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

ANÁLISE DE BOLHAS NOS PRODUTOS AGRICOLAS: AÇÚCAR, CAFÉ E SOJA

ANNA KAROLYNA SOUZA SILVA

ANÁLISE DE BOLHAS NOS PRODUTOS AGRICOLAS: AÇÚCAR, CAFÉ E SOJA

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de São Carlos como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior

Anna Karolyna Souza Silva

ANÁLISE DE BOLHAS NO PRODUTOS AGRICOLAS: AÇÚCAR, CAFÉ E SOJA

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de São Carlos como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Prof. Dr. Jorge Paulo de Araújo (Membro Externo)

Prof. Dr. José Cesar Cruz Jr. (Membro Interno)

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior (Orientador)

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiro a Deus, por ter colocado essa oportunidade em minha vida.

Ao meu pai Advaldo e minha Tia Fátima, por terem me apoiado desde o início nessa escolha.

Ao Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior pela orientação e conclusão desse trabalho. Muito obrigada por toda dedicação e paciência em me conduzir por todo curso.

Ao Prof. Dr. José César Cruz Júnior, agradeço pelo apoio, principalmente na reta final, onde me deu forças para que pudesse concluir essa etapa.

A todos os colegas de sala da turma de 2018, principalmente a Naty, Brena, Gabi e Ana Helena no qual fizeram os dias serem mais alegres do que realmente parecia.

À Brena, em especial, que foi um anjo em minha vida, me dando todo apoio e força durante essa caminhada.

Aos meu amigo e irmão Victor Hugo, que me incentivou a dar o melhor de mim tanto na vida acadêmica quanto na profissional.

À todas as outras pessoas que estiveram presente diretamente ou indiretamente nesse período e me viram fazer acontecer um sonho. Obrigada a todos.

À UFSCar *campus* Sorocaba e a todo departamento de Pós-Graduação em Economia, que me ofereceram o melhor para a obtenção desse título.

RESUMO

O processo de alteração das condições de mercado, devido aos grandes choques dos anos setenta e oitenta, bem como a alteração das condições dos mercados doméstico e internacionais, nos anos subsequentes, afetou sensivelmente a volatilidade dos preços de muitas commodities. A volatilidade dos preços de importantes commodities como o açúcar, o café e a soja, demanda um estudo sobre a ocorrência de bolhas e a caraterização das mesmas. Para tal, o presente trabalho propôs a identificação de bolhas especulativas baseadas no teste de raiz unitária modificado para acomodar a hipótese nula de processos moderadamente explosivos nos preços das commodities analisadas, foi utilizado a metodologia do GSADF para as estruturas de simulação de Monte Carlo (MC) e Wild Bootstrapping (WB) com a inclusão de um parâmetro de tendência para dirimir os efeitos da tendência dos mercados no período entre janeiro de 1964 e dezembro de 2016. Os resultados mostraram a ausência de bolhas para a soja, por se tratar de uma commodity com negociação mais líquida. Para o açúcar foram identificadas em média cinco bolhas no período analisado, sendo que os episódios foram mais longos para o WB com tendência e mais longos para o MC com tendência. Para o café, os períodos foram mais longos para as simulações sem tendência. Concluiuse que o uso da tendência pode ser utilizado para séries de commodities cujo ciclo da produção seja menor e, nos casos de commodities com ciclos longos como o café, ela reduz a ocorrência de bolhas ao levar em conta a tendência de longo prazo de tais mercados.

Palavras chave: Economia; Bolhas; Ciclos Econômicos; Commodities.

ABSTRACT

The process of changing market conditions, due to the major shocks of the 1970s and 1980s, as well as the changes in domestic and international market conditions in subsequent years, significantly affected the price volatility of many commodities. The volatility of prices of important commodities such as sugar, coffee and soy, demands a study on the occurrence of bubbles and their characterization. To this end, the present work proposed the identification of speculative bubbles based on the modified unit root test to accommodate the null hypothesis of moderately explosive processes in the prices of the analyzed commodities, using the GSADF methodology for the Monte Carlo simulation structures (MC) and Wild Bootstrapping (WB) with the inclusion of a trend parameter to mitigate the effects of the market trend in the period between January 1964 and December 2016. The results showed the absence of bubbles for soybeans, as it is a commodity with more liquid trading. For sugar, an average of five bubbles were identified in the analyzed period, and the episodes were longer for the trended WB and longer for the trending MC. For coffee, the periods were longer for the simulations without trend. It was concluded that the use of the trend can be used for series of commodities whose production cycle is shorter and, in the case of commodities with long cycles such as coffee, it reduces the occurrence of bubbles when taking into account the long-term trend of such markets.

Word-Keys: Cycles, price bubbles, commodities prices.

Sumário

1.	INTRODUÇÃO	9
2.	CAPITULO 2	11
:	2.2 REFERENCIAL TEÓRICO	11
	2.1.1 Açúcar	13
:	2.1.2 Café	15
:	2.1.3 Soja	18
:	2.2 Literatura empírica sobre bolhas especulativas	19
3.	CAPITULO 2	27
;	3.1 METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA	27
;	3.1.1 Especificação do modelo	29
:	3.1.2 Teste de Bolhas	29
:	3.1.3 Uso de tendência	32
:	3.1.3 Dados	33
4.	CAPITULO 3	34
	4.1 ANÁLISE DE RESULTADOS E DISCUSSÃO	34
4	4.1.1 Identificação de bolhas nos preços internacionais do açúcar	35
4	4.1.2 Identificação de bolhas nos preços internacionais do café	42
4	4.1.3 Identificação de bolhas nos preços internacionais da soja	47
4	4.1.4 Comparativo entre os resultados obtidos nas commodities a partir do índice de pre	eços
	CONCLUSÕES	
	REFERÊNCIAS	
~ •		

1. INTRODUÇÃO

O colapso do Sistema de Bretton-Woods marcou o fim de uma era de estabilidade cambial e, consequentemente, de estabilidade de preços de *commodities*. Após aquele colapso, o Primeiro Choque do Petróleo, seguindo de um Segundo Choque do Petróleo nos anos setenta e o a Crise Internacional dos Juros em 1979, marcou uma nova trajetória para os preços das principais *commodities* nos mercados internacionais. Aliado aos efeitos externos, inúmeras crises domésticas, dentre elas a crise da dívida no início dos anos oitenta e os efeitos sobre o balanço de pagamento nos anos setenta acabaram descolando as estruturas de demanda e oferta. Agora, estas eram mais susceptíveis aos choques de demanda e de oferta nos mercados internos e externos e, portanto, passaram a apresentar elevada volatilidade e bolhas.

Na segunda metade dos anos noventa, ocorreu um excesso de oferta associado à expansão das áreas de produção e aos avanços tecnológicos que afetaram os preços causando elevada volatilidade no mercado. A partir dai, com a inserção da China na OMC ocorreu uma elevação da demanda e oferta mundial para muitos produtos e, após a nova política regulatória sobre os derivativos fez com que a demanda por *commodities* sofresse mudanças mais bruscas.

Apesar da importância do tema, a literatura para o Brasil é escassa e carece de especificações mais adequadas sobre a estrutura das bolhas. Etienne *et al.* (2014), estudaram vários mercados futuros para inúmeras commodities, nos Estados Unidos. Embora pouco direcionamento sobre a estrutura das bolhas tenham sido postulados, o trabalho compreendeu um período de mais de quarenta anos de atividades nesses mercados. Ainda, o trabalho se resumiu no procedimento tradicional de date-stamping, isto é, identifica-se a bolha e o período de duração das mesmas. Tal processo auxilia na catalogação de bolhas sem um detalhamento de aspectos relevantes e determinantes da volatilidade, suas origens e características especificas.

A partir de tal escopo de estudos, o presente trabalho visa estudar os processos de bolhas a partir dos dados do mercado internacional retirados do IPEA –DATA, de três produtos relevantes para o Brasil, a saber: o açúcar, o café e a soja. Tais produtos apresentam características muito peculiares, mas os mesmos são muito sensíveis às dicotomias entre demanda e oferta e entre mercado interno e mercado externo. Portanto, o presente trabalho tem como objetivo a datação e a identificação das características

estruturais das bolhas para estes produtos no período entre janeiro de 1964 e dezembro de 2016. Como objetivo secundário, o estudo utiliza o uso de um argumento para a tendência com o intuito de dirimir efeitos da expansão de mercado sobre a volatilidade, uma vez que o período analisado é superior a um ciclo de cinquenta anos.

2. CAPITULO 2

2.2 REFERENCIAL TEÓRICO

Durante o século XX ocorreram diferentes ondas de choques nos preços das commodities. Os principais eventos foram registrados nos anos 70 quando houve uma grande alta no preço no preço nominal das commodities, conforme Black (2013). Isso ocorreu devido ao fim do Bretton Woods¹ que causou desvalorização do dólar e manteve a taxa de juros americana em nível baixo o que, por consequência, provocou o aumento de movimento especulativos naquela década. Além do choque que impactava todo cenário mundial, ocorreu no ano de 1973 o choque do petróleo que causou profundas estruturas nos balanços de pagamentos de países dependentes daquele insumo e, consequentemente, afetou o mercado de commodities com novas políticas orientadas para a expansão da produção e da comercialização das mesmas.

Posteriormente, os preços das *commodities* apresentaram alta volatilidade, coincidente a uma tendência de queda, que se intensificou na segunda metade dos anos 1990. Naquele período os preços apresentaram deflação decorrente do excesso de oferta em vários mercados, associados em parte aos avanços tecnológicos na agricultura e na extração de metais, que induziram liquidações as quais diminuíam ainda mais os preços (IMF, 2006). Então, somente elementos de oferta de demanda não parecem capazes de explicar as oscilações bruscas nos preços. Esse aumento da volatilidade, por hipótese, guardaria relação com o aumento da "financeirização" das *commodities*. (BLACK, 2013). E conforme Prates (2007), a deflação apresentada pelos preços das *commodities* foi consequência do excesso de oferta nos diversos mercados e dos avanços tecnológicos que foram implementados naqueles anos.

No início do século XXI, os preços de diversas *commodities* começaram a apresentar movimentos de alta, diferente dos patamares historicamente baixos dos anos anteriores. Contudo, conforme Prates e Marçal (2008) ainda não se vislumbrava naquele início de século um período de alta consistente desses preços. Porém, segundo Byrne, Fazio e Fiess (2011) seria necessário o conhecimento da natureza e dos determinantes do movimento dos preços para a formulação de políticas monetária e fiscal, o qual contribuiriam para tomadas de decisões no mercado de *commodities*.

¹ O fim do acordo em 1971, foi decido que as moedas não seriam mais lastreadas pelo ouro e passariam a ser lastreadas pela moeda americana, o dólar.

A recuperação dos preços entre os anos 2002 - 2007 foi inicialmente liderada, principalmente, por *commodities* agrícolas que enfrentaram choques de oferta de origem climática. Prates e Marçal (2008) acreditaram que a característica fundamental da alta dos preços no período 2002 a 2007, foi sua abrangência, pois ela atingiu as mais diversas modalidades de *commodities* (energéticas, metais, agrícolas, etc.), cujos preços sofrem influência de diferentes fatores. Para os autores essa valoração dos custos para as *commodities* inclui também o encarecimento dos transportes, dos fertilizantes, da energia e custos de oportunidade.

Segundo Black (2013), os desequilíbrios entre a demanda e a oferta são os fatores mais citados por grande parte dos analistas como explicação para o "superciclo" dos preços de *commodities*, o qual iniciou em meados de 2002. A autora ainda sintetiza que quando se trata da demanda, o argumento mais utilizado pela literatura é o crescimento econômico e o processo de urbanização chinesa, o chamado "efeito-Chinademanda" e se tratando da oferta, é encontrado na literatura respostas como o baixo crescimento da oferta frente a um contexto de aceleração econômica mundial e os choques de oferta de origem climática.

O boom dos preços das *commodities* teve duração até uma nova crise se emergir no mercado internacional em 2008, o qual acarretou uma queda nos preços. Para Black (2013), não é possível afirmar que a crise financeira de 2008 representou o fim desse boom dos preços pois, posteriormente, houve uma recuperação de preços. No ano de 2011, alguns produtos superaram os picos anteriores — em fevereiro para os metais e em abril para as *commodities* agrícolas, a exceção são os combustíveis, para os quais julho de 2008 permanece como recorde.

A compreensão dos movimentos de preços internacionais de *commodities* é importante, pois eles têm influência na inflação, no câmbio e na balança comercial. Carrara (2016), relata que é preciso ter em mente que os preços das *commodities*, além de sofrer influências do lado real da economia (clima, produtividade, renda, etc.), também podem atuar mutuamente com variáveis monetárias, tais como a taxa de juros e a taxa de câmbio.

Areal, Balcomb e Rapsomanikisb (2016), expuseram que a contestação sobre se os preços de produtos agrícolas e de alimentos são injustificadamente voláteis e desvinculados dos fundamentos do mercado, a literatura sobre economia agrícola se

concentrou principalmente em analisar se os dramáticos aumentos de preços de alimentos em 2008, para o autor essas análises não constituem testes para a detecção de uma bolha, mas concentram-se em identificar as possíveis vias pelas quais as estratégias de feedback positivo nas trocas de mercadorias contribuíram para aumentos de preços que não pôde ser explicado pelos fundamentos do mercado.

Partindo de estudos literários, é necessário entender os mercados estudados nesse trabalho: açúcar, café e soja. Para que seja possível conseguir respostas a partir do entendimento do mecanismo que cada mercado compõe, o ciclo o qual o produto estava presente, a volatidade dos preços e as safras dos produtos agrícolas. Tendo isso em mente foi necessário buscar na literatura trabalhos empíricos que abordam esses mercados e que possuem estudos semelhantes com o que será exposto.

Para que possa ficar mais fácil para a compreensão do leitor a estrutura do trabalho a partir daqui, foi necessário estabelecer uma ordem dos produtos, para que não haja equívocos, principalmente na ordem cronológica. A ordem estabelecida foi alfabética, sendo assim, todo o texto e tabelas estará com açúcar em primeiro, seguido pelo boi gordo, café e ouro sucessivamente.

2.1.1 Açúcar

O sistema agroindustrial da cana-de-açúcar é um dos pioneiros para economia, está ligado aos principais eventos históricos, e é de enorme importância ao Brasil. A partir dos anos 70 a agroindústria, passou por importante transformação, deixando de ser exclusivamente voltado para o setor de alimentos, para destinar-se também ao setor energético, que incentivou o uso da cana para produção de combustível, tendo efeito positivo no aumento da competitividade do sistema como um todo. Houve impacto nas escalas de produção, ganhos de produtividade como um todo para o setor açucareiro do Brasil. (WAACK E NEVES, 1998). Isso ocorreu devido à crise que se instaurava no preço do petróleo, assim os países passavam a investir nesse mercado.

Um dos países com maior destaque na década de 70 foi o Brasil, pois havia no nosso território fatores que o transformariam em um dos líderes desse mercado como: condições climáticas favoráveis ao cultivo da cana, ciclo de safra com maior duração de tempo e em período diferente dos demais países produtores, a flexibilidade em se

produzir etanol e açúcar na mesma unidade industrial, incentivos governamentais para o crescimento do setor durante os anos 80 e 90, e assim por diante (LIEBERG, 2014).

No livro sobre *commodities* de Geman (2005), a autora argumenta sobre a inelasticidade que a demanda do açúcar possui em relação ao preço e que a oferta desse produto é definida pelo estoque e produção. No livro a autora ainda aponta que preços de *commodities* agrícolas em geral apresentam sazonalidade e possuem alta volatilidade, o destaque nesse trabalho é dado pelo argumento que a alta volatilidade de preços de *commodities* se deve a fatores relativos ao clima, degradação causada pelos produtos agrícolas, armazenamento, entre outros, como problemas referentes à safra, entressafra e armazenagem, ainda questões como a evolução tecnológica desse mercado, as estratégias de proteção e as barreiras alfandegárias em mercados internacionais todos incluem causas que possam afetar o comportamento estocástico dos preços e dificultam a sua descrição e previsão.

Sobreiro *et al* (2008), em seu trabalho expõe que o açúcar destinado ao mercado exterior é produzido seguindo algumas características físicas definidas por esse mercado a fim de estabelecer um padrão ou homogeneidade entre os produtos. De certo modo, esse padrão permite que os produtos sejam transacionados em bolsas de valores, assim todos os produtos que se encontram nesse contexto são conhecidos como *commodity*. De acordo com Levi (2009), os produtores de açúcar estão vulneráveis às oscilações de preço do mercado, já que o valor pago dependerá fundamentalmente das variações internacionais.

Robles *et al.* (2009) enfatizam que, juntamente com os fundamentos do mercado e o comportamento tendencioso, como o crescimento das expectativas, desempenharam um papel significativo no aumento do nível e na volatilidade dos preços dos alimentos, atribuindo o episódio dos preços de alimentos em 2008, que pode ser chamado de bolhas especulativas. Wright (2010) expõe uma vertente da literatura embasada no o equilíbrio entre consumo, oferta disponível e os estoques, para o autor são suficientes para justificar os movimentos amplos dos preços dos produtos agrícolas.

Segundo Bini, Canever e Denardim (2015), outro efeito dos preços agrícolas se dá via ocupação das áreas agrícolas com culturas apropriadas à produção de fontes alternativas de energia, a exemplo da cana de açúcar, no Brasil, e do milho, nos Estados

Unidos. A expansão da área cultivada com produtos destinados à obtenção de bioenergia afeta os preços de outras *commodities* agrícolas por modificar a quantidade ofertada. Por tratar-se de uma *commodity*, de acordo com Levi (2009), os produtores de açúcar estão vulneráveis às oscilações de preço do mercado, já que o valor pago dependerá fundamentalmente das variações internacionais.

2.1.2 Café

Desde os princípios das transações mercantis simples, o café tem sido um produto de extrema relevância nas economias mundiais. Como relembram Dias e Silva (2015), o café chegou ao Brasil em 1727, na cidade de Belém, então província do Grão-Pará, trazido da Guiana Francesa por Francisco de Melo Palheta. Seu plantio se desenvolveu no interior de São Paulo e Rio de Janeiro, onde prosperou no vale do Paraíba.

Buescu (2011), retrata que o ciclo do café começou no decênio entre 1830 e 1840, quando este produto assume a liderança na pauta de exportação, responsável pelo reerguimento das receitas, constituindo-se em setor dinâmico da economia em termos de mobilização de fatores de produção e da geração de renda. Para a autora esse ciclo ainda não terminou, mesmo o café não sendo o produto mais exportado do Brasil a existência dele compõe o mercado de *commodity* agrícolas que cobrem grande parte da receita de exportação brasileira.

O café é a *commodity* agrícola brasileira que possui o mercado mais desenvolvido, dentre os contratos negociados na B3 é o que apresenta negociações em maior volume, além de apresentar maiores volatilidades. Para Ribeiro, Souza e Rogers (2006), a atividade agropecuária apresenta características econômicas diferenciadas em relação aos demais setores da economia. As diferenças mais relevantes são as associadas aos fatores climáticos, ao longo período em que determinadas culturas permanecem sem apresentar retorno, à perecibilidade dos produtos e à grande variabilidade dos preços no mercado físico e futuro. O somatório de todas essas características confere a esta atividade um elevado risco em face do investimento efetuado.

De acordo com os dados da Associação Brasileira da Indústria de Café (ABIC), estima-se que entre 20 a 25 milhões de famílias, em mais de 50 nações em

desenvolvimento, e em mais de 5 milhões de fazendas, produzem e comercializam o café. Duas espécies são bastante comercializadas: o café arábica, e o café robusta. De acordo com Carvalho *et al.* (2017), o café arábica responde por cerca de 60% a 70% de produção mundial. O café arábica produz boas bebidas de sabor muito apreciado e ótimo aroma, porém é mais suscetível aos ataques de pragas e doenças, sendo que a expansão geográfica do café arábica está concentrada na América Latina, na América Central, na África Oriental, na Índia e, até certo ponto, na Indonésia.

Em contrapartida, o café robusta responde por 30% a 40% de produção mundial. Robusta é o nome da variedade do *Coffea canéfora*, sendo oriundo de uma árvore pequena – até 10 metros em altura – que pode crescer em altitudes mais baixas que arábica, com rendimentos mais altos e com certa resistência para doença. Os frutos, porém, são de gostos inferiores ao do café arábica, e tem duas vezes mais o conteúdo de cafeína (CARVALHO *et al*, 2017).

Segundo Raposo (2000), a produção brasileira de café é caracterizada por grandes flutuações de um ano a outro, em razão do ciclo bienal da cultura e das adversidades climáticas. O ciclo bienal do café decorre do esgotamento da planta, já que uma boa produção em um ano gera esgotamento da planta no ano seguinte. Os meses da safra brasileira ocorrem de junho a agosto. O Brasil é o maior produtor mundial, com 36% da produção total, seguido do Vietnã, com 18%, da Colômbia, com 9%, e da Indonésia e Honduras, com 8% e 5% respectivamente. A América do Sul participa com 46,52% do mercado, seguida da Ásia e Oceania, com 25%, da América Central, com 15,12%, e da África, com 13,34% (ABIC, 2018).

Lamounier (2003) elucida que existe um alto grau de risco do preço à vista (spot) para esta *commodity*, o que, de forma indireta, traduz o risco da renda para os diversos segmentos presentes no fluxo de comercialização agropecuária, de tal forma que esta volatilidade de preços atrapalha o planejamento da produção e gera instabilidades no abastecimento. Logo, as incertezas no mercado podem gerar efeitos negativos nos preços recebidos pelos produtores agrícolas, além de atingir o desempenho econômico dos países dependentes das exportações das *commodities* agrícolas, como é o caso do Brasil, que é dependente de suas exportações e ganha cada vez mais espaço no mercado internacional.

A volatilidade dos preços do café influencia não apenas os produtores, mas também os exportadores: suas decisões sobre quanto café comprar, processo e exportação são fortemente influenciados pela volatilidade do preço. Grandes flutuações de preços também podem reduzir o bem-estar de alguns pequenos agricultores e consumidores, pois esses possuem ferramentas limitadas de gerenciamento de risco de preços e gastam uma proporção considerável de renda em alimentos. (Worako, Jordaan e Van Schalkwyz, 2011).

Para Traore e Badolo (2016), recentemente o café experimentou uma volatilidade substancial dos preços. Essa volatilidade tem uma influência dramática nos níveis nacionais da produção, o que impede os produtores de fazer investimentos necessários para aumento da produção. Os autores afirmam que esse fato pode estar ligado a colheita sazonal e regional do café, o que dificulta a previsão da produção de café. A produção e exportação de café foram consideradas como contribuintes essenciais para o desenvolvimento social e econômico de muitos países em desenvolvimento.

Wang *et al.* (2019), elucida que essas grandes flutuações de preços podem levar a bolhas do mercado e impactar a oferta e a demanda. Assim, os autores investigam as possíveis razões para o preço do café apresentar bolhas, primeiramente retratando que o aumento da demanda para o café poderia explicar essas flutuações de preços. O aumento da demanda é consistente com a economia desenvolvimento e aumento da renda, principalmente na China e na Índia. Em seguida, o preço do café é sensível aos custos de insumos, principalmente petróleo e energia. Esses custos de insumos podem influenciar os custos de produção e transporte, o que poderia impactar ainda mais o preço do café. Terceiro, a produção de café é afetada pelas condições climáticas e danos causados por aumentos de pragas e doenças, que estão ligados à alta dos preços do café. Por último a flexibilização das restrições monetárias, tais como a redução das taxas de juros e o aumento da liquidez, podem influenciar os preços do café através da inflação.

2.1.3 Soja

O papel desempenhado pelo setor do agronegócio brasileiro, o qual corresponde a 25% do Produto Interno Bruto – PIB, faz que seu desempenho esteja relacionado ao comportamento econômico no país, no qual pode ser resultado de programas focados no aumento da produtividade, adoção e difusão de tecnologias agrícolas, eficiência na comercialização dos produtos e estímulos de políticas públicas do setor. (Artuzo *et al*, 2018). É nesse cenário que a soja tem liderado como a principal commodity do agronegócio brasileiro.

Espírito Santo, Damaso e Nassar (1994), acreditam que devido ao uso de novas tecnologias, há uma contribuição para a reestruturação do setor agrícola, com isso, possibilita que esse setor atenda a demanda crescente, tanto por alimentos, quanto por energia. Dentre as alternativas encontradas pelos agricultores cabe destacar a utilização da terra de forma mais eficiente, o que acarreta ao aumento de técnicas produtivas, melhor uso da terra, o aumento de técnicas, o domínio do sistema de produção e o uso racional de insumos produtivos.

Brum e Silveira (2010), acreditam que após o momento de enorme liquidez vivido pela economia mundial, nos anos de 2007/2008, com uma alta generalizada, principalmente das commodities agrícolas e do petróleo, os preços a partir de meados de 2008 sofreram uma violenta readaptação, puxados pelo estouro da bolha especulativa. Neste sentido, o setor agrícola brasileiro em geral e da soja em particular, viu seus preços recuarem rapidamente. O mesmo ocorreu com as ações nas diferentes bolsas de valores do mundo.

Gutierrez (2013), fala que a ascensão surpreendente em 2007-2008 os preços de *commodities* agrícolas e, em seguida, seus declínios convenceram muitos pesquisadores e políticos de que a especulação, estava por trás do boom do preço das *commodities*. Para o autor a especulação nos mercados de *commodities* é dado pelo acentuado aumento nos preços dos produtos primários.

Se a especulação financeira causou as bolhas de 2007-2008, uma das causas pode ter sido o comportamento dos participantes do mercado que tiveram expectativas dos aumentos de preços. Esse fator pode ter contribuído para a alta preços registrados em 2007 – 2008. Em síntese, é necessária uma pesquisa adicional para entender quais

fatores podem ter afetado a mercadoria agrícola e a dinâmica de preços. Saber onde as bolhas estão localizadas pode nos ajudar a identificar as variáveis.

Hirakuri & Lazzarotto (2014), articulam que a produção da soja é uma das atividades de maior importância econômica do agronegócio brasileiro e mundial. Esse acontecimento pode ser atribuído ao desenvolvimento e à estruturação do mercado internacional, à consolidação da soja como fonte de proteína vegetal e à geração de novas tecnologias que viabilizaram a expansão da exploração desse grão em diversas regiões mundiais.

Para os autores, Artuzo *et al* (2018), o sistema de produção de grãos, como a soja, cada vez mais requer um determinado grau de conhecimento técnico, econômico e administrativo, a fim de garantir os melhores resultados (tornando-se competitivo). Para isso, é preciso um planejamento na unidade de produção, no qual requer, por exemplo, informações de mercado e gestão dos recursos que auxiliem na tomada de decisão.

2.2 Literatura empírica sobre bolhas especulativas

Kregel (1997) e Dymski (1998), mencionam que as "bolhas" devem ser explicadas no contexto das flutuações cíclicas do nível de renda e de emprego, ocorrendo durante a fase de "expansão" ou "prosperidade" do ciclo econômico. Elas irão resultar da combinação de dois fatores, a saber: o aumento cumulativo do "estado de confiança" e a redução da preferência pela liquidez dos agentes econômicos como um todo. Entretanto, bolhas podem apresentar características distintas do que foi proposto pelos autores.

A presença de bolhas nos preços de diferentes ativos é um assunto que vem sido discutido há um longo período na literatura, um caso clássico a ser citado são os episódios no século XVII, das Tulipas na Holanda e de *London South Sea*, e ainda no século XVIII, a bolha da *Mississipi Company* (MACKAY, 1852).

Pouco se fala ou se sabe de como esses eventos ocorrem. Segundo Tucker et al. (1991), há diversos modelos econômicos que são capazes de explicar o acontecimento das bolhas em mercados de ativos, mas alguns ainda geram resultados pouco satisfatórios, para os autores os agentes econômicos formam expectativas de preços com base em certo comportamento exorbitante.

A identificação de bolhas especulativas no mercado financeiro, ganhou força a partir dos estudos feitos por Blanchard e Watson (1982), onde os autores investigaram de uma forma mais estruturada, a natureza das bolhas especulativas e seus impactos no mercado financeiro. Ainda, os autores apresentam um argumento de consistência das bolhas especulativas com a hipótese básica da teoria moderna financeira: a racionalidade dos agentes econômicos. Para eles, bolhas têm movimentos de alta, seguidos por depressões, que podem estar ligadas a racionalidade do investidor.

De acordo com Lintz (2004), a análise da detecção de uma bolha especulativa consiste basicamente na verificação de distorções entre o preço de mercado e o valor fundamental de um ativo. Porém, os métodos não focam apenas nessas distorções, há também uma persistência do desvio entre o valor de mercado e valor fundamental. Para Etienne *et al.* (2014), as bolhas representam apenas uma amostra da variação de preços ao longo do tempo. Os autores falam que outra abordagem para examinar a força ou magnitude de uma bolha para avaliar em que medida os preços observados são sobrevalorizados em comparação com os fundamentos econômicos.

Estes e estudos similares sobre especulação de bolhas estão sujeitos a críticas devido à dificuldade em mostrar o grau em que os preços são influenciados pela oferta de mercado e fundamentos de demanda em comparação com componentes da bolha (Van Norden e Vigfusson, 1998). Simplificando, é um desafio medir os valores fundamentais.

A detecção de bolhas especulativas no mercado financeiro tem atraído interesse acadêmico e profissional. O seu estudo ganhou força a partir de estudos sobre a sua natureza, seus impactos no mercado financeiro e a sua forma estrutural, Blanchard e Watson (1982), apresentaram um argumento de consistência das bolhas especulativas com a hipótese básica da teoria moderna financeira: a racionalidade dos agentes econômicos. Neste modelo, as bolhas apresentariam movimentos de alta, seguidos por depressões, que poderiam estar ligadas a racionalidade do investidor.

Na teoria apresentada por Friedman (1953), o autor fala sobre o comportamento racional e expectativas racionais, o preço de um ativo sempre refletirá os fundamentos do mercado. Qualquer divergência do preço em relação ao seu valor fundamental de mercado, causada por participantes não informados, pode ser eliminado, pois oferece estes uma oportunidade para os comerciantes informados negociarem com não

informados, assim é possível obter lucro e trazer o preço de volta ao seu valor fundamental.

Stiglitz (1990) definiu o conceito de bolhas dizendo que a razão para o preço de um ativo estar alto no presente é exclusivamente porque os investidores acreditaram que seu preço de venda estaria maior no período seguinte. Ou seja, quando a alteração nos preços de um ativo não puder ser justificada pelos fundamentos que determinam tais preços, há uma bolha especulativa.

De acordo Lintz (2004), as análises de detecção de bolhas especulativas consistem basicamente na verificação de distorções praticas entre o preço de mercado e o valor fundamental de um ativo. Os métodos focam-se não apenas nessas distorções, mas há persistência do desvio entre valor de mercado e valor fundamental. O preço de mercado pode ser avaliado de diferentes formas. Por exemplo, no mercado de ações, os ativos, por serem cotados em bolsas, possuem dados correntes e históricos amplamente disponíveis. Essa disponibilidade é presente também no mercado de *commodities*.

Um ponto fundamental na pesquisa de bolhas em diferentes mercados é a eficiência do modelo para especificar os preços. Técnicas de detecção de bolhas exigem a estimação do valor de um ativo com base em seus fundamentos. E é exatamente nessa etapa, com amplo espaço para distorção das hipóteses, que a detecção das bolhas apresenta um ponto frágil. (LINTZ, 2004).

A racionalidade que fundamenta esse fator de desvio pode ser explicada por diversos modelos dentre eles o de Blanchard e Watson (1982). Para os autores, a racionalidade do comportamento e das expectativas, juntamente com a compensação de mercado, implica que os ativos são voluntariamente detidos. Assim, nenhum agente pode aumentar a sua utilidade esperada, dada a sua informação privada e as informações reveladas pelos preços. Em qualquer perspectiva, as bolhas existirão mesmo com os agentes tendo informações diferentes. Assim, o preço do ativo é dado pela seguinte equação:

$$P_t = P_t^* + c_t \tag{1}$$

Onde, o preço de mercado do ativo no tempo é dado por P_t , o preço fundamental no tempo é dado por $P_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} E(x_{t+1}|\Omega_t)$, no qual θ é o componente de desconto que pode ser dado por : $\theta = (1+R)^{-1} < 1$, o parâmetro R representa a taxa

de retorno normal do ativo, x_t é o fluxo esperado a partir dos fundamentos no tempo t e Ω_t é o conteúdo informacional no tempo t. O outro componente do preço de uma bolha especulativa é dado por: $c_t = \theta E(c_{t+1}|\Omega_t)$. Sendo assim, o preço de um ativo no tempo t, depende não apenas do preço fundamental, mas também de uma componente bolha no tempo t, sendo que este depende de uma expectativa do valor da bolha no tempo t+1.

Diante disso, a base teórica das bolhas racionais apresentadas por Blanchard e Watson (1982), elucida onde o desvio entre o preço fundamental e o preço de mercado ocorre quando há uma expectativa de que o componente c_t se manterá no futuro. Portanto, o termo "racional" é utilizado, pois a presença do componente é inteiramente consistente com a teoria das expectativas racionais e retornos constantes, que foi representado por R.

Dada a criação do modelo básico, inúmeros aperfeiçoamentos foram realizados, cada nova modelagem se propunha a chegar mais próximo do mercado de ativos real. No entanto, a volatilidade dos preços das *commodities* tem impulsionado o interesse recente e uma quantidade substancial literária está sendo utilizada como base embora alguns resultados ainda são inconclusivos. Dentre essa nova análise de mercado, podemos citar os trabalhados de Hamilton (2009), Liu e Tang (2010), Phillips e Yu (2011), Emekter, Jirasakuldech, and Went (2012), Gutierrez (2013), Etienne, Irwin, e Garcia (2014), entre outros, que analisaram uma nova modelagem a partir dos mercados de *commodities*.

De uma perspectiva teórica, Hamilton (2009) mostrou como o preço das commodities aumentam entre 2007 e 2008 no qual surgiu como resultado da crescente demanda mundial em tempos de crescimento da oferta limitada, enquanto picos de preços anteriores tinham surgido predominantemente diante da redução da oferta. Essas condições de mercado, combinadas com a elasticidade-preço da demanda causaram um aumento nos preços de bolhas e, em seguida, colapsou, o que causou uma retomada nos níveis de oferta e demanda.

Liu e Tang (2010) encontraram evidências de cointegração entre preços e fundamentos para quatro mercados de *commodities* antes de 2004, mas não depois disso, implicando que o aumento dos preços das *commodities* que ocorrem durante meados da década de 2000 é principalmente devido a um aumento nas atividades especulativas, ou seja, uma bolha.

Os testes propostos por Phillips *et al.* (2011), distinguem processos de raízes unitárias periodicamente de colapsar bolhas e o *date-stamping* para sua origem e colapso. A metodologia é baseada em uma aplicação repetida do teste ADF (Augmented Dickey Fuller), estimando-se através de uma regressão dada por:

$$\Delta y_t = \alpha_{r_w} + \beta_{r_w} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_{r_w}^i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t , \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{r_w}^2)$$
 (2)

onde, y_t é o preço registrado dos estudos de *commodities* no tempo t; α , β , ϕ são parâmetros a ser estimado; r_w é o tamanho da amostra; e, k é o número de ordem. A regressão envolve a estimativa pelos mínimos quadrados começando com uma fração da amostra dada por $r_w = r_0$, e repetidamente expandindo a amostra, como última regressão utilizando a amostra completa (T). Os autores expandem a amostra e geram uma amostra de estatísticas SADF (Supremum Augmented Dickey Fuller), testam a hipótese nula de uma raiz unitária contra o comportamento explosivo, para isso utilizam os valores críticos.

Embora o teste SADF detecte periodicamente o colapso das bolhas, *date-stamping* da sua origem e o colapso subsequente, Phillips *et al.* (2012) alegam que o SADF, tem uma fragilidade quando há episódios múltiplos da bolha dentro do mesmo período da amostra. A análise econométrica de processos explosivos utilizando ADF tem sido realizada principalmente em pesquisa financeira (Phillips *et al.*, 2011; Phillips e Yu, 2011). O SADF difere do GSADF (Generalised version of the Sup augmented Dickey-Fuller) que o anterior usa um período fixo da inicialização visto que o último usa um período móvel, que evita os resultados sensíveis aos dados do começo da amostra. Além disso, o GSADF permite a possibilidade de colapso periódico das bolhas (Phillips *et al.*, 2011).

Phillips *et al.* (2012), utilizou os testes GSADF que foram desenvolvidos recentemente para aplicação de testar os fenômenos da bolha. O teste desenvolvido por Phillips et al. (2012) caracteriza-se pela sua capacidade de lidar bolhas múltiplas.

Emekter, Jirasakuldech e Went (2012) investigaram a presença de bolhas especulativas em *commodities* futuras usando a Interest Adjusted Basis, base de juros ajustada (IAB) como uma medida de proxy de valor fundamental. Procuram mostrar se os recentes aumentos de nos preços das *commodities* são causados por uma crescente demanda no setor real ou se há demanda artificial impulsionada pelo setor financeiro através de fundos. Averiguaram se os movimentos de preços em 28 *commodities*

amplamente negociadas em energia, gêneros alimentícios e industriais, grãos e oleaginosas, pecuária e carnes e setores de metais, foram induzidos por comportamentos especulativos de bolhas racionais. Os autores adotam um teste de dependência de duração e algumas evidências de bolhas especulativas são observadas em 11 dos 28 mercados de *commodities*.

O teste da dependência da duração usados no trabalho de Emekter, Jirasakuldech e Went (2012), não compara o comportamento das séries temporais dos fatores fundamentais que determinam os preços dos ativos. Não requer uma identificação correta do modelo de preço fundamental subjacente. Alguns estudos de comportamento de preço de *commodities* empregaram testes de variância e técnicas de cointegração como uma abordagem indireta para identificar bolhas. Ambas as técnicas comparam o preço subjacente do ativo com seu valor fundamental. No entanto, os críticos argumentaram que esses métodos contêm erro de especificação. O teste de dependência de duração evita o teste conjunto da hipótese nula de ausência de bolhas e nenhuma especificação incorreta do modelo. A técnica não paramétrica utilizada não requer retornos normalmente distribuídos, e retornos tanto para *commodities* físicas quanto para *commodities* futuras exibem assimetria e *leptokurtosis*². Finalmente, o método acomoda não linearidades em retornos, que é uma das características das bolhas. Outros estudos que testam a especulação em mercados de *commodities* usando testes de desigualdade de variância ou autocorrelação e assimetria assumem linearidade.

Gutierrez (2013) investigou o comportamento explosivo de preços diários de quatro *commodities* agrícolas, (arroz, milho, soja e trigo) do período de 1985 a 2010. O autor considera que os mercados de futuros realizam uma função fundamental de descoberta de preços, pois há uma transmissão para os preços futuros dado ao que se espera da oferta, demanda e dos estoques. O modelo utilizado pelo autor foi do valor presente de precificação racional de *commodities, idem* equação (1), para o autor esse modelo pode ser visto como uma forma altamente reduzida de um modelo dinâmico de oferta e demanda. Além disso, o autor utiliza o método *bootstrap* não paramétrico para a extração de inferências da distribuição empírica e valores críticos dos testes estatísticos. Com a utilização do teste SADF, Gutierrez identificou a presença de bolhas em

-

² Ou 'fat tailed risk' ocorre quando a forma de uma distribuição é mais alta do que a de uma distribuição normal.

colapsos nos preços futuros de trigo, milho, soja e arroz no período 2007-2008, mas não para o mercado de soja.

Etienne, Irwin e Garcia (2014), utilizaram os preços diários de contratos futuros individuais para testar se as bolhas especulativas ocorrem nos mercados futuros agrícolas e identificar se os padrões de comportamento de bolhas existem ao longo do tempo. Os autores acreditam que os desvios na série de preços para contratos futuros individuais podem fornecer evidências mais confiáveis para a presença de um componente de bolha nos preços de *commodities* alimentícias. Dado isso, foi utilizado testes SADF, para as bolhas durante um período de amostragem muito longo, de 1970 até 2011. Os autores utilizaram amostras de cotações diárias para 12 mercados futuros de produtos agrícolas. Relacionando as magnitudes das bolhas com as estimativas dos coeficientes do teste SADF, encontraram com poucas exceções que as bolhas tendem a ser relativamente suaves durante os episódios explosivos.

O trabalho de Etienne, Irwin e Garcia (2014), expôs pela primeira vez que uma bolha pode ter características negativas, os autores falam que embora recebam muito menos atenção, as bolhas negativas (vales) contribuem significativamente para o comportamento dos preços, respondendo por quase um terço do total de episódios explosivos. Durante períodos explosivos positivos e negativos, foi observado que os mercados reagem de forma rápida e corrigem seus preços. Também foi constatado neste trabalho que os períodos explosivos não se tornaram mais comuns ou duraram mais na segunda metade do período da amostra e que os episódios recentes de bolhas podem não tem sido tão grave como em meados da década de 1970.

De acordo com Brooks, Prokopczuk e Wu (2015), os testes de bolhas existentes podem ser classificados de formas indiretas e diretas. Estes últimos foram propostos para explorar as características teóricas dos processos da bolha, a fim de especificar a dinâmica do desenvolvimento da bolha e as consequentes implicações para os movimentos de preços. Os autores afirmam que não são os fatores macroeconômicos fundamentais os responsáveis por afetar os preços de maneira diferente em cada mercado, mas sim os fatores especulativos associados à mudança de preço em cada localidade. Portanto, uma bolha especulativa sistematicamente desvia o preço do ativo do seu preço de fundamento.

No debate sobre se os preços de produtos agrícolas e de alimentos, Areal, Balcomb e Rapsomanikisb (2016), expõe que são injustificadamente voláteis e desvinculados dos fundamentos do mercado, a literatura sobre economia agrícola se concentrou principalmente em analisar se os aumentos de preços de alimentos em 2008 foram induzidos por compras especulativas de contratos futuros por investidores institucionais. Essas análises não constituem testes para a detecção de uma bolha, mas concentram-se em identificar as possíveis vias pelas quais as estratégias de feedback positivo nas trocas de mercadorias contribuíram para aumentos de preços que não pode ser explicado pelos fundamentos do mercado. No entanto, nessas análises, o termo "bolha" é usado liberalmente.

Li *et al.* (2017) aplicaram o teste GSADF nos preços de trigo, milho, soja, algodão, açúcar e óleo de soja na China entre 2006 e 2014. Os resultados mostraram que, com exceção do trigo, todas as *commodities* apresentaram episódios de bolhas, mas de curta duração. Apenas 10% dos dias analisados apresentaram preços com comportamento explosivo. Os autores associaram os episódios de bolhas especulativas nos preços das *commodities* ao rápido crescimento econômico do país, ao aumento da oferta de moeda na China no período analisado e à alta taxa de inflação.

3. CAPITULO 2

3.1 METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A identificação empírica de bolhas de preços de ativos em tempo real, e mesmo em retrospecto, certamente não é uma tarefa fácil, e tem sido fonte de debate acadêmico e profissional há várias décadas. Cooper (2008) em seu trabalho diz que muitos economistas declararam que a tarefa é impossível e que é imprudente buscar o combate das bolhas de preços de ativos. Como então os bancos centrais e os reguladores podem trabalhar para compensar uma bolha especulativa quando não conseguem avaliar se ela existe?

De acordo com Phillips, Shi e Yu (2015), PSY deste ponto em diante, a identificação econométrica de múltiplas bolhas com colapso periódico ao longo do tempo é substancialmente mais difícil do que identificar uma única bolha. Segundo os autores essa dificuldade surge da complexa estrutura não linear envolvida nas múltiplas quebras que produzem os fenômenos da bolha. Com a oscilação dos mercados é necessário um sistema confiável para se ter uma menor taxa de detecção de bolhas falsas para evitar medidas políticas desnecessárias e uma taxa de detecção positiva maior para que se garanta a implementação de políticas eficazes.

No trabalho de Areal, Balcomb e Rapsomanikisb (2016), os autores mencionam avaliar até que ponto os preços refletem valores fundamentais ou não, é difícil. Isso implica testar a validade do modelo de valor presente. Se isso falhar, é necessário saber se é possível separar o comportamento da bolha para a possibilidade de o próprio modelo ser mal especificado. Com essas dificuldades, é fundamental examinar as evidências de maneira indireta, como explorar fatores fundamentais e não fundamentais e reconciliar seus movimentos com a variação de preços.

Caspi (2017) diz que a ideia principal, baseada na teoria de precificação de ativos, sugere que a existência de uma componente de bolha em um preço de ativo observado deve se manifestar em sua dinâmica e, também, em suas propriedades estocásticas. Mais especificamente, a teoria prevê que, se existir uma bolha, os preços devem herdar sua propriedade de explosão. Isso, por sua vez, permite formular testes estatísticos destinados a detectar evidências de explosão na série de dados.

Uma das tentativas de testar as bolhas racionais no contexto do mercado de ações é encontrada em Diba e Grossman (1988), onde os autores sugerem a utilização de testes de estacionariedade, reduzidos em relação aos preços das ações e fundamentos observáveis de mercado, detectando bolhas caso o primeiro não seja mais explosivo que o segundo.

Evans (1991), no entanto, questiona o poder de tais testes baseados na estacionariedade na presença de uma bolha periodicamente em colapso (ou seja, um que espontaneamente ocorre e explode), uma característica aparente dos preços das ações reais vistos nos dados.

Mais recentemente, novas estratégias de detecção de bolhas foram desenvolvidas e apresentadas por Phillips, Wu e Yu (2011), PWY deste ponto em diante, e PSY (2015), essas estratégias são baseadas em testes de raiz unitários recursivos e contínuos do *Argmented Dickey-Fuller* (ADF) que permitem detectar bolhas nos dados e marcar a data de sua ocorrência. Esses tipos de testes usam uma variação da cauda direita do teste da raiz unitária aumentada de Dickey-Fuller, em que a hipótese nula é de raiz unitária e a alternativa é de um processo levemente explosivo.

PWY (2011) e PSY (2015) mostram que o uso de testes recursivos e de rolamento resulta em maior poder na detecção de bolhas, em comparação com testes padrão em toda a amostra. PWY propôs então uma estratégia de datação, que identifica os pontos de origem e término de uma bolha com base em uma técnica de regressão regressiva. Quando há uma única bolha nos dados, sabe-se que essa estratégia de datação é consistente, como foi mostrado pela primeira vez em um trabalho de Phillips e Yu (2009).

Quando o período de amostragem inclui múltiplos episódios de exuberância e colapso, os procedimentos de PWY (2011) podem sofrer redução de poder e podem ser inconsistentes, deixando assim de revelar a existência de bolhas. Essa fraqueza é um inconveniente particular na análise de séries temporais longas ou na rápida mudança dos dados de mercado, em que há suspeita de mais de um episódio de explosão. Para superar essa fraqueza e lidar com múltiplas quebras de explosão e colapso, PSY (2015) propõe um método generalizado, *Generalized Sup ADF* (GSADF) para testar a presença de bolhas, bem como uma técnica de regressão regressiva recursiva para marcar a data de origem e término da bolha. O teste GSADF amplia a cobertura da amostra alterando

o ponto inicial e o ponto final da recursão em uma faixa viável de janelas flexíveis, onde o procedimento de detecção é repetido sequencialmente com a reinicialização após a detecção de cada bolha.

3.1.1 Especificação do modelo

O ponto de partida comum na análise das bolhas financeiras é a equação de precificação de ativos, dada por:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r_f}\right)^i E_t(D_{t+1} + U_{t+1}) + B_t$$
 (3)

onde, P_t é o preço de mercado do ativo, D_t é o pagamento que se recebe do ativo, r_f taxa de juros livre de risco, U_t representa os fundamentos não observáveis e B_t é o comportamento da bolha.

PSY (2011) recomendam a utilização de uma janela mínima de tamanho definida por: $r_0=0.01+\frac{1.8}{\sqrt{T}}$

De acordo com PSY (2015), a equação de precificação (1) não é o único modelo a acomodar fenômenos de bolha, e há um debate profissional contínuo sobre como (ou mesmo se) incluir componentes de bolha em modelos de precificação de ativos.

3.1.2 Teste de Bolhas

Assumindo as equações propostas por PSY (2015), com um processo de passeio aleatório e um desvio assintótico insignificante (desprezível para capturar a leve oscilação nos processos de preços, que muitas vezes são empiricamente realistas durante longos períodos históricos), temos:

$$y_t = dT^{-\eta} + \theta y_{t-1} + e_t$$
 $e_t \sim N(0, \sigma^2), \theta = 1$ (4)

onde, *d* é uma constante, η é o coeficiente que controla a magnitude do desvio a medida que o tamanho da amostra T se aproxima do infinito e *e* é o termo de erro. A especificação do modelo (2) é geralmente complementada com dinâmica transitória, a fim de realizar testes de exuberância, assim como no teste de raiz unitária padrão do ADF contra a estacionariedade. A abordagem recursiva que agora sugerimos envolve uma implementação de regressão de estilo ADF de janela móvel.

Caspi (2017), diz que o teste de uma bolha (comportamento explosivo) é baseado em uma variação da cauda direita do teste de raiz unitária padrão do ADF onde a hipótese nula é de uma raiz unitária e a alternativa é de um coeficiente auto-regressivo levemente explosivo. Formalmente temos: H_0 : $\delta = 1$ e H_1 : $\delta > 1$.

As estratégias de teste que serão utilizadas são baseadas em alguma variação da seguinte equação empírica de forma reduzida:

$$y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \, \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{5}$$

onde, y_t é a variável que será analisada, μ é o intercepto, p é o número máximo de defasagens, assim, ϕ é o coeficiente de defasagens diferenciadas e tem variação de 1,...,p, ε é o termo de erro.

Seguindo Caspi (2017), assumiremos que o intervalo de amostragem é de [0, 1] (ou seja, normalizamos a amostra original por T). O coeficiente estimado da equação (3) é denotado por $\delta_{r1,r2}$ e por $ADF_{r1,r2}$. A estatística (normalizada) ADF correspondente sobre a amostra $[r_1, r_2]$. Além disso, r_w é o tamanho da janela (fracionária) da regressão, definida por $r_w = r_2 - r_1$ e por r_0 a janela inicial fixa, definida pelo usuário. A diferença entre os testes refere-se à maneira de definir r_1 e r_2 .

O primeiro teste incluído por Caspi (2017) é uma versão simples de cauda direita do teste de raiz da unidade ADF padrão. Neste caso, r_1 e r_2 são fixos à primeira e à última observações, respectivamente, de toda a amostra, onde, neste caso, $r_w = r_0 = 1$. Entretanto, os valores críticos para testar a hipótese nula diferem daqueles usados no teste usual de raiz da unidade ADF.

Outro teste utilizado por Caspi (2017), o teste de ADF rolling (RADF), é uma versão contínua do primeiro teste em que a estatística ADF é calculada sobre uma janela contínua de tamanho fixo especificada pelo usuário, ou seja, $r_w = r_0$ para todas as estimativas. Em cada etapa do procedimento RADF, o ponto inicial e final da janela (r_1 e r_2 , respectivamente) são incrementados uma observação por vez. Cada estimativa produz uma estatística ADF, denotada como ADF_{r_1,r_2} . A estatística RADF é definida como a estatística $supremum\ ADF_{r_1,r_2}$ entre todas as janelas possíveis.

O teste *sup* ADF (SADF), sugerido por PWY (2011), é baseado em cálculos recursivos das estatísticas do ADF com um ponto de partida fixo e uma janela de

expansão, em que o tamanho inicial da janela é definido pelo usuário. O procedimento de estimativa é o seguinte: a primeira observação na amostra é definida como o ponto inicial da janela de estimativa, r_1 , ou seja, $r_1=0$. Em seguida, o ponto final da janela de estimativa inicial, r_2 , é definido de acordo com alguma escolha do tamanho mínimo da janela, r_0 , de tal forma que o tamanho inicial da janela é $r_w=r_2$. Por fim, a regressão é estimada recursivamente, enquanto aumenta o tamanho da janela, $r_2 \in [r_0,1]$, seguindo uma observação por vez. Cada estimativa produz uma estatística ADF denotada como ADF_{r_2} . Na última etapa da regressão, a estimativa será baseada na amostra inteira (isto é, $r_2=1$ e a estatística será ADF_1). A estatística SADF é definida como o valor supremo da sequência ADF_{r_2} para $r_2 \in [r_0,1]$. O teste PWY é então uma estatística sup baseada na regressão recursiva direta e pode ser definida como:

$$SADF(r_0) = \sup\{ADF_0^{r_2}\}$$
 $r_2 \in [r_0, 1]$ (6)

O teste GSADF, proposto por PSY (2015), o teste desenvolvido parte da ideia de utilizar repetidas regressões do teste ADF (3) em subamostras dos dados de uma maneira recursiva. No entanto, as subamostras usadas na recursão são muito mais extensas do que as do teste da SADF. Este teste generaliza o teste SADF permitindo janelas de estimativa mais flexíveis, em que, ao contrário do procedimento SADF, o ponto de partida, r_1 , também pode variar dentro do intervalo $[0, r_2 - r_0]$. A estatística GSADF pode ser definida como a maior estatística ADF nesta sobre todos os intervalos possíveis de r_1 e r_2 , assim:

$$GSADF(r_0) = \sup\{ADF_{r_1}^{r_2}\} \qquad r_2 \in [r_0, 1] \text{ e } r_1 \in [0, r_2 - r_0]$$
 (7)

O GSADF, assim como o SADF, possui:

- o $H0: \delta = 1 \text{ e } H1: \delta > 1 \text{ (raiz explosiva)};$
- Segmentação em subamostras da amostra total;
- Testes ADF.

Como mostram PWY e PSY, os procedimentos SADF e GSADF também podem ser usados, sob condições gerais de regularidade, como uma estratégia de *date-stamping* que calcula consistentemente a origem e o fim das bolhas. Em outras palavras, se a hipótese nula de qualquer um desses testes for rejeitada, pode-se estimar os pontos inicial e final de uma bolha específica (ou múltiplas bolhas).

3.1.3 Uso de tendência

Nesse trabalho foi utilizado outra ferramenta que também é capaz de analisar o colapso de bolhas, foi incluído nas simulações o uso da tendência. A análise de tendência pode ser utilizada para prever o a movimentação o mercado de um produto ou serviço baseado nos dados estatístico, desse modo é possível definir estratégias para ganho de mercado, e consequentemente, aumentar as possibilidades de previsões aproximadas dos dados futuros.

A análise de tendência nada mais é do que um estudo da relação entre as médias dos valores históricos e dos valores atuais, considerando suas variações dentro de um determinado período. A contribuição que representa para a visibilidade do mercado faz que as informações obtidas com sua operacionalização sejam constantemente demandadas para a definição de planos e políticas (GUJARATI, 2006).

A tendência em uma série temporal é uma função determinística de tempo, como o tempo, tempo ao quadrado etc., ela é chamada de tendência determinística; se não é previsível, ela é chamada de tendência estocástica. (GUJARATI, 2006). Assumindo a seguinte modelo temporal Y_t , segundo Gujarati (2006), temos:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \tag{8}$$

onde u_t é o ruído branco e t é o tempo mensurado cronologicamente, considerando $\beta_1 \neq 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 1$, obtemos:

$$Y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + u_t \tag{9}$$

Podemos reescrever a equação (9), da seguinte maneira:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t \tag{10}$$

Isso significa que Y_t exibirá uma tendência positiva quando $\beta_1 > 0$ ou negativa quando $\beta_1 < 0$, por ser tratar de um período de tempo indeterminado, tal tendência é chamada de tendência estocástica.

Dessa forma, a análise da tendência permite prever acontecimentos e possíveis resultados e, consequentemente, faz com que seja possível antecipar ações preventivas ou corretivas dos agentes no mercado.

3.1.3 Dados

Os dados utilizados foram extraídos do Fundo Monetário Internacional, Internacional Financial Statistics (FMI/IFS), são commodities, produtos agropecuários cotados em bolsa no mercado internacional.

As três séries: açúcar, café e soja possuem cotação internacional - US\$ (centavos) e seu período de amostragem é de janeiro/1964 até dezembro/2016, os dados analisados são os preços desses produtos mensais. O preço do açúcar e do café são cotados em centavos de dólar americano (US\$) por libra-peso e o preço da soja em dólar americano (US\$) por tonelada métrica.

Tabela 1: Dados e frequência de dados.

Commodity	Original	Cotação Internacional	Código
Açúcar	Suggar	U\$\$ (centavos)	IFS: 22374I.ZZF
Café	Coffe Brazil	U\$\$ (centavos)	IFS: 22374E.ZZF
Soja	Soybeans	U\$\$ (centavos)	IFS: 11176JF.ZZF

4. CAPITULO 3

4.1 ANÁLISE DE RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foi realizado as simulações de Wild Bootstrap e de Monte Carlo com tendência e um *lag* de defasagem e também sem tendência e utilizando um *lag* de defasagem. Para a análise de bolhas nessa amostragem é considerado o período mínimo de quatro meses, conforme PWY (2015), para os autores esse valor de tempo é importante para que a bolha tenha uma duração economicamente significativa. Os valores encontrados apenas nas saídas das estatísticas não são suficientes para detecção e datação dos períodos de bolha. Para isso, é necessário comparar com os valores críticos obtidos a partir das simulações.

Os resultados gerados são em percentis, de maneira a gerar os valores críticos para os níveis de significância de 10%, 5% e 1% pela cauda direita.

Tabela 2: Estatísticas dos testes de raiz unitária GSADF para as séries de preços do açúcar, café e soja.

	Monte Carlo			Monte		Carlo			Monte Carlo		
		GSADF 4,6195	GSADF 5,7489	-		GSADF 8,4309	GSADF 9,9946	_		GSADF 5,0420	GSADF 5,4865
		Com Tendência	Sem Tendência	G. R		Com Tendência	Sem Tendência	=		Com Tendência	Sem Tendência
	10%	1,2281	2,0480		10%	1,2281	2,0480		10%	1,2281	2,0480
	5%	1,4431	2,2664		5%	1,4431	2,2664		5%	1,4431	2,2664
A	1%	1,8923	2,7210		1%	1,8923	2,7210	C-:-	1%	1,8923	2,7210
Açúcar		Wild Bootstrap		Café		Wild Bootstrap		Soja		Wild Bo	ootstrap
		GSADF 4,6195	GSADF 5,7489	-		GSADF 8,4309	GSADF 9,9946	_		GSADF 5,0420	GSADF 5,4865
		Com Tendência	Sem Tendência			Com Tendência	Sem Tendência	•		Com Tendência	Sem Tendência
	10%	4,0823	4,5064		10%	4,8915	5,0997		10%	8,0526	7,8336
	5%	4,6952	5,1489		5%	5,9070	5,7830		5%	9,6999	9,4452
	1%	6,2135	6,9984		1%	7,2156	7,4990		1%	13,558	13,647

Fonte: Elaboração da autora

O primeiro indício de bolhas é corroborado quando o valor da estatística GSADF supera os valores críticos encontrados nas simulações. Dessa forma, com os resultados das tabelas acima, verificamos inicialmente que na simulação realizada Monte Carlo para as três commodities foram detectadas bolhas em todos os níveis de significância. Quando realizada a simulação de Bootstrap, o açúcar apresentou características de bolhas para os níveis de 5% e 10%, o café apresentou evidência de bolhas em todos os níveis e a soja não demonstrou características de bolhas em nenhum nível de significância.

Quando há evidencia de presença de bolha, é possível realizar a datação das mesmas. É feito o comparativo de duas séries realizadas na simulação de Monte Carlo ou de Bootstrap, o início de uma bolha ocorre quando $GSADF > GSADF_{CV}$ e o seu final ocorre quando o valor de $GSADF_{CV}$ é maior que GSADF.

4.1.1 Identificação de bolhas nos preços internacionais do açúcar

Foi investigado a presença de bolhas especulativas no mercado do açúcar durante o período de janeiro de 1964 até dezembro de 2016. A tabela 5 e 6 mostram as estatísticas descritivas dos resultados encontrados nas simulações de Wild Bootstrap com tendência e sem tendência. Todos os episódios de bolhas encontrados apresentaram o sinal positivo, o que significa que o preço médio do período é maior que o preço mínimo no qual se inicia a bolha.

Para identificar um período de bolha a partir das estimativas do teste GSADF, Phillips, Shi e Yu (2015) recomendam que seja considerado um período de comportamento explosivo nos preços aquele que tiver duração superior a log(T). Portanto, um período de bolha foi identificado quando o valor calculado da estatística GSADF foi superior ao valor crítico do teste por, no mínimo, quatro meses consecutivos, ou seja, quando a hipótese nula foi rejeitada continuamente neste intervalo de tempo.

Tabela 3 – Resultados obtidos através da simulação realizada Wild Bootstrap com tendência.

Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Açúcar Wild Bootstrap com Tendência											
Bolha 1 - 5 períodos											
Açúcar - GSADF - BW Outubro/1974 até Fevereiro/1975											
Estatística	Estatística Sinal		Variância	Máximo	Mínimo						
4,6195 (0,0550)	Positivo	40,45816	64,1999	49,8825	31,0523						
	Bolha 2 - 8 períodos										
Açúcar - GSADF - BW Março/1980 até Outubro/1980											
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo						
4,6195 (0,0550)	Positivo	2,46121	23,4753	31,5934	16,2125						
		Bolha 3 - 6	períodos								
Açúcar - GSAD	F - BW	M	Iarço/2006 até	Agosto/200	5						
Estatística Sinal 4,6195 (0,0550) Positivo		Média	Variância	Máximo	Mínimo						
		14,3231	0.8595	15,2010	12,7578						
		Bolha 4 - 7	períodos								
Açúcar - GSAD	F - BW	Julho/2015 até Janeiro/2016									
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo						
4,6195 (0,0550)	Positivo	13,2556	0,1191	13,8676	12,8108						
Bolha 5 - 5 períodos											
Açúcar - GSAD	F - BW	Agosto/2016 até Dezembro/2016									
Estatística Sinal		Média	Variância	Máximo	Mínimo						
4,6195 (0,0550)	Positivo	17,7285	0,6348	18,5870	16,7331						

Fonte: Elaboração da autora

Tabela 4 – Resultados obtidos através da simulação realizada Wild Bootstrap sem tendência.

Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Açúcar Wild Bootstrap sem Tendência								
	Bolha 6 - 4 períodos							
Açúcar - GSADF - BW/ST Fevereiro/1974 até Maio/1974								
Estatística	Máximo	Mínimo						
5,748986 (0,0300)	Positivo	18,2105	58,9027	27,0784	10,7182			
		Bolha 7 - 6	períodos					
Açúcar - GSAD	F - BW/ST	Set	embro/1974 at	é Fevereiro/1	975			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	38,6526	70,9184	49,8825	29,6253			
	Bolha 8 - 6 períodos							
Açúcar - GSAD	F - BW/ST]	Maio/1980 até	Outubro/1980	O			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	26,5103	10,9406	31,5934	23,2477			
		Bolha 9 - 8	períodos					
Açúcar - GSAD	F - BW/ST	N	Março/2006 até	Outubro/200	06			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	14.3190	0,6190	15,2010	12,7578			
Bolha 10 - 6 períodos								
Açúcar - GSADF - BW/ST Outubro/2009 até Março/2010								
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	19,3806	4,8217	23,0273	16,7897			

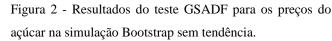
Fonte: Elaboração da autora

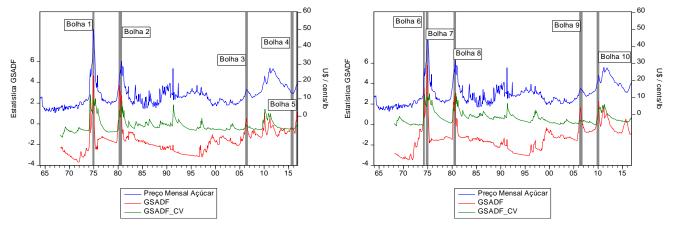
Foi possível realizar a datação de 10 episódios de bolhas, quando analisamos as simulações de Wild Bootstrap, os episódios de bolhas 2 e 9 apresentaram a mesma quantidade de períodos, o total de 8 períodos consecutivos, mas os intervalos de tempo foram diferentes, na simulação com tendência, o maior episódio ocorreu de março a outubro de 1980, quando feito sem tendência o ocorrido foi coincidentemente de março a outubro de 2006.

Uma explicação para o episódio ocorrido em 1980, pode ser reflexo do ocorrido em 1979, com a segunda crise do petróleo e o choque de juros, foi necessário o aumento da produção açucareira como fomento à produção e consumo do álcool como fonte de energia. Em 2006, com o mercado açucareiro mais eficiente, a produção brasileira bateria recorde para atender à crescente demanda nacional e internacional de álcool.

As figuras 1 e 2 mostram as limitações dos episódios explosivos, é possível observar com os resultados que o período médio das bolhas encontradas são parecidos, ficando próximo de 6 episódios consecutivos e os anos de 1974/1975, 1980 e 2006, ocorrem bolhas nas duas análises.

Figura 1 - Resultados do teste GSADF para os preços do açúcar na simulação Wild Bootstrap com tendência.





Fonte: Resultados obtidos a partir da análise de dados no Eviews. Elaboração da autora.

Uma discussão importante acerca da existência de bolhas nas amostras é a interação que o agente tem com as informações do mercado, segundo Etienne *et al.* (2014), dada a existência de bolhas, os formuladores de políticas certamente estão interessados em saber quanto tempo os episódios de bolha tendem a durar e como rápido a bolha cresce, dessa forma eles são capazes de tomarem decisões de mercado.

As tabelas 7 e 8, mostram os resultados obtidos através da simulação de Monte Carlo com tendência e sem tendência, nessa simulação foram encontrados 11 episódios de bolhas e todos eles apresentaram o sinal positivo.

Tabela 5 – Resultados obtidos através da simulação realizada Monte Carlo com tendência.

Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Açúcar Monte Carlo com Tendência							
Bolha 11 - 7 períodos							
Açúcar - GSADF – MC Agosto/1974 até Fevereiro/1975							
Estatística Sinal Média Variância Máximo							
4,619574 (0,0000)	Positivo	36,8210	82,5837	49,8825	25,8310		
]	Bolha 12 - 9	períodos				
Açúcar - GSADF – MC Fevereiro/1980 até Outubro/1980							
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
4,619574 (0,0000)	Positivo	23,4886	29,0539	31,5934	15,7081		
Bolha 13 - 4 períodos							
Açúcar - GSADF	Açúcar - GSADF – MC Abril/2006 até Julho/2006						
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
4,619574 (0,0000)	Positivo	14,5580	0,4116	15,2010	13,8129		
	I	Bolha 14 - 4	4 períodos				
Açúcar - GSADF	-MC		Janeiro/2011 a	té Abril/2011	1		
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
4,619574 (0,0000)	Positivo	26,1881	1,2557	27,6067	25,2427		
Bolha 15 - 5 períodos							
Açúcar - GSADF – MC Agosto/2016 até Dezembro/2016							
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
4,619574 (0,0000)	Positivo	17,7284	0,6348	18,5870	16,7331		

Fonte: Elaboração da autora

Tabela 6 – Resultados obtidos através da simulação realizada Monte Carlo sem tendência.

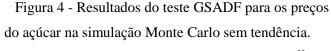
Est			ns na Commod m Tendência	ity Açúcar				
	P	30lha 16 - 1	5 períodos					
Açúcar - GSADF - MC/ST Março/1974 até Maio/1975								
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	31,5568	99,3936	49,8825	12,9958			
]	Bolha 17 - 8	períodos					
Açúcar - GSAD	F - MC/ST	A	bril/1980 até N	Vovembro/19	80			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	25,3801	12,9011	31,5934	20,4170			
	Bolha 18 - 6 períodos							
Açúcar - GSAD			Março/2006 ate	Agosto/200	6			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	14,3231	0,8595	15,2010	12,7578			
Bolha 19 - 7 períodos								
Açúcar - GSAD	F - MC/ST	N	ovembro/2009	até Maio/20	10			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	20,1998	2,6062	23,0273	18,2480			
	I	Bolha 20 - 7	7 períodos					
Açúcar - GSAD	F - MC/ST	N	ovembro/2010	até Maio/20	11			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	24,9304	4,3680	27,6067	21,2602			
Bolha 21 - 8 períodos								
Açúcar - GSADF - MC/ST Julho/2011 até Fevereiro/2012								
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
5,748986 (0,0300)	Positivo	26,3108	0,5171	27,2205	25,1939			

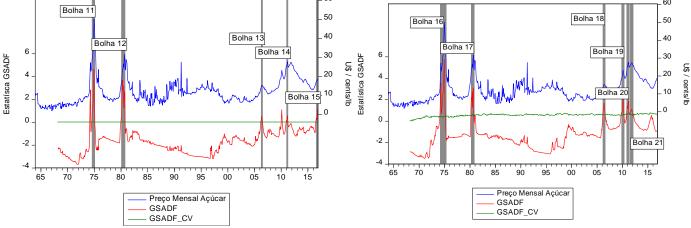
Fonte: Elaboração da autora

Uma análise que pode ser feita nessa simulação é o fato de que quando feito com o coeficiente tendencioso, apresentou um número menor de episódios explosivos e esses foram mais curtos do que os encontrados na simulação sem tendência. O maior episódio encontrado foi o episódio 16, que apresentou 15 períodos, começando em março de 1974 e terminando em maio de 1975.

As figuras 3 e 4 nos mostram que a simulação Monte Carlo ocorreu 4 episódios de bolhas semelhantes, nos anos de 1974/1975, 1980, 2006 e 2011, a média de períodos de bolhas com tendência, foram de 6 períodos e para sem tendência foram de 8 períodos.

Figura 3 - Resultados do teste GSADF para os preços do açúcar na simulação Monte Carlo com tendência.





Fonte: Resultados obtidos a partir da análise de dados no Eviews. Elaboração da autora.

No mercado do açúcar observa-se que a quantidade maior de episódios de bolhas foram entre os anos de 1970 e 1980, isso pode ser correlacionado ao período em que houve um crescimento do setor da agroindústria canavieira, de acordo com Silva (1983), a economia do açúcar nesse período baseou se em fixação de preços para os produtos da agroindústria e de cotas de produção para os agentes envolvidos; políticas de comercialização interna e externa tanto nos seus aspectos financeiros quanto logísticos; programas de pesquisa e desenvolvimento visando melhorias tecnológicas transformáveis em redução de custos e programas de investimento com recursos do setor ou a ele transferidos via subsídios.

4.1.2 Identificação de bolhas nos preços internacionais do café

Os dados analisados vão de 1964 até 2016, o que é possível analisar os ciclos nos preços do café, a análise feita apresentou comportamento diferenciado na amostra, o que implicaria mudanças estruturais no comportamento cíclico da série analisada. Segundo Lamounier (2001), isso poderia ter ocorrido em função de fatores particulares referentes a cada década, como: impactos de novas tecnologias sobre o processo produtivo do café; mudanças nas políticas agrícolas de tempos em tempos; mudanças nas relações concorrenciais no mercado internacional entre os agentes atuantes no setor cafeeiro; e, particularmente na década de 90, possíveis mudanças provocadas pelo início das negociações de contratos futuros de café na Bolsa de Mercadorias e Futuros brasileira (BM&F).

Os resultados gerados nas duas simulações, mostraram 11 episódios de bolhas durante a amostra analisada, conforme as tabelas 7, 8, 9 e 10. As tabelas 7 e 8 nos mostram os resultados obtidos na simulação de Wild Bootstrap com e sem tendência. Nessa simulação apresentou um episódio de bolha nos dois procedimentos entre os anos de 1976 e 1977, no procedimento sem tendência apresentou ainda dois outros episódios nos anos de 2011.

Tabela 7 – Resultados obtidos através da simulação realizada Wild Bootstrap com tendência.

Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Café Wild Bootstrap com Tendência						
	Bolha 22 - 16 períodos					
Café - GSADF	- BW	Junho/1976 até Setembro/1977				
Estatística	Estatística Sinal Média Variância Máximo Mínim					
8,430932 (0,0030)	Positivo	184,92525	3391,5183	292,0720	118,4300	

Fonte: Elaboração da autora.

Tabela 8 – Resultados obtidos através da simulação realizada Wild Bootstrap sem tendência.

Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Café Wild Bootstrap sem Tendência							
	Bolha 23 - 18 períodos						
Café - GSADF	- BW/ST	A	bril/1976 até \$	Setembro/197	17		
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
9,994644 (0,0000)	Positivo	175,5740	3733,4457	292,0720	99,4201		
	Bolha 24 - 4 períodos						
Café - GSADF	Café - GSADF - BW/ST Fevereiro/2011 até Maio/2011						
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
9,994644 (0,0000)	Positivo	193,5745	168,1034	207,7080	176,7390		
	Bolha 25 - 5 períodos						
Café - GSADF	Café - GSADF - BW/ST Julho/2011 até Novembro/2011						
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
9,994644 (0,0000)	Positivo	214,082	49,9808	220,3580	203,2090		

Fonte: Elaboração da autora.

As tabelas 9 e 10 apresentam os resultados obtidos na simulação de Monte Carlo, diferente da simulação anterior, apresentou maior número de episódios quando houve tendência na simulação, além da ocorrência com menores períodos. No ano de 1994 houve resultados coincidente na simulação com e sem tendência.

Tabela 9 – Resultados obtidos através da simulação realizada Monte Carlo com tendência.

Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Café Monte Carlo com Tendência								
	Bolha 26 - 19 períodos							
Café - GSADF - MC Abril/1974 até Outubro/1975				5				
Estatística	Estatística Sinal Média Variância Máximo Míni							
8,430932 (0,0030)	Positivo	178,2700	3664,1373	292,072	99,4201			
	Bolha 27 - 7 períodos							
Café - GSADF	- MC	Jun	ho/1994 até D	ezembro/199	94			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
8,430932 (0,0030)	Positivo	137,4933	803,2620	164,307	90,8326			
Bolha 28 - 4 períodos								
Café - GSADF	- MC	Fevereiro/2005 até Maio/2005						
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
8,430932 (0,0030)	Positivo	84,6229	54,4787	90,4982	74,0721			
Bolha 29 - 4 períodos								
Café - GSADF - MC Fevereiro/2011			vereiro/2011 a	té Maio/201	1			
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo			
8,430932 (0,0030)	Positivo	193,5745	168,1034	207,708	176,739			

Fonte: Elaboração da autora.

Tabela 10 – Resultados obtidos através da simulação realizada Monte Carlo sem tendência.

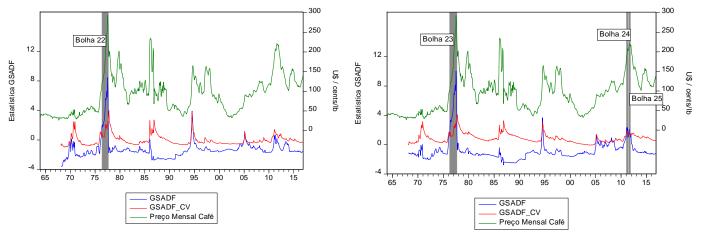
Estatística Mensal de Bolhas na Commodity Café Monte Carlo sem Tendência							
Bolha 30 - 21 períodos							
Café - GSADF - MC/ST Fevereiro/1976 até Outubro/1977							
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
9,994644 (0,0000)	Positivo	169,9760	3984,8541	292,072	88,1065		
	Bolha 31 - 4 períodos						
Café - GSADF	Café - GSADF - MC/ST Julho/1994 até Outubro/1994						
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
9,994644 (0,0000)	Positivo	143,1687	781,4964	164,307	105,851		
]	Bolha 32 - 1	4 períodos				
Café - GSADF - MC/ST Dezembro/2010 até Janeiro/2012							
Estatística	Sinal	Média	Variância	Máximo	Mínimo		
9,994644 (0,0000)	Positivo	200,1434	407,0253	220,358	159,009		

Ambas as simulações evidenciaram episódios de bolhas entre os anos de 1974 até 1977, os maiores episódios de bolhas podem ser observados na simulação de Monte Carlo, bolha 26 e bolha 30, onde a duração da primeira foi de 19 períodos, iniciando em abril/1974 e terminando em outubro/1975, já a bolha 30 apresentou um período entre fevereiro/1976 até outubro/1977, o episódio de bolha 30, foi realizado a partir da simulação de Monte Carlo sem tendência, onde uma nova média é calculada, trocando a mais antiga pela mais recente, para quem está no mercado, essa informação é importante para as tomadas de decisões futuras.

Conforme as Figuras 5 e 6, as simulações mostraram bolhas na simulação de Wild Bootstrap, evidenciando os anos de 1976 e 1977, foi detectado apenas 1 episódio de bolha em toda amostra com tendência, a mesma ocorre por 16 períodos. A variação dos preços nesse período foi 33,9% em relação à média. Na amostra sem tendência, ocorrem 3 episódios de bolhas, em 2011 ocorre uma "quebra" na bolha no mês de junho.

Figura 5 - Resultados do teste GSADF para os preços do café Figura 6 - Resultados do teste GSADF para os preços do café na simulação Wild Bootstrap com tendência.

na simulação Wild Bootstrap sem tendência.



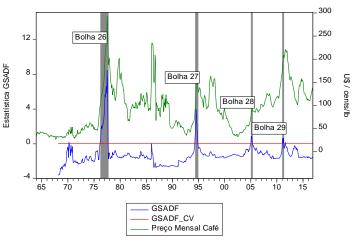
Fonte: Resultados obtidos a partir da análise de dados no Eviews. Elaboração da autora.

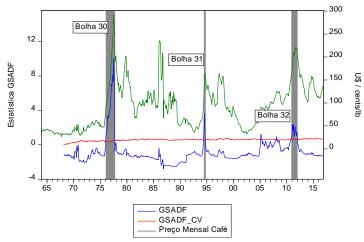
O episódio marcante de bolha entre os anos de 1974 até 1977, reincide ao fato do que acontecia com os preços do café nesse período, o preço mais alto dessa commodity ocorreu em agosto de 1977, diferente do que vinha acontecendo nos anos anteriores, onde o preço do café oscilou pouco, e no ano de 1976, houve um aumento significativo no preço desse insumo, conforme salienta Santos (1985), foram efetuados significativos investimentos em atividades produtivas, não somente nos países desenvolvidos, mas também em países subdesenvolvidos. No referido período, os conhecimentos da ciência e da tecnologia passaram a ser aplicados diretamente aos processos produtivos de todos os setores, inclusive da agropecuária.

As figuras 7 e 8 apresentam as bolhas encontradas na simulação de Monte Carlo, a mesma também apresentou episódios entre os anos de 1974 até 1977, além disso foi evidente a bolho entre os anos de 2010 até 2012.

Figura 7 - Resultados do teste GSADF para os preços do café na simulação Monte Calor com tendência.







Fonte: Resultados obtidos a partir da análise de dados no Eviews. Elaboração da autora.

A existência da bolha que iniciou em 2010, tem reflexo com a valorização expressiva dos preços das commodities durante os anos de 2003 até 2008, atingindo seu pico em julho de 2008, logo após tiveram uma brusca desvalorização, em meio à crise financeira mundial com origem no mercado de *subprime*, nos Estados Unidos, a autora ainda diz que não se pode afirmar que a crise financeira de 2008 representou o fim desse movimento de valorização, pois os preços não somente se recuperaram da queda como, em 2011, superaram os picos anteriores — em fevereiro para os metais e em abril para as *commodities* agrícolas (BLACK, 2015).

4.1.3 Identificação de bolhas nos preços internacionais da soja

Quando realizado os mesmos testes para a soja, não houve nenhum episódio de bolhas nesse mercado, isso pode estar ligado a eficiência que esse mercado possui. Os mercados internacionais de grão, farelo e óleo de soja são exemplos de segmentos concentrados em que Argentina, Brasil e Estados Unidos apresentam poder de mercado, ou seja, podem aumentar lucrativamente o preço de seu produto por meio da redução da quantidade produzida deste (Coronel et al., 2009).

Para Espindola e Cunha (2015), a soja se configura como o principal produto agrícola da pauta das exportações brasileiras e o maior responsável pelo aumento da

colheita nacional de grãos. Assim sendo, a cadeia produtiva da soja é o carro-chefe da agricultura de grande escala no Brasil.

Brum e Silveira (2015), salientam em seu trabalho a forma de especulação do mercado no período da alta do preço da soja até o pós-crise, para os autores além da forte especulação existente no mercado, havia o sentimento de que a busca por grãos para a fabricação de óleos combustíveis, assim como a constante demanda chinesa, associadas a uma oferta em relativa estagnação, seriam o motor de tal movimento de aumento de preços. Ficou comprovado que este sentimento não se concretizou, pois se limitou basicamente ao mercado especulativo que agia fortemente sobre as cotações, migrando altas quantias financeiras no período. O tombo destas cotações, com o estouro da bolha financeira, confirma isso, já que a demanda por alimentos no mundo não diminuiu entretempos.

4.1.4 Comparativo entre os resultados obtidos nas commodities a partir do índice de preços

O índice de preços é uma forma de normalizar a média das relações de preços dentro de grupos ou classes específicas, nesse trabalho foi normalizado o preço das três commodities trabalhadas para que seja possível obter uma relação entre os colapsos de bolhas encontrados, além de analisar se houve ocorrências de bolhas sobrepostas quando há variação dos preços dos produtos.

É possível observar na figura 9, que os preços da soja e café apresentaram uma variação parecida ao longo da amostra de dados, o açúcar não apresentou a mesma variação, a maior variação do preço do açúcar acontecer no ano de 1975, que pressupõe do reflexo da crise do petróleo em 1973, onde houve aumento pela busca do açúcar para produção de álcool para consumo energético.

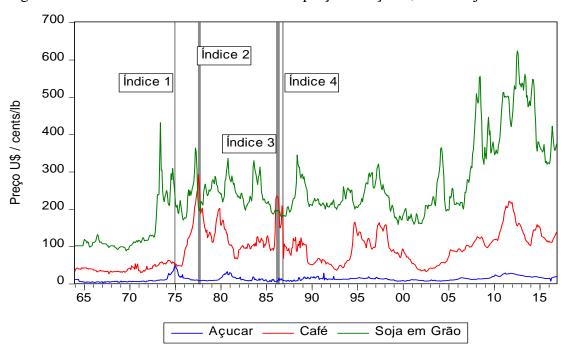


Figura 9 – Resultados do cálculo de índice de preços do açúcar, café e soja.

5. CONCLUSÕES

Tendo em vista a necessidade da análise do mercado agrícola para se seja possível a tomada de decisões dos agentes no mercado se viu necessário o estudo dos colapsos de bolhas nas commodities. A alta volatilidade dos preços devido às incertezas dos mercados, além de outros fatores externos, faz com que seja fundamental um planejamento de produção, no qual requer, por exemplo, informações de mercado e gestão dos recursos que auxiliem na tomada de decisão.

Não há muitas referências na literatura brasileira sobre bolhas no mercado agrícola, esse estudo buscou evidenciar os colapsos de bolhas nos mercados do açúcar, café e soja entre 1964 até 2016, além do mais esse estudo inclui uma variável de tendência na análise, onde nos mostra que essa variável é capaz de gerar novos resultados quando incluída na análise.

Ao analisar as três commodities, apenas açúcar e café apresentaram episódios de bolhas no período escolhido, sendo que as duas commodities tiveram bolhas sobrepostas entre 1974 até 1976, isso pode ser explicado devido à crise de petróleo e a variação do real perante ao dólar nesse período. A soja não apresentou nenhum colapso de bolhas, por ser um mercado líquido e possui uma melhor política de regulamentação de preços.

Os resultados podem ser úteis para que a partir das análises feitas, seja possível encontrar uma relação entre os colapsos e quando os mesmos podem ocorrer simultâneos em diferentes produtos, além do mais quando analisados com a variável de tempo, pode ser feita uma análise em que os episódios encontrados, ocorrem com menos período de tempo se comparados com os resultados onde não foi utilizado a variável tendência.

6. REFERÊNCIAS

ABIC. Associação Brasileira da Indústria de Café. < http://abic.com.br/>

AREAL, Francisco José; BALCOMBE, Kelvin RAPSOMANIKIS^B, George. **Testing for bubbles in agriculture** *commodity* **markets.** Economía Agraria y Recursos Naturales. ISSN: 1578-0732. e-ISSN: 2174-7350. Vol. 16,1. 2016.

ARTUZO, Felipe Dalzoto; FOGUESSATO, Cristian Rogerio; SOUZA, Angela Rozane de; SILVA, Leonardo Xavier. **Gestão de custos na produção do milho e da soja**. Revista Brasileira de Gestão de Negócios vol.20 no.2 São Paulo Apr./Jun. 2018

BINI, Dienice Ana; CANEVER, Mário Duarte; DENARDIM, Anderson Antônio. **Correlação e causalidade entre os preços de** *commodities* **e energia**. Nova Economia. Belo Horizonte. P.143-160. Janeiro-abril de 2015.

BLACK, Clarissa. **Eventos relacionados ao superciclo de preços das** *commodities* **no século XXI**. Índice Econômico. FEE, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 67-78, 2013

BLACK, Clarissa. **Preços de commodities, termos de troca e, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000**. Indic. Econ. FEE, Porto Alegre, v. 42, n.3, p. 27-44, 2015

BLANCHARD, O.; WATSON, R. Bubbles, rational expectations and financial structure. Lexington, MA: Lexington Books. 1982.

BM&F. **Agropecuários: açúcar, algodão, boi gordo, café, milho e soja**. Curso de Introdução aos Mercados Futuros Agropecuários. 1997.

BROOKS, Chris; PROKOPCZUK, Marcel; WU, Yingying. **Booms And Busts In** *Commodity* **Markets: Bubbles Or Fundamentals?** Wiley Periodicals, p. 916–938. 2015

BRUM, Argemiro Luís & SILVEIRA, Daniel Claudy da. "A crise financeira mundial e alguns impactos na agricultura brasileira: o caso da soja no Rio Grande do Sul. Gestión Joven "Revista de la Agrupación Joven Iberoamericana de Contabilidad y Administración de Empresas". Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas (AECA). 2010.

BUESCU, Mircea. **História Econômica Do Brasil.** Centro De Documentação Do Pensamento Brasileiro (Cdpb), 2011.

BYRNE, J.P.; FAZIO, G.; FIESS, N. Primary *Commodity* Prices: Co-movements, common factors and fundamentals. **Economic Policy Sector, Latin America and Caribbean Region, The World Bank**. (Policy Research Working Paper n. 5578), fev. 2011.

CARRARA, A. F.; Barros, G. S. C. . Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise do impacto dos preços das *commodities* na inflação entre 2002 e 2014. UFMG, 2016.

CARVALHO, André Cutrim; CARVALHO, David Ferreira; FILGUEIRAS, Gisalda Carvalho; ARAÚJO, Ana Cláudia de Sousa; CARVALHO, Abner Vilhena de. Panorama e importância econômica do café no mercado internacional de

- *commodities* agrícolas: uma análise espectral. Agroecossistemas, v. 9, n. 2, p. 223 222, 2017.
- CARVALHO, F. J. C. Keynes, a instabilidade do capitalismo e a teoria dos ciclos econômicos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.3, p.741-764, dez. 1988.
- CASASSUS, Jaime, COLLIN-DUFRESNE, Pierre. **Stochastic convenience yield implied from** *commodity* **futures and interest rates**. Journal of Finance, 60, 2283–2331. 2005.
- CASPI, Itamar. Rtadf: Testing for Bubbles with EViews. Journal of Statistical Software November 2017, Volume 81, Code Snippet 1. 2017.
- CASTRO, Alexandre Samy de; ROSSI JÚNIOR, José Luiz. **Modelos de previsão para a exportação das principais** *commodities* brasileiras. IPEA, 2000.
- CORONEL, D. A. Fontes de crescimento e orientação regional das exportações brasileiras do complexo soja. (Dissertação de Mestrado em Agronegócios) Programa de Pós-Graduação em Agronegócios, Centro de Estudos e Pesquisas em Agronegócios, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008
- DIAS, L. O.; SILVA, M. S. **Determinantes da demanda internacional por café brasileiro**. Revista de Política Agrícola, Ano XXIV, N. 01, jan./fev./mar, 2015.
- DIBA, B., & GROSSMAN, H. **Rational bubbles in the price of gold**. NBERWorking Paper: 1300. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. 1984.
- DYMSKI, G. Bubble Economy and Financial Crisis in East Asia and California: a spatialized Minsky Perspective. University of California, Riverside, mimeo, 1998.
- EMEKTER, R., JIRASAKULDECH, B., & WENT, P. Rational speculative bubbles and *commodities* markets: Application of duration dependence test?. Applied Financial Economics, 22, 581–596. 2012.
- ESPÍNDOLA, C. J.; CUNHA, R. C. C. A dinâmica geoeconômica recente da cadeia produtiva de soja no Brasil e no Mundo. Geotextos, v. 11, n. 1, p. 217-238, Salvador, UFBA, 2015.
- ESPÍRITO SANTO, B. R. D.; DAMASO, O. R.; NASSAR, A. M. **Evolução e perspectivas econômicas da produção de milho no Brasil.** Revista de Política Agrícola, Brasília, DF, v. 3, n. 4, p. 14-32, 1994.
- ETIENNE, Xiaoli L., IRWIN, Scott H., GARCIA, Philip. **Bubbles in food** *commodity* **markets: Four decades of evidence**. Journal of International Money and Finance v.42, p. 129-155, 2014.
- FAO, Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura **Safeguarding food security in volatile global markets**. FAO, Rome. 2011.
- FRIEDMAN, M. **Essays in Positive Economics**, University of Chicago Press, Chicago. 1953.
- GEMAN, H. *Commodities* and *commodity* derivatives: modeling and pricing for agriculturals, metals and energy. Wiley, 2005.

- GUJARATI, D. N. Econometria básica. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- GUTIERREZ, Luciano. **Speculative bubbles in agricultural** *commodity* **markets**. European Review of Agricultural Economics Vol 40 (2) (2013) pp. 217–238.
- HAMILTON, J. Causes and consequences of the oil shock of 2007–2009. Brookings Papers on Economic Activity, 40, 215–261. 2009.
- HIRAKURI, M. H., & LAZZAROTTO, J. J. (2014). O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro. *Documentos*, (349), 1-70.
- IMF, Fundo Monetário Internacional. **World Economic Outlook**, Apr. 2006, chap. 1, apêndice 1.1. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- KREGEL, J. Margins of Safety and Weight of Argument in Generating Financial Fragility. *Journal of Economic Issues*, Vol. XXXI, n°2, 1997.
- LEVI, E. R. Análise do mercado e estimação das demandas de cana-de-açúcar, açúcar e etanol brasileiro. Rio de Janeiro (RJ). 57f. Monografia (Graduação em Engenharia de Petróleo), UFRJ. 2009.
- LI, J.; CHAVAS, J.-P.; ETIENNE, X. L.; LI, C. *Commodity* price bubbles and macroeconomics: evidence from the chinese agricultural markets. Agricultural Economics, Wiley Online Library, v. 48, n. 6, p. 755–768, 2017.
- LINTZ, Alexandre Carlos. **Dinâmica de bolhas especulativas e finanças comportamentais: um estudo aplicado ao mercado de câmbio brasileiro**. Tese de doutorado do Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. USP. 2004.
- LIU, P., & TANG, K. **Bubbles in the** *commodity* **asset class: Detection and sources!** Working paper, Center for Real Estate and Finance, Cornell University. 2010.
- MACKAY, C. Memoirs of extraordunary popular delusions and the madness of crowds.2.ed. London: Office Nat. Illustred Library, 1852.
- PHILLIPS, P. C., & YU, J. Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. Quantitative Economics, 2, 455–491. 2011.
- PHILLIPS, P. C.; SHI, S.; YU, J. Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the s&p 500. International Economic Review, Wiley Online Library, v. 56, n. 4, p. 1043–1078, 2015.
- PHILLIPS, P. C.; WU, Y.; YU, J. Explosive behavior in the 1990s nasdaq: When did exuberance escalate asset values? International economic review, Wiley Online Library, v. 52, n. 1, p. 201–226, 2011.
- PHILLIPS, P.C.B., SHI, S. and YU, J. **Testing for multiple bubble**. Cowles Foundation Discussion Paper, 1843. Yale University. 2012
- PRATES, D. M. A alta recente dos preços das *commodities*. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.27, n.3. p.323 344, jul./set. 2007.

PRATES, D., MARÇAL, E.F. **O Papel do Ciclo de Preços das** *Commodities* **no Desempenho Recente das Exportações Brasileiras**. Revista Análise Econômica, Porto Alegre, ano 26, n. 49, p. 163-191, março de 2008.

RAPOSO, L. R. Análise da Relação Volatilidade de Preço-Volume nos Mercados Brasileiros de Futuros Agropecuários. 2000.

RIBEIRO, Karém Cristina de Sousa; SOUSA, Almir Ferreira de; ROGERS, Pablo. **Preços do café no brasil: variáveis preditivas no mercado à vista e futuro**. Revista de Gestão USP, São Paulo, v.13, n. 1, p. 11-30, janeiro/março 2006.

ROBLES, M., TORERO, M. e VON BRAUN, J. **When Speculation Matters**. *Issue Brief*, 57, International Food Policy Research Institute. Washington DC. 2009. SANTOS, Milton. **Espaço e método.** São Paulo: Ed. Nobel, 1985

SILVA, Salomão L. Quadros da. **O crescimento da lavoura canavieira no Brasil na década de 70.** Revista Brasileira de Economia. P.39-54. Rio de Janeiro, 1983.

SOBREIRO, Vinicius Amorim et al. **Uma estimação do valor da commodity de açúcar utilizando redes neurais artificiais.** Revista P&D em Engenharia de Produção N°. 7, p. 36-52, 2008.

STIGLITZ, J. E. **Symposium on bubbles**. Journal of economic perspectives, v. 4, n. 2, p.13–18, 1990.

TRAORE, F., and F. BADOLO. On the co-movement between coffee and cocoa prices in international markets. Applied Economics. 2016.

TUCKER, A.L et al. International financial markets. West Publishing Company, 1991.

VAN NORDEN, Simon, VIGFUSSON, Robert, Avoiding the pitfalls: can regime-switching tests reliably detect bubbles? Stud. Nonlinear Dyn. Econ. 3 (1), 1–22. 1998.

WAACK, Roberto Silva; NEVES, Marcos Fava. **Competitividade Do Sistema Agroindustrial Da Cana-De-Açúcar**. PENSA/FIA/FEA/USP São Paulo Julho, 1998

WANG, Kai-Hua; SU, Chi-Wei TAO, Ran; HAO, Lin-Na. Are there periodically collapsing bubble behaviours in the global coffee market? Agrekon Agricultural Economics Research, Policy and Practice in Southern Africa. 2019.

WENT, Peter, JIRASAKULDECH, Benjamas, & EMEKTER, Riza. **Bubbles in** *commodities* markets. SSRN Electronic Journal, http://ssrn.com/abstract=1342768. 2009.

WORAKO, T.K., H. JORDAAN; H.D.V. VAN SCHALKWYK. **Investigating volatility in coffee prices along the Ethiopian coffee value chain**. Agrekon. 2011.

WRIGHT, B. "International Grain Reserves and Other Instruments to Address Volatility in Grain Markets". Policy Research Working Paper, 5028. 2010.