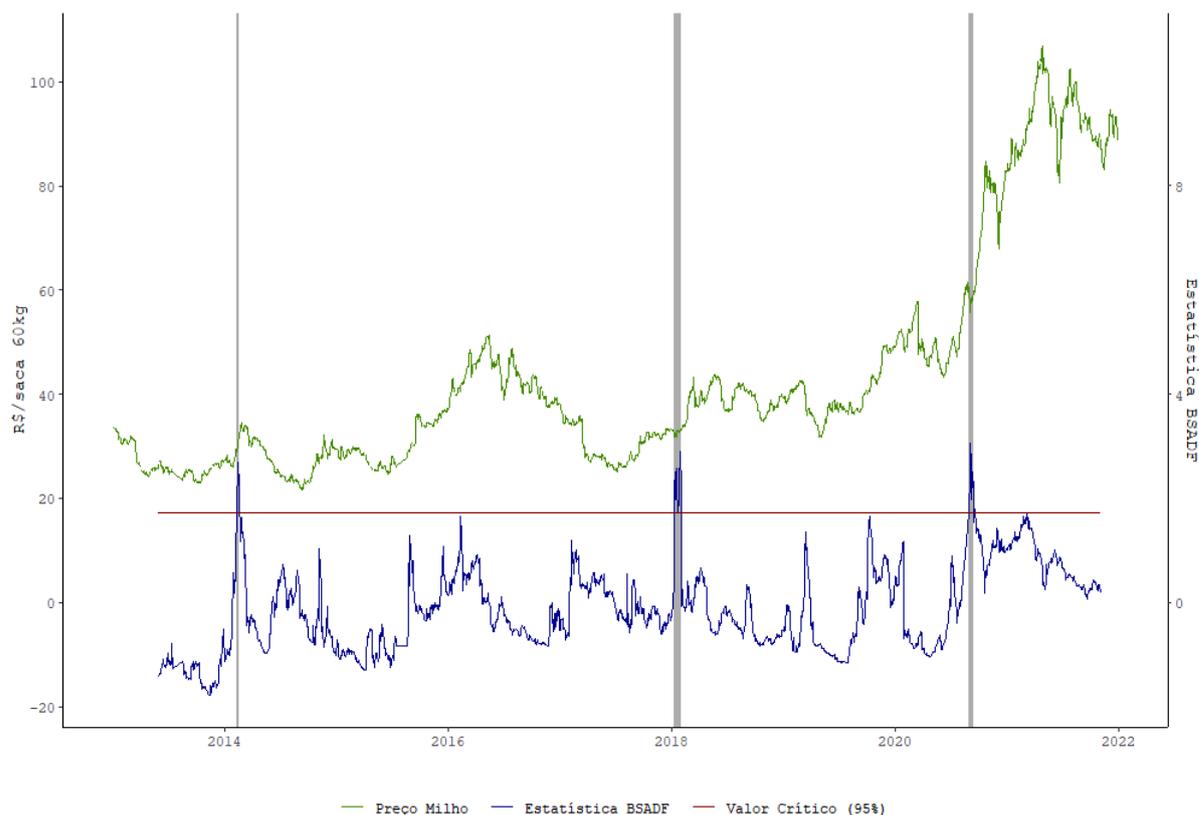


Fonte: Elaboração do autor.

Para o contrato futuro do milho, como apresentado na Figura 3, foram identificados três períodos distintos caracterizados como bolhas especulativas. Os eventos explosivos compreenderam 2,03% da amostra analisada, completando um total de 45 dias, com duração média de 15 dias, com bolhas mais longas, divergindo das conclusões de Etienne, Irwin e Garcia (2014) e Souza (2020), nas quais as bolhas racionais nos preços do milho apresentaram curta duração em média. O episódio mais expressivo para o derivativo, ocorrido em fevereiro de 2014, apresentou uma variação percentual positiva de 8,74, com uma variação de ajustamento nula. Movimento semelhante ocorreu com a bolha de janeiro de 2018, em que o episódio especulativo demonstrou variação percentual expressiva, com a variação de retorno ao passeio aleatório menos que compensando o período de alta. A bolha negativa teve duração de quinze dias, com uma variação percentual de 6,39 do início até seu vale, e uma variação

percentual de 6,30 de seu ponto mais baixo até o final, retornando a valores prévios ao período explosivo.

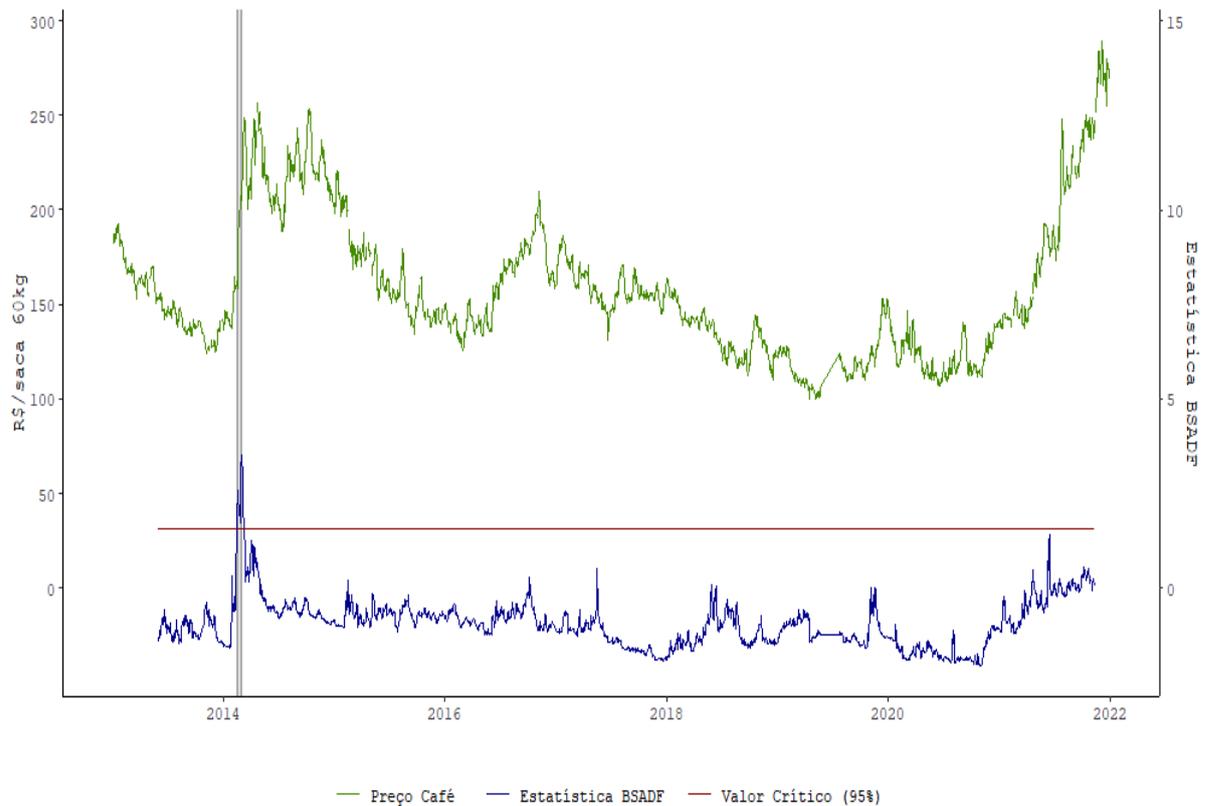
Figura 3 – Resultados do teste BSADF para Milho (2013–2021)



Fonte: Elaboração do autor.

O contrato futuro do café apresentou evidências de dois episódios explosivos nos preços em fevereiro e março de 2014, ambos ocorrendo com um intervalo de quatro dias de distância, como apresentado na Figura 4. As bolhas duraram em média 10 dias e compreenderam um total de 20 dias, representando menos de 1% do total de dias analisados. De acordo com a Tabela 5, as duas bolhas identificadas apresentaram variações proeminentes, de 20,01% para o episódio verificado em fevereiro de 2014 e 16,09% para o episódio que compreendeu fevereiro e março de 2014, respectivamente, não havendo ajuste parcial após o período especulativo. Todavia, os dias com bolhas representaram apenas 0,6% aproximadamente, do total de dias analisado para o derivativo.

Figura 4 – Resultados do teste BSADF para Café (2013–2021)



Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 5 – Descrição dos episódios explosivos nos preços das *commodities* brasileiras.

Derivativo	Episódio	Início	Fim	Classificação ¹¹	Var. início–pico/vale	Var. pico/vale–fim
Boi Gordo	1	23/10/2014	31/10/2014	Positiva	0,51%	-0,01%
	2	27/09/2019	31/10/2019	Positiva	4,91%	-0,32%
	3	03/08/2020	27/10/2020	Positiva	19,98%	0,00%
	4	20/11/2020	08/07/2021	Positiva	16,09%	-2,09%
Milho	1	10/02/2014	18/02/2014	Positiva	8,74%	0,00%
	2	11/01/2018	31/01/2018	Positiva	3,91%	-0,51%
	3	01/09/2020	15/09/2020	Negativa	-6,39%	6,30%

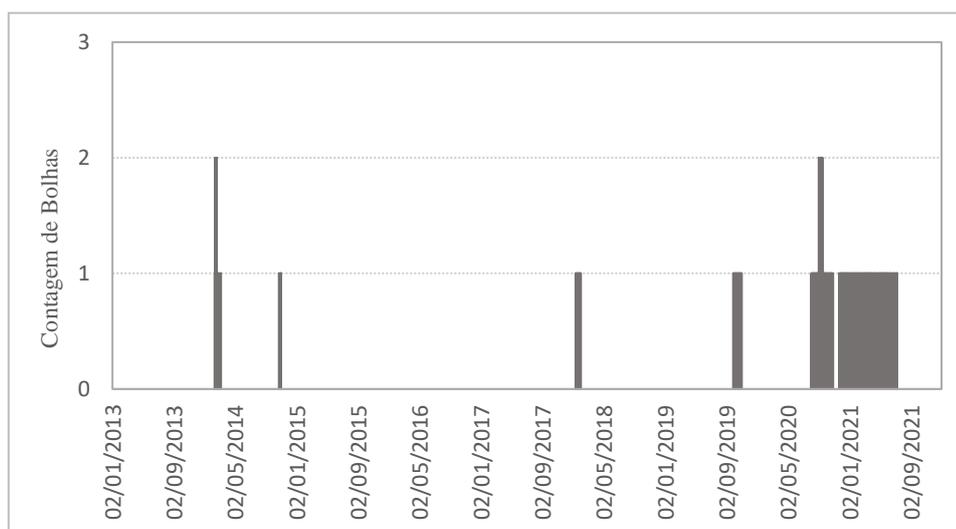
¹¹ Segundo Etienne *et al.* (2014), entende-se por bolha positiva os episódios especulativos em que o preço médio ao decorrer do período excede o seu preço inicial. Uma bolha negativa seria caracterizada por um processo explosivo em que o preço médio permanece abaixo de seu preço inicial.

Café	1	13/02/2014	21/02/2014	Positiva	20,01%	0,00%
	2	25/02/2014	07/03/2014	Positiva	16,09%	0,00%

Fonte: Elaboração do autor.

De forma geral, apenas 12,37% dos dias apresentaram evidências de processos levemente explosivos, sendo que as bolhas mais significativas foram verificadas para a *commodity* bovina. Percebe-se uma menor frequência na ocorrência de processos especulativos nos grãos avaliados. Além disso, a distribuição temporal de bolhas informa a quantidade de mercados que experienciaram bolhas especulativas simultaneamente. Verificou-se simultaneidade na ocorrência de bolhas especulativas em dois momentos distintos para dois mercados, em fevereiro de 2014 com explosões nos preços de milho e café, e setembro de 2020 com explosões em boi gordo e milho, como visto na Figura 5. Os episódios de exuberância se mostraram mais frequentes e duradouros a partir de 2017, até o final do período. No mais, houve maior concentração e prevalência em 2020 e 2021, possivelmente decorrentes às complicações acarretadas pela pandemia de Covid-19. Medidas de contenção e mitigação adotadas durante os anos de 2020 e 2021 e rupturas na cadeia de oferta que dificultaram a obtenção de insumos essenciais e a alocação de mão de obra em setores trabalho-intensivos, podem ter pressionado os preços positivamente no período.

Figura 5 – Distribuição temporal da ocorrência de bolhas nas *commodities* (2013–2021)

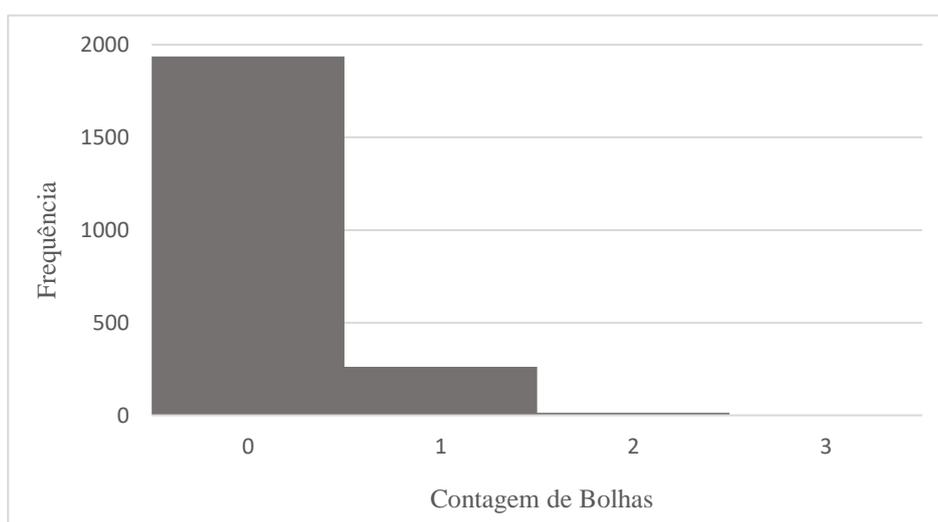


Fonte: Elaboração do autor.

4.2. ANÁLISE DOS RESULTADOS DO MODELO DE POISSON

Na estimação do modelo de regressão de Poisson, criou-se a variável de contagem Y_i que assume valores de 0 a 3, representando a prevalência de processos especulativos nos mercados de *commodities* agropecuárias brasileiras, como visto na Figura 6. A proporção para a contagem de bolhas para “0”, “1” e “2”, respectivamente, foi 87,52%, 11,84%, e 0,63%. Não houve contagem para bolhas nos três mercados simultaneamente. A baixa ocorrência simultânea de episódios de exuberância para os diversos ativos analisados indica uma reduzida contaminação entre as *commodities* agropecuárias também para o mercado brasileiro, em concordância com as conclusões de Li *et al.* (2017) para o mercado chinês.

Figura 6 – Histograma da contagem de bolhas nas *commodities* (2013–2021)



Fonte: Elaboração do autor.

Testou-se a existência de inflação de zeros¹² e superdispersão dos dados, como proposto em Cameron e Trivedi (1990) e Greene (2003). Como mostrado pela Tabela 1A (Apêndice – A), a estatística de teste resultante foi de 0,5533, não rejeitando a hipótese nula de variância amostral igual à média. Dessa forma, conclui-se que não existem fortes evidências de superdispersão e o estimador de máxima verossimilhança se mantém consistente, podendo proceder à estimação do modelo de regressão de Poisson.

¹² A razão entre Zeros Preditos e Zeros Observados se mostrou igual a 1,02 para uma tolerância de 5%. Portanto, não foram identificadas evidências da ocorrência de inflação de zeros.

Padronizaram-se as variáveis crescimento econômico, taxa de juros, estoque de moeda, índice de ações, taxa de câmbio, e inflação, aqui empregadas como variáveis explicativas, por motivos de estimação. Assim, utilizando a variável “bolhas”, Y_i , como dependente, estimou-se o modelo de regressão de Poisson com o intuito de investigar os determinantes macroeconômicos para a formação de bolhas especulativas.

Os modelos estimados para a variável de contagem demonstraram um bom ajustamento. O modelo de Poisson apresentou um pseudo- R^2 de 0,4621. Estimaram-se os coeficientes para o Fator de Inflação da Variância (FIV), descritos na Tabela 2A (Apêndice – A), uma vez que, de acordo com Gujarati e Porter (2011), a correlação moderada entre as covariáveis amplificaria a variância dos estimadores e possivelmente enviesaria os testes de significância. Através da análise do FIV não se encontrou evidências da existência de multicolinearidade no modelo de contagem. Para que se facilitasse a compreensão dos impactos macroeconômicos sobre a formação de bolhas foram calculados também os efeitos marginais médios. Os efeitos marginais são derivadas parciais da equação de regressão com respeito a cada variável no modelo para cada unidade nos dados, dessa forma, os efeitos marginais médios são a média das derivadas parciais específicas a cada unidade para determinada amostra. A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados e os efeitos marginais médios para o modelo de Poisson.

Tabela 6 – Resultados do modelo de regressão de Poisson e efeitos marginais médios

	Coeficiente	Efeito Marginal Médio
Intercepto	-3,3621 *** (0,1626)	
Crescimento Econômico	-0,1932 *** (0,0582)	-0,0253 *** (0,0098)
Taxa de Juros	-1,6794 *** (0,1259)	-0,2202 *** (0,0282)
Estoque de Moeda	0,0905 * (0,0473)	0,0119 (0,0081)
Índice de Ações	0,2740 *** (0,0770)	0,0359 *** (0,0109)

Taxa de Câmbio	0,0931 (0,0582)	0,0122 (0,0175)
Inflação	0,1868 *** (0,0569)	0,0245 ** (0,0101)
Núm. de Observações	2256	
Pseudo-R ²	0,4621	
Log-verossimilhança	-607,6674	
AIC	1229,3350	
BIC	1269,2460	

Nota de significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Erros-padrão robustos estão apresentados entre parênteses.

Fonte: Elaboração do autor.

Para o modelo de contagem, o impacto da variável “Crescimento Econômico” sobre a formação de processos explosivos demonstrou-se negativa e significativa. Tal resultado contrasta com os achados de Gilbert (2010), Baffes e Etienne (2016), e Li *et al.* (2017), e implica que o aumento da renda e maior crescimento econômico exerceriam pressões negativas sobre os preços dos bens agropecuários, o que levaria a uma menor chance de ocorrência de bolhas especulativas. Uma hipótese possível para explicar o comportamento divergente surge a partir do comportamento dos agentes econômicos em migrar de ativos financeiros para ativos agropecuários em períodos de crise e queda da renda. De qualquer forma, esse resultado pode ter sido impactado pelas baixas taxas de crescimento e subsequentes crises vivenciadas pela economia brasileira durante a janela temporal escolhida.

Ainda assim, Martin e Ventura (2012) demonstraram que o crescimento econômico pode levar a posteriores melhoras nas perspectivas dos agentes econômicos que resultaria em surgimento de bolhas especulativas no mercado de capitais. Esse efeito pode ser ilustrado pelo coeficiente associado ao “Índice de ações”, positivo e estatisticamente significativo. O incremento na renda, então, levaria os especuladores a deixarem suas posições no mercado de derivativos agropecuários e a migrarem para títulos mais atrativos no curto prazo, rearranjando seus portfólios de tal maneira que desestimulasse o surgimento de processos especulativos nos derivativos agropecuários.

O coeficiente estimado para a variável “Taxa de Juros” mostrou-se negativo e significativo. Um aumento da taxa de juros Selic encareceria o custo do crédito e geraria desincentivos ao consumo e ao investimento, como explicitado em Frankel (1986) e Akram (2009). Dessa forma, sendo a produção agrícola e pecuária quase-inelástica no curto prazo, a redução da taxa básica de juros que ocorreu durante o período de interesse, especialmente a partir de 2017, proporcionou um incremento da demanda pelas *commodities* o que possivelmente gerou movimentos de alta nos preços dos bens agropecuários e uma maior ocorrência de bolhas. Este resultado se encontra em concordância com a teoria e com os achados de Akram (2009) e Li *et al.* (2017), que demonstraram que reduções nas taxas de juros levariam a saltos bruscos nos preços das *commodities*. A taxa de juros Selic também demonstrou exercer o maior impacto marginal médio sobre o surgimento de processos especulativos, para todos os modelos estimados e dentre as variáveis macroeconômicas inspecionadas, como apresentado na Tabela 6.

O estoque de moeda apresentou coeficientes positivos e estatisticamente significativos, corroborando os resultados de Frankel (1986) e concordando com os estudos similares de Okina *et al.* (2001) e Li *et al.* (2017), e sugerindo que uma condução mais frouxa do agregado monetário aumentaria a probabilidade de ocorrência de bolhas especulativas, causando um “*overshoot*” dos preços dos derivativos agropecuários.

A inflação demonstrou uma relação significativa e positiva com a formação de processos especulativos, em convergência com Li *et al.* (2017). Processos explosivos nos preços das *commodities* agropecuárias estão mais propensos a acontecerem em períodos de alta inflação. Durante episódios inflacionários, os preços dos ativos agropecuários sofreriam pressões positivas devido ao comportamento racional dos agentes econômicos em migrarem de títulos instáveis para ativos de maior estabilidade no curto prazo e boas propriedades de *hedge* em cenários de alta generalizada dos preços.

A taxa de câmbio não se mostrou estatisticamente significativa em nenhum dos modelos estimados, como se é esperado para grandes países exportadores. Li *et al.* (2017) corroboram tal resultado e propõem que a não significância da taxa de câmbio para a explicação da ocorrência de bolhas especulativas nos preços das *commodities* reflete uma possível “autossuficiência” da produção agropecuária em países emergentes, contribuindo para uma fraca conexão do mercado interno com o comércio internacional. Contudo, o estudo realça a importância de reavaliar o papel das taxas de câmbio sobre as exportações agrícolas, e sua evolução à medida que os mercados se tornam mais integrados à economia global.

As estimativas para os efeitos marginais podem apresentar-se sensíveis à padronização, e dessa forma não demonstrar a importância relativa de cada variável sobre a formação de bolhas especulativas. Portanto, a fim de quantificar os efeitos das variáveis macroeconômicas, simulou-se variações nas probabilidades do número total de dias com bolhas através das estimativas obtidas pelo modelo de regressão de Poisson. Para se obter comparações significativas entre as variáveis macroeconômicas, foram simulados impactos de magnitude de um desvio padrão para determinada variável enquanto mantinham-se as demais constantes, conforme proposto em Li *et al.* (2017).

Avaliou-se três cenários distintos: o primeiro cenário foi considerado como base, e foi estimado utilizando as médias amostrais; o segundo cenário (a) foi estimado considerando um aumento de magnitude de um desvio padrão em cada um dos fatores de interesse, enquanto os demais se mantinham constantes; o terceiro cenário (b) foi estimado considerando um decréscimo de magnitude de um desvio padrão para cada variável, também mantendo-se as demais constantes. A comparação entre os cenários (a) e (b) com o cenário base pode expressar ainda a existência de assimetria na resposta dos preços decorrentes a diferentes choques macroeconômicos de mesma grandeza.

Para cada cenário simulou-se¹³ as probabilidades para a ocorrência de nenhuma bolha, uma bolha, duas bolhas e três bolhas, respectivamente. O número previsto de dias com ocorrência de bolhas, *i. e.*, dias sinalizados com “1”, “2” ou “3”, foi obtido pela multiplicação da probabilidade prevista associada a ocorrência de bolhas ao tamanho da amostra, 2.256 observações. Calculou-se o total previsto de dias com bolhas como sendo a soma dos dias em que ocorreram bolhas. A variação é representada pela diferença entre os totais previstos nos cenários (a) e (b) e o cenário base.

Por meio das simulações pôde-se avaliar a ocorrência de processos especulativos através das variações de dias totais com bolhas e a magnitude das explosões nos preços provocados pelos choques de um desvio padrão em cada variável macroeconômica. Sendo assim, os resultados apresentados na Tabela 7 podem ser interpretados como sendo os efeitos exercidos por diferentes políticas macroeconômicas sobre a formação de bolhas especulativas nos preços das *commodities* agropecuárias.

¹³ De acordo com Li *et al.* (2017), o termo de erro da regressão seguiria um processo ARCH, no entanto, dificulta-se a avaliação do processo autorregressivo decorrente a raridade das bolhas.

Tabela 7 – Resultados das simulações de política macroeconômica sobre a formação de bolhas especulativas (em dias)

Contagem	Cenário Base	(a) Ajuste de política (acréscimo em um D. P. em cada variável)					
		Crescimento Econômico	Estoque de Moeda	Taxa de Juros	Taxa de Câmbio	Índice de Ações	Inflação
0	2137	2150	2130	2198	2129	2113	2121
1	74	61	81	14	81	96	89
2	1	1	2	0	2	2	2
3	0	0	0	0	0	0	0
Total	75	62	83	14	83	98	91
Variação	–	-13	8	-61	8	23	16

Contagem	Cenário Base	(b) Ajuste de política (decréscimo em um D. P. em cada variável)					
		Crescimento Econômico	Estoque de Moeda	Taxa de Juros	Taxa de Câmbio	Índice de Ações	Inflação
0	2137	2121	2143	1837	2143	2154	2149
1	74	89	68	341	68	57	62
2	1	2	1	32	1	1	1
3	0	0	0	2	0	0	0
Total	75	91	69	375	69	58	63
Variação	–	16	-6	300	-6	-17	-12

Nota: O número de bolhas totais previstas no cenário base foi calculado nas médias amostrais; o número de bolhas previstos em cada um dos diferentes cenários, (a) e (b), foram calculados simulando-se uma variação de um desvio padrão (para mais e para menos) em cada uma das variáveis macroeconômicas, mantendo-se as demais variáveis nas médias amostrais. Os resultados foram obtidos através da multiplicação da probabilidade prevista de ocorrência de bolhas com o número de observações (2.256). O total de ocorrência prevista é representada pela soma dos números estritamente positivos da coluna de contagem. A variação é a diferença entre o total previstos nos cenários (a) e (b) e o cenário base.

Fonte: Elaboração do autor.

A contagem de bolhas igual a “3” não foi observada na amostra, no entanto, a aparição de bolhas ocorrendo simultaneamente nos três mercados para a simulação do modelo de Poisson realça a probabilidade de formação de processos especulativos extremos perante variações drásticas de política macroeconômica.

Ao comparar-se os cenários (a) e (b) ao cenário base percebe-se que a variável “Taxa de Juros” exerce o maior impacto sobre a formação de processos explosivos, em concordância com os efeitos marginais médios estimados. Um aumento de magnitude de um desvio padrão na taxa Selic levaria a uma redução no total do período que poderia expressar bolhas em 61 dias, enquanto uma redução de um desvio padrão aumentaria 300 dias o total de bolhas

previstas. A variável que demonstrou o segundo impacto de maior relevância foi o Ibovespa. Um aumento (redução) no indicador levaria a um aumento de 23 dias (redução em 17 dias) no total de dias com bolhas. O crescimento econômico e a inflação também demonstraram exercer um efeito significativo sobre a formação de bolhas dado um choque de um desvio padrão.

Os impactos do estoque de moeda e da taxa de câmbio apresentaram menor relevância na formação de processos especulativos, em concordância com os resultados encontrados por Li *et al.* (2017). Um choque positivo sobre o estoque de moeda levaria a um aumento em 8 dias no total de dias que experienciariam bolhas, enquanto uma redução do agregado monetário reduziria os dias com bolhas em 6. A taxa de câmbio apresentou um impacto pequeno sobre a formação de bolhas para a simulação, apenas 8 dias para um choque positivo (6 dias para um choque negativo), resultado consistente com o coeficiente estimado e o efeito marginal encontrado previamente.

A Tabela 7 também apresenta evidências de efeitos assimétricos dos choques nas variáveis macroeconômicas sobre a formação de bolhas especulativas. Um decréscimo da taxa de juros básica aumentaria em 300 os dias contendo processos especulativos, enquanto um acréscimo do indicador reduziria o total de dias com bolhas em apenas 61. De forma semelhante ocorre para o índice Bovespa, um aumento no indicador aumentaria 23 dias os processos explosivos, enquanto o movimento contrário reduziria o número de bolhas em apenas 17 dias. Resultado similar pode ser observado para as demais variáveis macroeconômicas.

4.3. EXERCÍCIOS DE ROBUSTEZ

Nesta subseção, verificou-se a robustez das principais descobertas apontadas pelos resultados do modelo de regressão de Poisson, estendendo-se o modelo ao incluir variáveis de controle para períodos de distintos. Os resultados dos coeficientes estimados, assim como seus respectivos efeitos marginais, estão apresentados na Tabela 4A no Apêndice – A. Para que se avaliasse a importância das variáveis de controle dentro dos modelos estimados foram utilizados testes de Wald para os coeficientes¹⁴.

Estimou-se, portanto, modelos contendo: variáveis de controle temporal, (2P), que visam captar possíveis fatores não observados associados aos períodos entre 2015 e 2016 e 2020 e 2021, intervalos que coincidem aproximadamente aos períodos de crise vivenciadas

¹⁴ Os resultados dos testes de Wald para inclusão das variáveis estão reportados na Tabela 3A no Apêndice – A, e foram estimados seguindo Greene (2003).

pela economia brasileira recente. Variáveis de interação, (3P), com o intuito de captar efeitos heterogêneos do crescimento econômico, taxa de juros e estoque de moeda, principais determinantes para a formação de bolhas especulativas de acordo com Orden e Fackler (1989), Kang *et al.* (2016), Korkmaz *et al.* (2016) e Wang e Chen (2019). O modelo (4P) inclui ambas as variáveis de controle temporal e interação.

A variável de interação $I \times$ Crescimento Econômico foi obtida através da multiplicação entre uma variável binária e o índice de crescimento econômico para períodos de aceleração do crescimento econômico dentro do intervalo entre 2013 e 2021. Seu coeficiente capta possíveis efeitos não-observados pelo coeficiente estimado para o crescimento econômico diretamente, uma vez que a economia brasileira passou por diversas crises e ciclos recessivos, a exemplos os anos de 2015 e 2016, 2020 e 2021, que poderiam influenciar e enviesar os resultados do modelo. O efeito marginal para os modelos (3P) e (4P), evidencia a heterogeneidade do indicador sobre a ocorrência de bolhas de preços de *commodities*, e indica para uma maior probabilidade na formação de processos especulativos nos preços de *commodities* agropecuários em períodos de recuperação ou aceleração da atividade econômica, em concordância com Gilbert 2010, Martin e Ventura (2012), Baffes e Etienne (2016) e Li *et al.* (2017). Um rápido crescimento econômico possivelmente levaria a uma maior renda e maior investimento, pressionando os preços das *commodities* agropecuárias para cima.

A variável $I \times$ Taxa de Juros, construída a partir da interação entre uma variável *dummy* e a taxa de juros para o intervalo de redução acentuada da taxa Selic, política realizada pelo banco central brasileiro, ocorrida entre dezembro de 2016 e setembro de 2020, apresentou um efeito marginal médio para o período positivo e significativo, indicando uma maior probabilidade de formação de processos explosivos nos preços da *commodities* agropecuárias brasileiras. Tal descoberta mostra-se em acordo com os resultados encontrados por Korkmaz *et al.* (2016) e Li *et al.* (2017), onde baixas taxas de juros apresentam maior influência sobre a ocorrência de bolhas especulativas nos preços dos bens.

A variável de interação $I \times$ Estoque de Moeda foi composta a partir do aumento do crescimento do estoque monetário ocorrido no intervalo entre janeiro de 2021 e dezembro de 2021, decorrente à pandemia de Covid-19. O coeficiente e o efeito marginal mostraram-se significativos e negativos indicando para uma menor probabilidade de ocorrência de processos especulativos dado um aumento do agregado monetário. O resultado contradiz os achados de Li *et al.* (2017) e Wang e Chen (2019), em que verificaram maior ocorrência de

bolhas em momentos de expansão monetária. A divergência pode-se dever ao período singular vivido pela economia brasileira. Ainda assim, o efeito marginal médio para todo o período converge com os resultados propostos pela literatura.

Os modelos propostos adicionalmente mantêm as conclusões extraídas anteriormente para as variáveis crescimento econômico, taxa de juros, estoque de moeda, índice de ações, taxa de câmbio e inflação. Confirma-se através dos exercícios de robustez, portanto, os resultados do modelo de regressão de Poisson inicial ao apresentar impactos semelhantes aos estimados para os principais determinantes macroeconômicos, e reafirmam as descobertas de Korkmaz *et al.* (2016), Li *et al.* (2017) e Wang e Chen (2019) em que bolhas em preços de *commodities* apresentam maior probabilidade de ocorrência em mercados que vivenciam alto crescimento econômico ou em aceleração, políticas monetárias frouxas e taxas de juros baixas ou em queda. Tais resultados sugerem que a formação e o desenvolvimento de bolhas especulativas nos preços de *commodities* agropecuárias brasileiras são eventos dinâmicos e complexos e requerem atenção de formuladores de políticas macroeconômicas, ao observar o *trade-off* entre crescimento econômico (no curto prazo) como resultado de possíveis expansões monetárias.

5. CONCLUSÕES

Considerando a relevância do agronegócio na economia brasileira, faz-se essencial o desenvolvimento e aprofundamento de estudos empíricos com o intuito de aumentar a capacidade de reconhecimento e previsão de variações extremas nos preços das *commodities* agropecuárias. Um melhor entendimento dos padrões de flutuação de tais ativos reduziria, em parte, a assimetria de informação existente no mercado e colaboraria na realização de políticas governamentais de estabilização, auxiliando nas estratégias de proteção e descobrimento de preços, e contribuindo para a minimização do risco por parte dos agentes econômicos. Sendo assim, este estudo teve por objetivo a análise e explicação da ocorrência de processos levemente explosivos, *i. e.*, bolhas especulativas, nos preços futuros das *commodities* agropecuárias com maior liquidez negociadas na B³: boi gordo, milho e café. Para a investigação dos comportamentos explosivos nos preços utilizou-se o conjunto das principais variáveis macroeconômicas, tais quais, crescimento econômico, taxa de juros, estoque de moeda, índice de ações, taxa de câmbio e inflação, para o período entre 2013 e 2021.

Através dos testes de raiz unitária foi possível identificar e datar as bolhas especulativas transcorrendo nos preços das três *commodities* de interesse, percebendo-se uma maior frequência incidental a partir de 2017, com um destaque para o boi gordo com maior periodicidade e duração nos episódios explosivos. Por meio da estimação de modelos de regressão de Poisson, investigou-se os impactos dos principais fatores macroeconômicos sobre o surgimento de bolhas especulativas.

O crescimento econômico demonstrou exercer um impacto negativo sobre ocorrência média de bolhas. Os coeficientes estimados para o índice Bovespa, estoque de moeda e inflação se mostraram positivos e significativos, indicando para uma menor possibilidade de bolhas racionais em momentos de estabilidade dos indicadores. A taxa de juros demonstrou um coeficiente negativo e significativo, exercendo o maior impacto marginal sobre a média de episódios especulativos, em concordância com Frankel (1986), Pindyck e Rotemberg (1990) e Akram (2009), corroborando a hipótese de maior possibilidade de bolhas racionais em períodos de redução das taxas de juros. A taxa de câmbio não se demonstrou significativa para os derivativos analisados, em acordo com os resultados encontrados por Li *et al.* (2017). No mais, fatores macroeconômicos têm efeitos assimétricos na formação de bolhas

especulativas, *i. e.*, a magnitude de seus efeitos difere quando se comparam aumentos e reduções em seus valores.

Ademais, o presente trabalho encontrou uma fraca relação entre os preços domésticos de *commodities* agropecuárias e fatores internacionais. Assim, futuras pesquisas podem explorar as relações existentes entre variáveis internacionais e flutuações nos mercados agrícolas e pecuários, em especial em países emergentes com grande dependência da produção agropecuária. Por fim, uma das limitações da pesquisa surge do fato de que a análise realizada teve seu enfoque em determinantes macroeconômicos domésticos, tendo como pressuposição inicial a exogeneidade da política econômica às variáveis relativas às *commodities*. Desse modo, podem ser realizadas investigações mais abrangentes ao incorporar fundamentos específicos dos mercados à análise da formação e desenvolvimento de bolhas especulativas.

Este trabalho propôs-se a suprir a carência de estudos relativos a investigações das ligações existentes entre a formação de processos especulativos em preços de *commodities* agropecuárias e os principais fatores macroeconômicos para o mercado brasileiro, sendo o primeiro estudo sobre o assunto na literatura nacional. A pesquisa converge com os resultados teóricos de Frankel (1986) e Akram (2009) e empíricos de Li *et al.* (2017), Korkmaz *et al.* (2016) e Wang e Chen (2019), ao evidenciar que mudanças de política macroeconômica podem desencadear reações extremas nos mercados de *commodities* agropecuárias para o Brasil, especialmente em cenários de baixas taxas de juros, e políticas monetárias discricionárias. Os resultados não implicam que políticas macroeconômicas devam ser projetadas de forma a reduzir a presença de bolhas nos mercados de *commodities*, ainda assim, para formuladores de política preocupados com a exuberância no mercado de derivativos agropecuários, em especial para países muito dependentes do agronegócio, pode ser importante considerar medidas preventivas a fim de limitar a probabilidade de ocorrência e evolução de bolhas especulativas nos preços de *commodities*.

REFERÊNCIAS

- AKRAM, Q. F. Commodity prices, interest rates and the dollar. **Energy Economics**, v. 31, n. 6, p. 838–851, nov. 2009.
- AKRAM, Q. F.; BÅRDSEN, G.; EITRHEIM, Ø. Monetary policy and asset prices: To respond or not? **International Journal of Finance and Economics**, v. 11, n. 3, p. 279–292, 2006.
- BAFFES, J.; ETIENNE, X. L. Analysing food price trends in the context of Engel’s Law and the Prebisch-Singer hypothesis. **Oxford Economic Papers**, v. 68, n. 3, p. 688–713, 2016.
- BLANCHARD, O. J. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economics Letters**, v. 3, n. 4, p. 387–389, 1979.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. **NBER Working Paper**. 1982.
- BROOKS, C.; PROKOPCZUK, M.; WU, Y. Booms and Busts in Commodity Markets: Bubbles or Fundamentals? **Journal of Futures Markets**, v. 35, n. 10, p. 916–938, 1 out. 2015.
- BLOOMBERG, L. P. **Terminal histórico de dados**. 2022.
- BOLSA, BRASIL, BALCÃO (B3). Estatísticas. 2022. Acessado em 03/04/2023. Disponível em: https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-de-derivativos/resumo-das-operacoes/estatisticas/
- CABALLERO, R. J.; FARHI, E.; GOURINCHAS, P.-O. **Financial Crash, Commodity Prices and Global Imbalances**. [s.l: s.n.]. 2008.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and applications**. Cambridge University Press. 2005.
- CAMPOS, K. C. Análise Da Volatilidade de Preços de Produtos Agropecuários no Brasil. **Economia e Agronegócio**, vol. 5, nº 3. 2007.
- CASPI, Itamar. Testing for a Housing Bubble at the National and Regional Level: The Case of Israel. **Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute**,

[s. l.], 2015.

CHAMBERS, R. G.; JUST, R. E. Effects of Exchange Rate Changes on U.S. Agriculture: A Dynamic Analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 63, n. 1, p. 32–46, 1981.

CEPEA. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada**. 2023. Acessado em 01/04/2023. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>.

CNA. **Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil**. 2021. Acessado em 06/09/2022. Disponível em <<https://www.cnabrazil.org.br/publicacoes/?instituicao=cna>>.

CRETÍ, A.; JOËTS, M. Multiple bubbles in the European Union Emission Trading Scheme. **Energy Policy**, v. 107, n. March 2016, p. 119–130, 2017.

DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, vol. 84, nº 6. 1976.

ETIENNE, X. L.; IRWIN, S. H.; GARCIA, P. Bubbles in food commodity markets: Four decades of evidence. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 129–155, 2014.

_____. Price Explosiveness and Index Trader Behavior in the Corn, Soybean, and Wheat Futures Markets. **Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**. 2012.

_____. Price explosiveness, speculation, and grain futures prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 97, n. 1, p. 65–87, 2015.

FLOOD, Robert P.; GARBER, Peter M. Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests. **Journal of Political Economy**, The University of Chicago Press, v. 88, n. 4, p. 745-770, 1980.

FRANKEL, J. A. Commodity Prices and Money: Lessons from International Finance. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 5, p. 560–566, 1984.

_____. Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model. **American Agricultural Economics Association**. 1986. Disponível em:

<<http://ajae.oxfordjournals.org/>>.

____. The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices. **NBER Working Paper No. 12713**. 2006. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12713>>.

GARBER, P. M. **Famous First Bubbles**. [s.l.] Massachusetts Institute of Technology, 2000.

GILBERT, C. L. How to understand high food prices. **Journal of Agricultural Economics**, v. 61, n. 2, p. 398–425, jun. 2010.

GONÇALVES, S.; KILIAN, L. Bootstrapping autoregressions with conditional heteroskedasticity of unknown form. **Journal of Econometrics**, v. 123, n. 1, p. 89–120, 2004.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. **New York University**. ed. 5. 2003.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. **AMGH Editora Ltda**. ed. 5. 2011.

GUTIERREZ, L. Speculative bubbles in agricultural commodity markets. **European Review of Agricultural Economics**, v. 40, n. 2, p. 217–238, 2013.

HARVEY, D. I. *et al.* Tests for explosive financial bubbles in the presence of non-stationary volatility. **Journal of Empirical Finance**, v. 38, n. Part B, p. 548–574, 2016.

HELALI, S. M. Detecting and Date-Stamping Rational Bubbles in Asset Price: An Empirical Investigation in the Tunisian Stock Market. **International Journal of Economics and Finance**, v. 11, n. 8, p. 91, 2019.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. 2021. Acessado em 10/11/2021. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>.

KANG, H.; YU, B. K.; YU, J. Global Liquidity and Commodity Prices. **Review of International Economics**, v. 24, n. 1, p. 20–36, 2016.

KINDLEBERGER, C. Bubbles. In: J. Eatwell, M. Milgate (org.), **The New Palgrave Dictionary of Money and Finance**. 1992.

KINDLEBERGER, C. P.; ALIBER, R. Z.; WILEY, J. **Manias, Panics, and Crashes A History of Financial Crises**. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, ed. 5. 2008.

KORKMAZ, Ö. the Factors Affecting Credit Bubbles : the Case of Turkey. n. April, 2016.

OKINA, K.; SHIRAKAWA, M.; SHIRATSUKA, S. The Asset Price Bubble and Monetary Policy: Japan's Experience in the Late 1980s and the Lessons Background Paper. **Monetary and Economic Studies**, n. February, p. 395–450, 2001.

KYRTSOU, C.; LABYS, W. C. Evidence for chaotic dependence between US inflation and commodity prices. **Journal of Macroeconomics**, v. 28, n. 1, p. 256–266, 2006.

LI, J. *et al.* Commodity price bubbles and macroeconomics: evidence from the Chinese agricultural markets. **Agricultural Economics (United Kingdom)**, v. 48, n. 6, p. 755–768, 2017.

LISTORTI, R; ESPOSTI, G. Agricultural Price Transmission Across Space and Commodities During Price Bubbles. **Quaderno di Ricerca**, n. 367. 2013.

LIU, X.; FILLER, G.; ODENING, M. Testing for speculative bubbles in agricultural commodity prices: A regime switching approach. **Agricultural Finance Review**, v. 73, n. 1, p. 179–200, 3 maio 2013.

MARQUES, P. V. . P. C. DE M. & J. G. M. F. MERCADOS FUTUROS E DE OPÇÕES AGROPECUÁRIAS. **Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP**, p. 1–334, 2006.

MARTIN, A.; VENTURA, J. Economic growth with bubbles. **American Economic Review**, v. 102, n. 6, p. 3033–3058, 2012.

MASTERS, W. M. **Testimony of Michael W. Masters Managing Member / Portfolio Manager before the Committee on Homeland Security And Governmental Affairs United States Senate**. [s.l: s.n.]. 2008. Disponível em: <<http://frwebgate.access.gpo.gov/cgi-bin/getdoc.cgi?>>.

ORDEN, D.; FACKLER, P. L. Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 2, p. 495–502, 1989.

PHILLIPS, P. C. B. *et al.* Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq : When Did Exuberance Escalate Asset Values ? **Rutgers University - Newark**. p. 201–226, 2011.

_____. **Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <<http://cowles.yale.edu/>>.

- PHILLIPS, P. C. B.; YU, J. Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. **Quantitative Economics**, v. 2, n. 3, p. 455–491, nov. 2011.
- PINDYCK, R. S.; ROTEMBERG, J. J. The Excess Co-Movement of Commodity. **The Economic Journal**, Vol. 100, No. 403 (Dec., 1990), pp. 1173-1189. 1990.
- RANIRO, L. R. Descoberta de Preços e Especulação no Mercado de Milho Brasileiro. 2018. Dissertação (Mestrado), 2018.
- RIDLER, D.; YANDLE, C. A. A Simplified Method for Analyzing the Effects of Exchange Rate Changes on Exports of a Primary Commodity. **International Monetary Fund**, Palgrave Macmillan Journals, v. 19, n. 3, p. 559-578, 1972.
- SILVA, P. F. B. Análise de Bolhas Especulativas no Mercado Futuro Brasileiro de Commodities Agropecuárias. 2018. Dissertação (Mestrado), 2018.
- SOUZA, G. B. Bolhas Especulativas e Toxicidade no Mercado de Milho Brasileiro. 2020. Dissertação (Mestrado), 2018.
- WANG, S.; CHEN, L. Driving factors of equity bubbles. **North American Journal of Economics and Finance**, v. 49, n. April, p. 304–317, 2019.
- YOSHIOKA, M. **Análise em Tempo Real de Comportamento Explosivo em preços no Brasil**. 2013. Tese (Doutorado), 2013.

APÊNDICE – A
ESTATÍSTICAS E TESTES PARA OS MODELOS DE REGRESSÃO

Tabela 1A – Teste para ajustamento do modelo de regressão de Poisson

Teste	Estatística de Teste	P-valor
Superdispersão	0,5928	0,5533

Nota de significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 2A – Estatística FIV e Tol_j para Multicolinearidade para o modelo de Poisson

	Modelo de Poisson	
	FIV	Tol_j
Crescimento Econômico	1,9926	0,5019
Taxa de Juros	3,6986	0,2704
Estoque de Moeda	1,1779	0,8490
Índice de Ações	1,4594	0,6852
Taxa de Câmbio	3,7690	0,2653
Inflação	1,6181	0,6180

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 3A – Teste de Wald para os modelos de Poisson incluindo variáveis de controle

Modelo	G. L.	Estatística χ^2	P-valor
(2P)	2	0,9618	0,6182
(3P)	3	53,4320	1,483E-11
(4P)	5	53,8040	2,299E-10

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 4A – Resultados dos exercícios de robustez para o modelo de regressão de Poisson

	(2P)		(3P)		(4P)	
Intercepto	-4,8028	***	-3,1302	***	-4,6108	***
	(0,1344)		(0,1381)		(0,1126)	
Crescimento Econômico	-0,1811	**	-0,3591	**	-0,3697	**
	(0,0558)		(0,1197)		(0,1151)	
Taxa de Juros	-1,5766	***	-1,8769	***	-1,8131	***
	(0,1565)		(0,1271)		(0,1674)	
Estoque de Moeda	0,0952	*	0,0466		0,0440	
	(0,0479)		(0,0438)		(0,0435)	
Índice de Ações	0,2771	***	0,1783	**	0,1765	**
	(0,0769)		(0,0609)		(0,0604)	
Taxa de Câmbio	0,0197		-0,0153		0,0572	
	(0,0865)		(0,0584)		(0,0853)	
Inflação	0,1959	***	0,0301	*	0,0304	*
	(0,0554)		(0,0681)		(0,0655)	
2015–2016	-4,2677	***			-4,3737	***
	(0,1150)				(0,1110)	
2020–2021	0,1216				-0,0431	
	(0,1006)				(0,1182)	
I × Crescimento			0,3489	***	0,3540	***
			(0,0995)		(0,0959)	
I × Taxa de Juros			1,0505	***	1,0694	***
			(0,1408)		(0,1422)	
I × Estoque de Moeda			-0,0460		-0,0361	
			(0,0810)		(0,0851)	
Efeito Marginal Médio						
Crescimento Econômico	-0,0307	**	-0,0471	***	-0,0485	***
	(0,0100)		(0,0139)		(0,0141)	
Taxa de Juros	-0,2302	***	-0,2461	***	-0,2377	***
	(0,0279)		(0,0295)		(0,0313)	
Estoque de Moeda	0,0075		0,0061		0,0058	
	(0,0082)		(0,0079)		(0,0079)	
Índice de Ações	0,0341	***	0,0234	**	0,0231	**
	(0,0109)		(0,0102)		(0,0102)	
Taxa de Câmbio	0,1026		-0,0020		0,0075	
	(0,0292)		(0,0170)		(0,0225)	
Inflação	0,0232	**	0,0039	*	0,0040	*
	(0,0102)		(0,0114)		(0,0115)	
I × Crescimento			0,0457	***	0,0464	***
			(0,0152)		(0,0154)	
I × Taxa de Juros			0,1377	***	0,1402	***
			(0,0227)		(0,0235)	
I × Estoque de Moeda			-0,006		-0,0047	
			(0,0176)		(0,0178)	

Núm. de Observações	2256	2256	2256
Pseudo-R ²	0,4643	0,5141	0,5161
Log-verossimilhança	-606,3636	-576,1247	-574,7938
AIC	1230,7270	1172,2490	1173,5880
BIC	1282,0420	1229,2660	1242,0070

Nota de significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Erros-padrão robustos estão apresentados entre parênteses.

Fonte: Elaboração do autor.