

O IMPACTO DA PANDEMIA DE COVID-19 NA VOLATILIDADE DOS PREÇOS AGRÍCOLAS BRASILEIROS: UM ESTUDO PARA SOJA, MILHO E ALGODÃO

THE IMPACT OF COVID-19 PANDEMIC ON THE VOLATILITY OF BRAZILIAN AGRICULTURAL PRICES: A STUDY FOR SOYBEAN, CORN AND COTTON

Dallas Kelson Francisco de Souza
Universidade Estadual de Campinas

RESUMO

O objetivo do presente estudo foi analisar os possíveis impactos da pandemia mundial de COVID-19 na volatilidade dos preços de três importantes *commodities* agrícolas exportadas pelo Brasil: soja, milho e algodão. Para tal, observou-se a volatilidade histórica dos seus respectivos preços diários internos e analisou-se modelos de séries temporais univariados autorregressivos integrados de médias móveis (ARIMA) da classe de heterocedasticidade condicional (ARCH) generalizado (GARCH) com *Threshold* (TGARCH). As estimativas da volatilidade histórica mostraram que a variabilidade dos preços da soja, milho e do algodão aumentaram com o cenário de pandemia mundial, isso significa que o risco de preço para essas *commodities* nos mercados brasileiros se elevou com a incerteza econômica gerada pela pandemia. Além disso, o preço do milho foi o único a apresentar efeito ARCH pós anúncio de pandemia global feito pela Organização Mundial da Saúde (OMS).

Palavras-chave: Volatilidade de Preço, *Commodities*, COVID-19, TGARCH.

ABSTRACT

The purpose of this paper was to analyze the impacts of the global pandemic of COVID – 19 on the price volatility of three important commodities exported by Brazil: soybean, corn and cotton. Therefore, the historical volatility of the respective daily prices was observed and the univariate time series models of the generalized conditional heteroscedasticity (GARCH) with Threshold (TGARCH) were analyzed. Estimates of historical volatility showed that the volatility of soybean, corn and cotton prices increased with the world pandemic, that is, the price risk for these commodities increased with the pandemic. In addition, the price of corn had an ARCH effect after the global pandemic announcement made by the World Health Organization (WHO).

Keywords: Price Volatility, *Commodities*, COVID-19, TGARCH.

I. INTRODUÇÃO

No final de 2019, na cidade de Wuhan na China, surgiu o coronavírus SARS-CoV-2 (COVID-19), vírus que passou a afetar a população de outros países já a partir do início de 2020. Esse vírus se alastrou de tal forma que, em 11 de março de 2020, a Organização Mundial da Saúde (OMS) declarou, oficialmente, pandemia global de COVID-19. Em 27 de março de 2020, o número de casos confirmados chegou ao patamar de 500 mil. Já em 17 de abril de 2020 o número de casos confirmados ultrapassou a marca de 2 milhões no mundo com cerca de 139 mil óbitos (ASHRAF, 2020; ZHANG; HU; JI, 2020). De acordo com os dados divulgados pela Johns Hopkins Coronavirus Resource Center¹, até a presente momento (27 de julho de 2020), o mundo já confirmou mais de 16,3 milhões de casos de COVID-19 com, aproximadamente, 650,5 mil óbitos confirmados.

Neste cenário, diversos países adotaram medidas restritivas de isolamento social/quarentena com o intuito de conter os avanços do vírus. Contudo, no curto-prazo, a consequência dessas medidas foi a redução da atividade econômica, isso afetou com maior intensidade a indústria de turismo e aviação. No longo-prazo, a pandemia pode levar a altos níveis de falências empresariais e, conseqüentemente, a elevados níveis de desemprego (ZHANG; HU; JI, 2020). Recentes estudos foram realizados com intuito de verificar os efeitos iniciais nos mercados globais, trabalhos tais como Albulescu (2020), Gormsen e Koijen (2020), Zhang, Hu e Ji (2020), Haroon e Rizvi (2020) e Ashraf (2020) mostram que o quadro de incerteza gerado pela pandemia elevou o risco de preço nos mercados em magnitude sem precedentes na última década. Neste sentido, espera-se elevação do risco de preço nos mercados agrícolas brasileiros, ou seja, na volatilidade desses preços dado que, de acordo com Tothova (2011), a volatilidade dos preços de *commodities* agrícolas aumenta quanto maior for o ambiente de incerteza econômica e, além disso, esses preços mais voláteis elevam a incerteza nas cadeias agrícolas, afetando a tomada de decisão dos agricultores, processadores e consumidores.

A recessão econômica a nível mundial já é observada, verifica-se significativa queda da demanda e da oferta em diversas atividades econômicas. Entretanto, espera-se que os governos busquem medidas e soluções que vão além do enfrentamento imediato, de forma a minimizar os danos e a possibilidade de novas ocorrências no futuro. Neste sentido, as cadeias agroalimentares ganham destaque especial, tanto em termos de políticas de curto-prazo quanto em termos estratégicos. Seja para garantir a oferta de alimentos (segurança alimentar) ou um padrão de segurança e sanidade alimentar (segurança do alimento) de forma a evitar problemas sanitários com características similares no futuro (SOENDERGAARD et al., 2020).

Pode-se destaca no agronegócio brasileiro o cultivo da soja por apresentar a maior área cultivada, destaca-se também por ser uma das culturas agrícolas mais relevantes em termos de transações comerciais externas do Brasil. Além disso, parte significativa da área destinada ao cultivo da soja, principalmente no Centro-Oeste, é utilizada para o cultivo de milho e algodão, ambas em segunda safra, ou seja, duas culturas distintas na mesma área no mesmo ano agrícola (sistema de sucessão de culturas) (ALVES et al., 2018a, 2018b; CRUZ JUNIOR; CAPITANI; SILVEIRA, 2018). De acordo com os dados do United States Department of Agriculture (USDA, 2020a, 2020b, 2020c), no ano safra 2019/20, o Brasil foi o maior exportador de soja, terceiro maior exportador de milho e segundo maior exportador mundial de algodão em pluma, com participação de, aproximadamente, 56%, 20% e 22%, respectivamente, colocando o país entre os principais *players* na comercialização internacional dessas *commodities*. Assim, a incerteza econômica que surgiu a partir da pandemia mundial de COVID-19 e os possíveis efeitos sobre o desempenho dessas importantes cadeias agroindustriais brasileiras motivam a questão central deste estudo: O cenário de pandemia global afetou o risco de preço dessas cadeias produtivas brasileiras? Neste sentido, o objetivo deste estudo é verificar o impacto do cenário de incerteza que surgiu a partir do quadro mundial de pandemia de COVID-19 na volatilidade dos preços nos mercados físicos da soja, milho e do algodão no Brasil. Para este fim, o presente trabalho adotou como método de análise a estimativa da volatilidade histórica e o modelo de série temporal univariado da classe autorregressiva de heterocedasticidade condicional (ARCH) desenvolvido por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), o *threshold* autorregressivo generalizado de heterocedasticidade condicional (TGARCH).

¹ Disponível em: < <https://coronavirus.jhu.edu/map.html> >. Acesso em: 27 jul. 2020.

Entende-se que fortes oscilações de preços de *commodities* agrícolas podem desestimular os investimentos em seus cultivos, isso porque seus preços estão diretamente associados à rentabilidade dos agricultores. Portanto, a volatilidade dos preços agrícolas é uma medida de risco de investimento para os agentes dessas cadeias produtivas, e sua melhor compreensão pode tornar mais eficiente a comercialização e a gestão de riscos dos agentes desses sistemas produtivos, principalmente, em um ambiente de elevada incerteza global. Assim, os resultados alcançados podem subsidiar a tomada de decisão em termos de alocação de recursos privados agrícolas e de planejamento de políticas públicas que busquem minimizar os efeitos do cenário de pandemia nas cadeias da soja, milho e do algodão no Brasil, especialmente, aos agricultores relacionados ao cultivo em sucessão de culturas no contexto desses produtos.

Evidências dos impactos da pandemia mundial sobre o desempenho do agronegócio brasileiro, até o momento, são incipientes na literatura. Assim, a principal contribuição deste estudo é gerar resultados iniciais da reação dos preços da soja, milho e do algodão no mercado brasileiro dada a inesperada realidade causada pelo vírus COVID-19. Com base nos estudos supracitados, espera-se que a volatilidade dos preços dos três mercados tenha se elevado com o cenário pandêmico, ou seja, a hipótese levantada é que o rico de preço dessas culturas agrícolas no Brasil se elevou devido ao contexto de crise sanitária.

2. VOLATILIDADE DOS PREÇOS DE COMMODITIES AGRÍCOLAS

Segundo Piot-Lepetit e M'Barek (2011), nem todos os mercados apresentam preços com elevada volatilidade. Os mercados menos voláteis são caracterizados por ofertas e demandas, relativamente, estáveis de um ano a outro e apresentam alta elasticidade preço da oferta e demanda. Assim, os produtos que apresentam elevada volatilidade em seus preços são aqueles com oferta e demanda instável. Ademais, nesses mercados a volatilidade dos preços pode ser ampliada devido à atividade de especuladores que apostam em futuras alterações nos preços.

Com elevada volatilidade nos preços, os mercados agrícolas têm especificidades produtivas que os tornam diferentes dos demais setores de produção capitalista. Destaca-se a importância da terra como fator de produção dado que pode ser apropriado por um grupo restrito de pessoas, podendo, geograficamente, apresentar diferentes níveis de produtividade, seja por sua fertilidade ou por sua localização. Outro aspecto é que a produção agrícola depende da natureza, seja por aspectos estruturais (como disponibilidade da água, fertilidade do solo, clima predominante) ou conjuntural (como às variações climáticas anuais). Tais peculiaridades estão associadas ao fato de que a produção agrícola é muito mais sujeita a riscos do que as demais atividades econômicas. Em síntese, a ampliação no consumo dos bens agropecuários depende, com maior intensidade, do crescimento populacional ou de alterações na estrutura de distribuição de renda da economia de tal modo que a demanda desses bens é caracterizada por baixas elasticidades, tanto em relação ao preço quanto em relação a renda. Além disso, do plantio até a colheita, e desta até o novo plantio existe um intervalo de tempo onde o fluxo de oferta de bens agropecuários não é contínua ao longo do ano. Como a demanda para esses produtos é geralmente contínua ao longo do tempo, surge o problema da distribuição do volume de oferta no tempo para a adequação à demanda gerando uma série de implicações para os preços de comercialização dessas *commodities*. Essa característica particular de descontinuidade da produção é a chamada sazonalidade e, combinada com a demanda contínua, proporciona fortes flutuações (volatilidade) nos preços. Dado exposto até aqui, pode-se afirmar que a atividade agropecuária é sujeita a dois tipos de risco de forma mais acentuada aos demais setores: o risco da produção e o risco dos preços. O primeiro relacionado às condições naturais e o segundo ligado ao ambiente econômico (KAGEYAMA et al., 1990; RAMOS, 2007).

Assim, os complexos agrícolas enfrentam riscos importantes relacionados ao mercado que podem impactar o período de cultivo e o ciclo de produção por um período, relativamente, mais longo. Riscos relacionados aos mercados existem na produção, aquisição de insumos e serviços importantes que sustentam os complexos, como finanças e logística. Geralmente, os riscos de mercado estão relacionados a questões que afetam os preços, qualidade, disponibilidade e acesso a produtos e serviços necessários. Destes, os riscos de preço são tipicamente os mais voláteis, particularmente nos mercados de *commodities*, onde as condições locais e globais de oferta e demanda estão em constante mudança.

A incerteza sobre os preços têm um impacto direto nas decisões relacionadas à seleção de culturas e investimentos que são feitos na esperança de elevação dos seus ganhos (JAFFEE; SIEGEL; ANDREWS, 2010).

Neste sentido, de acordo com Aizenman e Pinto (2004), a incerteza descreve uma situação em que vários resultados possíveis estão associados a um evento, no entanto, a probabilidade aos diferentes resultados não é, a princípio, mensurável. O risco permite atribuir probabilidades aos diferentes resultados. Neste sentido, a volatilidade está aliada ao risco, na medida em que fornece uma medida da possível variação ou movimento em uma variável econômica específica. Geralmente, é medido com base nos valores observados de uma variável aleatória durante algum período histórico (volatilidade histórica), pela fórmula de Black-Scholes (volatilidade implícita) ou com modelos econométricos.

3. METODOLOGIA

A estratégia empírica adotada para medir o risco foi calcular a volatilidade histórica e depois estimar os modelos autorregressivos para antes e depois do anúncio de pandemia global feito pela Organização Mundial da Saúde (OMS) em 11 de março de 2020. O intuito foi verificar se a volatilidade dos preços e o seu processo gerador de dados se alterou de forma significativa com o avanço da pandemia mundial.

O procedimento de estimação dos modelos econométricos consistiu em, primeiramente, ajustar os modelos autorregressivos integrados de médias móveis (ARIMA)² para verificar a existência de variância condicional heterocedástica (ARCH) nas séries de retorno dos preços para os períodos de interesse. Em caso de evidências de efeito ARCH nas séries ajustadas, propõe-se estimar o modelo *threshold* autorregressivo generalizado de heterocedasticidade condicional (TGARCH). Essa estratégia permitiu analisar a evolução da volatilidade ao longo do tempo, a possibilidade de existência de volatilidade autoregressiva e a existência de assimetria de choques de volatilidade nas séries de retorno heterocedásticas para antes e depois do anúncio da OMS. Assim, almeja-se observar as possíveis mudanças no padrão da volatilidade dos preços da soja, milho e algodão no Brasil pós anúncio da OMS.

3.1. Volatilidade Histórica

A volatilidade histórica é uma medida de variabilidade de séries de preços que avalia a volatilidade dos preços em um determinado período (KOTZÉ, 2005). Para tal, inicialmente, calculou-se os retornos do logaritmo natural das séries de preços diárias da soja, milho e do algodão com base na equação a seguir:

$$\Delta P_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

Em que ΔP_t é a taxa de retorno do logaritmo natural das séries de preços, ou seja, é o logaritmo dos preços das *commodities* de interesse no mercado físico diferenciado na primeira ordem. De acordo com Kotzé (2005), a volatilidade histórica é a estimativa do desvio padrão de ΔP_t que normalmente é anualizada multiplicando por um fator constante (h) para facilitar comparações entre diferentes tamanhos de amostra. Assim, para preços diários multiplica-se o desvio padrão pelo número de dias de negociação (geralmente $h = 252$), para preços semanais $h = 52$ e, assim, sucessivamente.

3.2. Modelos de Heterocedasticidade Condicional

Os modelos autorregressivos integrados de média móvel (ARIMA) estimados partiram da representação a seguir:

² Metodologia Box-Jenkins.

$$\Delta^d P_t = \alpha_1 \Delta^d P_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta^d P_{t-p} + \mathcal{U}_t + m_1 \mathcal{U}_{t-1} + \dots + m_q \mathcal{U}_{t-q} + CD_t \quad (2)$$

Onde P_t é o logaritmo do preço diferenciado d vezes no tempo t ; α_j são parâmetros autorregressivos de ordem $j = 1, 2, \dots, p$; \mathcal{U}_t é um processo ruído branco, com média zero, não autocorrelacionado e variância σ_t^2 ; m_i são os parâmetros de médias móveis estimados em que $i = 1, 2, \dots, q$; o vetor D_t são os termos determinísticos considerados no modelo e C seus parâmetros estimados.

O modelo apresentado na equação (2) é denominado ARIMA(p, d, q), ou seja, autoregressivo de ordem p , média móvel q com d diferenciações. A escolha das ordem p e q dos modelos foram determinadas, inicialmente, pelo critério de informação de Schwarz (*Bayesian Information Criterion – BIC*) com base no procedimento apresentado por Hannan e Rissanen (1982) observando as funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP).

A qualidade das especificações foi verificada por meio do teste tradicional de autocorrelação denominado Portmanteau e sua variação desenvolvida por Ljung e Box (1978). A hipótese nula de ambos os testes é que os resíduos (\mathcal{U}_t) do modelo estimado não são temporalmente correlacionados. Assim, sua rejeição indica autocorrelação nos resíduos e, neste caso, os modelos foram novamente especificado com base no critério de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*) de acordo com o procedimento de Hannan e Rissanen (1982), menos parcimonioso em relação ao BIC.

A partir de ajustes residualmente não autocorrelacionado, o próximo passo foi testar a existência de heterocedasticidade condicional (ARCH) nos resíduos dos modelos por meio do teste de *Lagrange Multiplier (LM)* desenvolvido por Engle (1982). A rejeição da hipótese nula desse teste indica a existência de efeitos ARCH nos resíduos do modelo. Neste caso, Engle (1982) sugere uma estrutura de ajuste nos resíduos para modelar os efeitos ARCH e, portanto, a *proxy* (\mathcal{U}_t) da volatilidade da série heterocedástica. O autor parte da variância condicional σ_t^2 do processo \mathcal{U}_t como a seguir:

$$\mathcal{U}_t = \xi_t \sigma_t, \quad \xi_t \text{ iid } N(0,1) \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma_1 \mathcal{U}_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q \mathcal{U}_{t-q}^2 \quad (4)$$

A equação (4) indica que a variância de \mathcal{U}_t depende do tamanho do quadrado do termo de erro defasado no tempo q , ARCH(q). Além disso, tem-se que $\omega > 0$ e $\gamma_i \geq 0 \forall i$, onde $i = 1, \dots, q$, essas restrições são necessárias para que as variações condicionais de σ_t^2 sejam positivas. Posteriormente, com o intuito de obter um modelo mais parcimonioso, Bollerslev (1986) complementou o modelo apresentado em (4) a partir da generalização a seguir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma_1 \mathcal{U}_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q \mathcal{U}_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = Z_t^T \theta \quad (6)$$

Assim, as restrições são,

$$\omega > 0, \gamma_i, \beta_j \geq 0, \forall i, j, i = 1, \dots, q, j = 1, \dots, p \quad (7)$$

O modelo apresentado na equação (5) é um *generalized ARCH*, ele é conhecido na literatura como GARCH(q, p). Observe que se $p = 0$ o modelo torna-se um ARCH(q). Uma característica desses modelos é que a resposta de choques positivos e negativos na volatilidade é simétrica. Entretanto, a literatura mostra que quedas nos preços de *commodities* afetam sua volatilidade de forma mais intensa do que choques positivos nos mesmos (efeito alavancagem). Neste sentido, Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) propuseram o modelo *Threshold GARCH*(q, p), denominado TGARCH(q, p) (HERWARTZ, 2004). Um modelo TGARCH(1,1) pode ser representado pela equação a seguir:

$$\sigma_t^2 = \omega + \gamma_1 \mathcal{U}_{t-1}^2 + \gamma_1^- \mathcal{U}_{t-1}^2 I_{\mathcal{U}_{t-1} < 0} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (8)$$

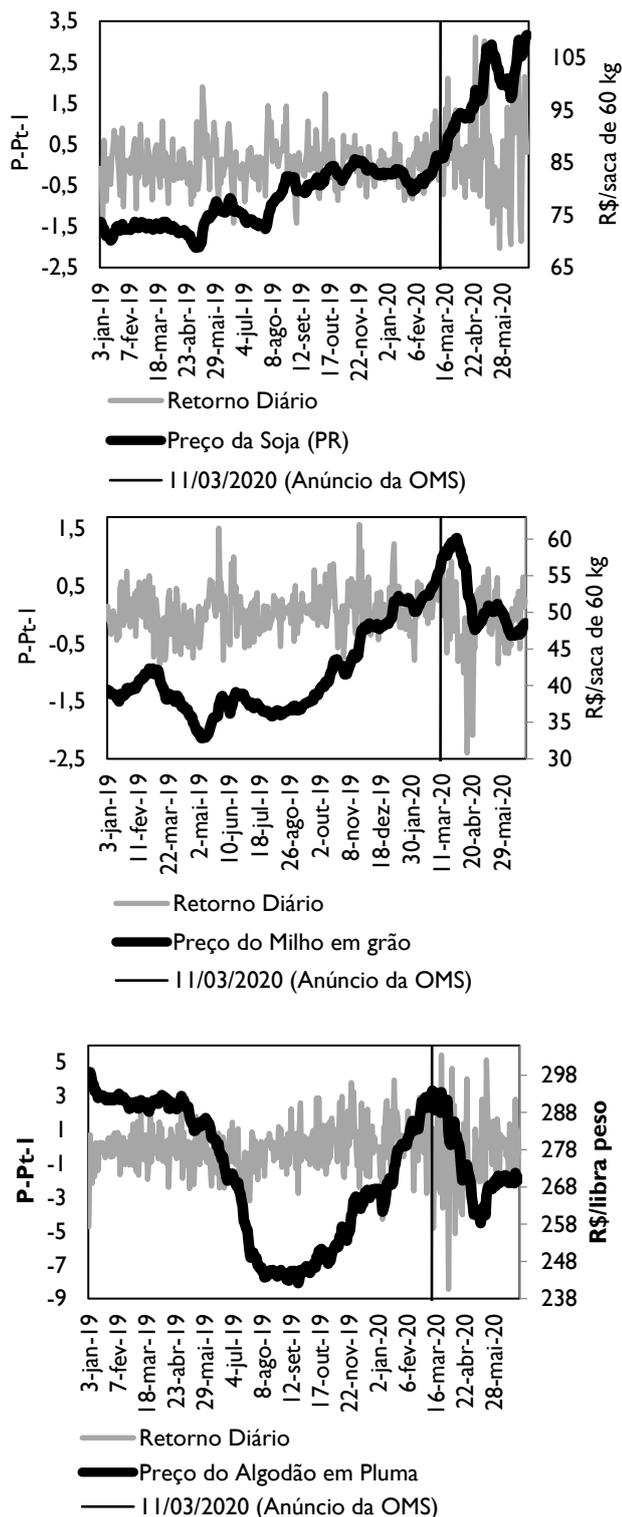
Onde $I_{(.)}$ é uma *dummy* que assume o valor de um se $u_{t-1} < 0$ e zero caso contrário. Assim, o parâmetro γ_1^- mede a assimetria no mercado. Não há assimetria se $\gamma_1^- = 0$, se $\gamma_1^- > 0$ há evidências de efeito alavancagem. Já a persistência de choques na volatilidade dos preços é medido pela soma de $\gamma_1 + \beta_1$, quanto mais próximo de um for essa soma maior é o tempo de duração de um dado choque nos preços (HERWARTZ, 2004; SILVA; SÁFADI; CASTRO JÚNIOR, 2005).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados utilizados são os disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ-USP, 2020) e sua evolução entre 2 de janeiro de 2019 e 30 de junho de 2020 é ilustrada na Figura 1. Sabe-se que a referência na formação de preço da soja no Brasil é a cotação na Bolsa de Chicago, geralmente acrescido o prêmio de exportação, os custos portuários, taxa de câmbio e custos logísticos internos. Já a formação de preço do algodão em pluma no Brasil depende de diferentes cotações de Bolsas internacionais de mercadorias³, do prêmio pela qualidade do produto, da taxa de câmbio, da produção mundial e dos diferentes tipos de pluma. Por outro lado, a formação de preço no mercado brasileiro do milho é menos organizada. Agentes até chegam a negociar contratos antecipados para exportação tendo como base os preços no Golfo do México nos Estados Unidos, porém, tais contratos não são frequentes. Assim, esse mercado ainda não tem uma referência de Bolsa de futuros internacional e sua formação de preços depende mais, inicialmente, das condições de oferta e demanda regionais, para, posteriormente, haver uma relação de preços a nível estadual, nacional e com os mercados externos a medida que as negociações vão ocorrendo (ALVES et al., 2018a, 2018c, 2018b).

Figura 1 – Evolução do preço e do retorno diário da soja, milho e do algodão em pluma entre 2 de janeiro de 2019 e 30 de junho de 2020 no Brasil

³ Os principais são a Bolsa de Nova York (ICE Futures U. S.) e o Índice Cotlook A.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

A partir da Figura 1 é possível observar que os preços *spot* das três *commodities* apresentaram reações distintas ao anúncio da Organização Mundial da Saúde (OMS). O preço da soja que já estava com tendência ascendente desde início de fevereiro de 2020 manteve essa trajetória na maior parte do período pós anúncio, saindo de R\$85/saca no dia 11 para R\$109 no final da série, maior patamar no período considerado. Por outro lado, os preços do milho e do algodão apresentaram declínio após o anúncio chegando em um patamar, relativamente, menor a antes do anúncio. Ressalta-se que as

séries de retorno dos três produtos apresentaram maior variabilidade após o anúncio da OMS, um indício de elevação da volatilidade, principal interesse deste estudo.

Inicialmente as séries de preços foram divididas em períodos antes e posterior ao anúncio da OMS. Para o período depois do anúncio a amostra se inicia em 11 de março de 2020 e termina em 30 de junho de 2020, totalizando 76 observações. Para facilitar as comparações, mais duas amostras foram retiradas com 76 observações cada para antes do anúncio, uma compreendendo o período de 11 de novembro de 2019 ao dia 10 de março de 2020 e outra para um período de referência (Ref. 2019) do ano anterior ao anúncio, de 11 de março de 2019 a 27 de junho de 2019. O risco de preço foi medido pelo desvio padrão do logaritmo natural do retorno dos preços diários multiplicado por 252 (volatilidade histórica anualizada). A existência de heterocedasticidade nos dados foi verificada por meio do diagnóstico das estimativas de modelos autorregressivos integrado de média móvel (ARIMA).

A Tabela 1 apresenta a volatilidade histórica anualizada dos preços diários da soja, milho e do algodão no Brasil nos períodos supracitados. De acordo com os resultados, pode-se inferir que a volatilidade dos preços das três *commodities* no Brasil aumentou depois do anúncio da OMS, ou seja, o risco econômico associado ao preço desses produtos no mercado físico brasileiro aumentou. Os resultados mostram que a volatilidade do preço da soja antes do anúncio foi de, aproximadamente, 8,34%, subindo para 18,24% no período posterior ao anúncio. Isso significa que, assumindo que a média do logaritmo dos retornos do preço é zero, dentro do intervalo de um ano, a variabilidade estimada do preço da soja esteve entre -8,34% e +8,34% antes do anúncio e entre -18,24% e +18,24% depois do anúncio. Já a volatilidade do preço do milho e do algodão saíram do patamar de 12,66% e 9,05% para 18,27% e 13,51% depois do anúncio, respectivamente.

Tabela 1 – Volatilidade histórica anualizada dos preços diários da Soja, Milho e Algodão no Brasil antes e depois do anúncio da OMS

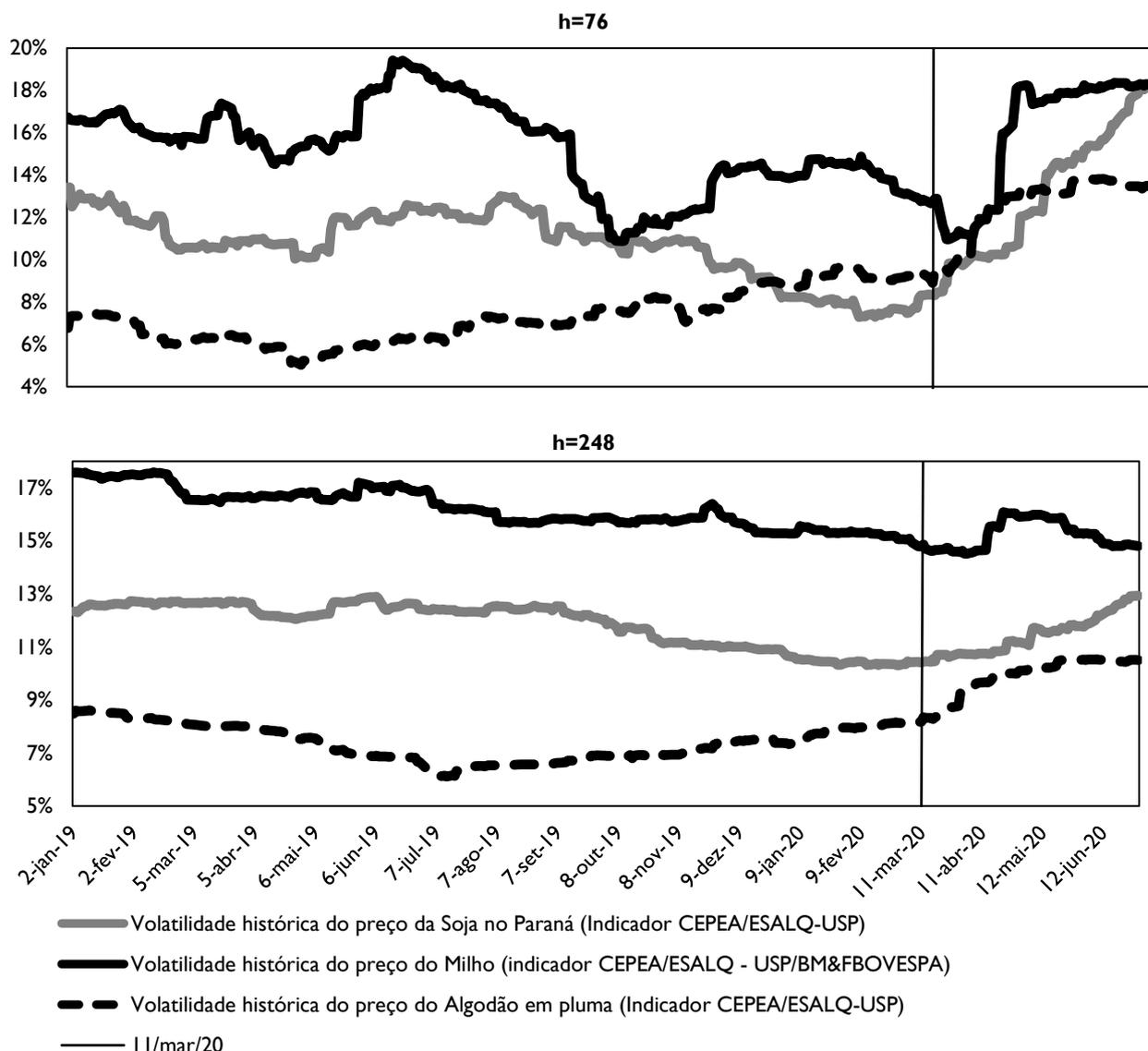
	Antes de 11/03/20	Depois de 11/03/20	Ref. 2019
Soja	8,34%	18,24%	12,51%
Milho	12,66%	18,27%	19,04%
Algodão	9,05%	13,51%	6,34%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Ao observar o período de referência para 2019, nota-se que o preço do milho apresentou maior volatilidade em 2019 relativamente à 2020 e, além disso, os resultados apresentados na Tabela 1 já dão indício de que o preço desse grão foi o mais volátil dentre as *commodities* agrícolas consideradas neste estudo. Neste sentido, a Figura 2 apresenta a evolução da volatilidade histórica diária anualizada entre 2 de janeiro de 2019 e 30 de junho de 2020 calculada a partir de 76 e 248⁴ observações. Primeiro, observa-se que, de fato, a maior variabilidade de preço no período foi apresentada pelo milho. A estimativa para 76 observações mostra que a volatilidade dos preços aumentou depois do anúncio da OMS e que a volatilidade do preço do milho e do algodão, de certa forma, apresentaram uma certa estabilidade a partir de um período posterior ao anúncio. Entretanto, a volatilidade histórica do preço da soja apresenta uma tendência de alta em todo o período pós anúncio. É possível perceber que a variabilidade do preço da soja e do algodão reagiu mais rapidamente ao anúncio comparativamente ao preço do milho que se elevou a partir do vigésimo dia pós anúncio, de acordo com as estimativas.

Figura 2 – Evolução da volatilidade histórica anualizada dos preços diários da Soja, Milho e Algodão no Brasil entre 2 de janeiro de 2019 a 30 de junho de 2020

⁴ Quantidade de observações para o período de um ano.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Antes de realizar as estimativas⁵ dos modelos da classe ARIMA é preciso verificar se as séries de retorno são estacionárias, os testes realizados confirmaram que as séries de retorno não possuem raiz unitária e, portanto, as séries foram consideradas integradas de ordem um. Dada a ausência de raiz unitária, o próximo passo foi eliminar a autocorrelação das séries com base na modelagem Box-Jenkins para, posteriormente, verificar a existência de efeitos ARCH nas séries de retorno dos preços das *commodities*. Os resultados das estimativas dos modelos autorregressivos univariados para os preços da soja, milho e algodão, bem como os testes de autocorrelação serial e de heterocedasticidade condicional para antes e depois do anúncio da OMS são apresentados no Apêndice A, B e C, respectivamente.

De acordo com os resultados, as séries de retorno de antes do anúncio não apresentaram efeitos ARCH nos resíduos. Porém, no período pós anúncio o retorno do preço do milho apresentou efeito ARCH uma vez que a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional nos resíduos do modelo foi rejeitada ao nível de 10% de significância estatística, ou seja, a variância condicional do retorno do preço do milho é heterocedástica e, portanto, justifica-se a utilização de modelos da família

⁵ As estimativas dos modelos autorregressivos foram realizadas por meio do Software JMulTi.

ARCH, no caso do presente trabalho, o TGARCH, assim, tal modelo foi ajustado apenas para a variância condicional estimada do retorno do preço do milho pós anúncio.

A partir dos resultados apresentado no Apêndice B é possível inferir que o cenário de incerteza que surgiu com a pandemia global provocada pelo surto do vírus COVID-19 afetou a volatilidade do retorno do preço do milho no mercado físico no Brasil de forma a torna a sua variância condicional heterocedástica. No entanto, o único parâmetro significativo do modelo TGARCH foi o referente σ_{t-1}^2 e, portanto, o parâmetro referente ao efeito alavancagem ($U_{t-1}^2 I_{U_{t-1} < 0}$) não foi significativo, permitindo inferir que elevações e declínios nos preços do milho tendem a ter o mesmo efeito na volatilidade do preço dessa *commodity* no período considerado neste estudo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi verificar o impacto da pandemia mundial de COVID-19 na volatilidade dos preços da soja, milho e do algodão no Brasil. Assim, estimou-se a volatilidade histórica e o modelo de série temporal univariado *Threshold* autorregressivo generalizado de heterocedasticidade condicional (TGARCH) para períodos antes e depois do anúncio feito pela Organização Mundial da Saúde (OMS) declarando pandemia global de COVID-19.

Os resultados permitem confirmar que a incerteza provocada pela pandemia mundial elevou a volatilidade dos preços das *commodities* consideradas neste estudo. Ademais, as evidências dão indício de que o preço do milho seguiu um processo autorregressivo de heterocedasticidade condicional depois do anúncio da OMS, o que não foi verificado para os preços da soja e do algodão, isso pode significar que a volatilidade do preço do milho foi afetada com maior intensidade frente aos demais produtos agrícolas considerados.

Com base nas evidências, conclui-se que a incerteza gerada pelo cenário de pandemia global elevou o risco de preço da soja, milho e algodão no Brasil podendo, assim, afetar negativamente os investimentos nessas cadeias produtivas. Neste sentido, até o presente momento (agosto de 2020), ainda é cedo para observar se a elevação do risco de preço dessas culturas surtirá efeito sobre a área plantada e, assim, sobre o volume colhido dessas *commodities* uma vez que o plantio desses produtos se inicia a partir de outubro no Brasil. Além disso, o desempenho dessas cadeias também depende de como será o desenrolar da pandemia, como por exemplo se, e quando, a vacina ficará pronta e como será sua eficiência em conter os avanços do contágio e o possível posterior aquecimento econômico dos países, especialmente os que demandam essas *commodities* brasileiras no mercado mundial.

REFERÊNCIAS

- AIZENMAN, J.; PINTO, B. **Managing Volatility and Crises: a Practitioner's Guide Overview**: Working Paper 10602. Cambridge/MA: National Bureau of Economic Research, 2004.
- ALBULESCU, C. Coronavirus and Financial Volatility: 40 Days of Fasting and Fear. **arXiv preprint arXiv:2003.04005**, 2020.
- ALVES, L. R. A. et al. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva do Algodão. In: ALVES, L. R. A.; BACHA, C. J. C. (Eds.). **Panorama da Agricultura Brasileira: Estrutura de Mercado, Comercialização, Formação de Preços, Custos de Produção e Sistemas Produtivos**. 1. ed. Campinas - SP: Alínea, 2018a. p. 177–2017.
- ALVES, L. R. A. et al. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva da Soja. In: ALVES, L. R. A.; BACHA, C. J. C. (Eds.). **Panorama da Agricultura Brasileira: Estrutura de Mercado, Comercialização, Formação de Preços, Custos de Produção e Sistemas Produtivos**. 1. ed. Campinas - SP: Alínea, 2018b. p. 95–131.
- ALVES, L. R. A. et al. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva de Milho. In: ALVES, L. R. A.; BACHA, C. J. C. (Eds.). **Panorama da Agricultura Brasileira: Estrutura de Mercado, Comercialização, Formação de Preços, Custos de Produção e Sistemas Produtivos**. 1. ed. Campinas - SP: Alínea, 2018c. p. 133–173.
- ASHRAF, B. N. Stock Markets' Reaction to COVID-19: Cases or Fatalities? **Research in International Business and Finance**, 2020.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307–327, abr. 1986.

CEPEA/ESALQ-USP. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx>>. Acesso em: 5 jul. 2020.

CRUZ JUNIOR, J. C.; CAPITANI, D. H. D.; SILVEIRA, R. L. F. DA. The Effect of Brazilian Corn and Soybean Crop Expansion on Price and Volatility Transmission. **Economics Bulletin**, v. 38, n. 4, p. 2273–2283, 2018.

ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1779–1801, dez. 1993.

GORMSEN, N. J.; KOIJEN, R. S. J. **Coronavirus: Impact on Stock Prices and Growth Expectations**. Chicago: University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper, 2020.

HANNAN, E. J.; RISSANEN, J. Recursive Estimation of Mixed Autoregressive-Moving Average Order. **Biometrika**, v. 69, n. 1, p. 81–94, 1982.

HAROON, O.; RIZVI, S. A. R. COVID-19: Media Coverage and Financial Markets Behavior—A Sectoral Inquiry. **Journal of Behavioral and Experimental Finance**, 2020.

HERWARTZ, H. Conditional Heteroskedasticity. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). **Applied Time Series Econometrics**. 1ª ed. Cambridge/MA: Cambridge University Press, 2004. p. 197–220.

JAFFEE, S.; SIEGEL, P.; ANDREWS, C. **Rapid Agricultural Supply Chain Risk Assessment: A Conceptual Framework**: Discussion Paper 47. Washington DC: Agriculture and Rural Development (ARD) - World Bank, 2010.

KAGEYAMA, A. et al. O Novo Padrão Agrícola Brasileiro: Do Complexo Rural aos Complexos Agroindustriais. In: DELGADO, G. C.; GASQUES, J. G.; VERDE, C. M. V. (Eds.). **Agricultura e Políticas Públicas**. Brasília - DF: IPEA, 1990. p. 118–223.

KOTZÉ, A. A. **Stock Price Volatility: a primer**. Doornfontein, Johannesburg - RSA: Financial Chaos Theory, 2005.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. **Biometrika**, v. 65, n. 2, p. 297–303, 1 ago. 1978.

PIOT-LEPETIT, I.; M'BAREK, R. Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility. In: PIOT-LEPETIT, I.; M'BAREK, R. (Eds.). **Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility**. New York: Springer Science & Business Media, 2011. p. 1–11.

RAMOS, P. Referencial Teórico e Analítico Sobre a Agropecuária Brasileira: Políticas, Instituições e Perspectivas. In: RAMOS, P. et al. (Eds.). **Dimensões do Agronegócio Brasileiro**. 1. ed. Brasília - DF: Nead/MDA, 2007. p. 18–52.

SILVA, W. S. DA; SÁFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G. DE. Uma Análise Empírica da Volatilidade do Retorno de Commodities Agrícolas Utilizando Modelos ARCH: Os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p. 119–134, 2005.

SOENDERGAARD, N. et al. **Impactos da COVID-19 no Agronegócio e o Papel do Brasil: Texto para Discussão, nº 2**. São Paulo - SP: Centro de Agronegócio Global - Insper, 2020.

TOTHOVA, M. Main Challenges of Price Volatility in Agricultural Commodity Markets. In: PIOT-LEPETIT, I.; M'BAREK, R. (Eds.). **Methods to Analyse Agricultural Commodity Price**

Volatility. New York: Springer Science & Business Media, 2011. p. 13–29.

USDA. **Grain: World Markets and Trade.** Disponível em: <<https://www.fas.usda.gov/data/grain-world-markets-and-trade>>. Acesso em: 28 jul. 2020a.

USDA. **Cotton: World Markets and Trade.** Disponível em: <<https://www.fas.usda.gov/data/cotton-world-markets-and-trade>>. Acesso em: 28 jun. 2020b.

USDA. **Oilseeds: World Markets and Trade.** Disponível em: <<https://www.fas.usda.gov/data/oilseeds-world-markets-and-trade>>. Acesso em: 28 jul. 2020c.

ZHANG, D.; HU, M.; JI, Q. Financial Markets Under the Global Pandemic of COVID-19. **Finance Research Letters**, 2020.

Apêndice A – Estimativas dos modelos ARIMA para os preços da Soja no Brasil

	Antes de 11/03/20	Depois de 11/03/20	Ref. 2019
	ARIMA(0,1,1)	ARIMA(1,1,0)	ARIMA(1,1,0)
Constante	0,0001 (0,19)	0,0032* (1,88)	0,0005 (0,45)
AR(1)	–	0,2456** (2,16)	0,3381*** (3,07)
MA(1)	–0,2547** (–2,24)	–	–
Portmanteau	4,65 [0,79]	4,29 [0,82]	5,40 [0,71]
Ljung – Box	5,26 [0,72]	4,96 [0,76]	6,09 [0,63]
ARCH – LM	3,77 [0,58]	5,01 [0,41]	7,98 [0,15]

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.
Notas: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Estatística t entre parênteses.
 p – valor entre colchetes.

Apêndice B – Estimativas dos modelos ARIMA e TGARCH para os preços do Milho no Brasil

	Antes de 11/03/20	Depois de 11/03/20	Ref. 2019
	ARIMA(1,1,0)	ARIMA(1,1,1)	ARIMA(1,1,0)
Constante	0,0032*** (2,73)	–0,0011 (–0,38)	–0,0012 (–0,61)
AR(1)	0,2622** (2,32)	0,8637*** (7,29)	0,3610*** (3,31)
MA(1)	–	0,6349*** (3,48)	–
Portmanteau	11,68 [0,16]	8,61 [0,28]	3,31 [0,91]
Ljung – Box	12,98 [0,11]	9,54 [0,21]	3,63 [0,88]
ARCH – LM	8,19 [0,14]	10,66* [0,06]	2,77 [0,73]
σ^2	–	TGARCH(1,1)	–
ω	–	9,4e – 06 (0,32)	–
u_{t-1}^2	–	0,0001 (0,0004)	–
σ_{t-1}^2	–	0,8725** (2,56)	–
$u_{t-1}^2 I_{u_{t-1} < 0}$	–	0,0767 (0,37)	–
No ARCH	–	0,35 [0,87]	–
ARCH – LM	–	4,43 [0,48]	–

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.
Notas: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses.

p – valor entre colchetes.

Apêndice C – Estimativas dos modelos ARIMA para os preços do Algodão no Brasil

	Antes de 11/03/20	Depois de 11/03/20	Ref. 2019
	ARIMA(4,1,0)	ARIMA(1,1,0)	ARIMA(1,1,0)
Constante	-0,0018*** (3,17)	-0,0010 (-1,29)	0,00093 (1,32)
Tendência	-	-	-0,00005*** (-3,14)
AR(1)	-0,0328 (-0,28)	-0,1688 (-1,46)	-0,2650** (-2,31)
AR(2)	0,1273 (1,10)	-	-
AR(3)	0,0734 (0,63)	-	-
AR(4)	-0,2577** (-2,22)	-	-
Portmanteau	6,28 [0,27]	4,54 [0,80]	3,90 [0,86]
Ljung – Box	7,12 [0,21]	5,14 [0,74]	4,49 [0,81]
ARCH – LM	2,66 [0,75]	2,77 [0,73]	7,59 [0,17]

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Notas: ***, **, * significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Estatística t entre parênteses.

p – valor entre colchetes.