

JOÃO VICTOR TEIXEIRA COSTA

**VIABILIDADE DE HEDGE COM CONTRATOS FUTUROS DE SOJA DA B3: UM
ESTUDO DE CASO PARA A COOPERATIVA AGRÍCOLA DE UNAÍ - MG**

VIÇOSA – MINAS GERAIS

2022

JOÃO VICTOR TEIXEIRA COSTA

**VIABILIDADE DE HEDGE COM CONTRATOS FUTUROS DE SOJA DA B3: UM
ESTUDO DE CASO PARA A COOPERATIVA AGRÍCOLA DE UNAÍ - MG**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado a Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências para a obtenção de título de Bacharel em Agronegócio.

Orientador: Prof. Leonardo Bornacki Mattos

VIÇOSA – MINAS GERAIS
2022

RESUMO

O setor agropecuário sobressai como um dos motores da economia brasileira, porém é sujeito a riscos de mercado, os quais englobam as variações dos preços da *commodity*, preço dos insumos, flutuações das taxas de câmbio, entre outros fatores externos. O presente estudo tem a finalidade de avaliar a viabilidade das operações de hedge como ferramenta de mitigação de riscos mercadológicos, no complexo agroindustrial da soja para a região de Unaí-MG. Os dados utilizados nesse trabalho correspondem ao período de setembro de 2016 a maio de 2021, os preços do mercado à vista foram obtidos junto a Cooperativa Agrícola de Unaí-MG, e os preços futuros foram adquiridos à Bolsa, Brasil, Balcão (B3), referentes ao contrato de soja SJC. Para tal propósito, fez o uso do modelo vetorial de correção de erro (VEC) com a finalidade de identificar a quantidade que deve ser coberta no mercado futuro, e a efetividade das operações na região. Os resultados evidenciaram que os agentes devem tomar uma posição de aproximadamente 83,4% no mercado futuro, e esperar uma efetividade de 47,75%. Sendo assim, as operações de hedge no município podem contribuir como ferramenta de gerenciamento dos riscos mercadológicos.

ABSTRACT

The agricultural sector appears as one of the engines of the Brazilian economy, but is subject to market risks, which included changes in commodity prices, price of inputs, fluctuation of exchange rates, and other external factors. The present study has the purpose to evaluate the feasibility of hedging operations as a tool to mitigate market risks, in the soybean agro-industrial complex for the city Unaí-MG. The data used in this paper correspond to the period from September 2016 to May 2021, the spot market prices were obtained from Cooperativa Agrícola de Unaí-MG, and future prices were purchased from Bolsa, Brasil, Balcão (B3), regarding to the SJC soybean contract. For that, it uses the vector error correction model (VEC) to identify the amount that should be covered in the future market, and the effectiveness of operation in the region. The results showed that agents should take a position of approximately 83,4% in the future market, and expect a hedge effectiveness of 47,75%. Therefore, hedging operations in the municipality can contribute as a price risk management tool.

SUMÁRIO

| | |
|---|----|
| 1. INTRODUÇÃO | 5 |
| 1.1. OBJETIVOS | 8 |
| 1.1.1. Objetivo Geral | 8 |
| 1.1.2. Objetivos Específicos | 8 |
| 2. REFERENCIAL TEÓRICO | 8 |
| 3. METODOLOGIA | 11 |
| 3.1. Dados. | 11 |
| 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO | 14 |
| 4.1. Análise de estacionariedade | 14 |
| 4.2. Teste de cointegração de Johansen | 16 |
| 4.3. Efetividade e razão ótima de hedge | 19 |
| 5. CONCLUSÃO | 20 |
| 6. REFERÊNCIAS | 22 |

1. INTRODUÇÃO

É notório a relevância do agronegócio para o Brasil, o qual, segundo o Centro de Estudos Avançados e Economia Aplicada (CEPEA, 2021) apresentou participação de 27,6% no PIB brasileiro em 2021. Dessa participação destaca-se à produção de soja, a qual possui maior representatividade do setor primário com a participação de 28,8% do valor bruto de produção (MAPA, 2022). A estimativa da safra 21/22 da soja, divulgada em junho de 2022 pela Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), apontou uma perspectiva de produção nacional de 124.268 mil toneladas, sendo que no estado mineiro a presunção da produção foi de 7590,5 mil toneladas, correspondendo a aproximadamente 6,11% da produção (CONAB,2022).

Entre os municípios produtores de soja em Minas Gerais ressalta-se Unai. De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a cidade se encontra na 27ª posição de municípios mais ricos do agronegócio nacional, considerando o valor da produção de culturas permanentes e temporárias. A região atualmente é líder no ranking de produção de soja do estado mineiro, e conforme os dados do IBGE (2022) o município alcançou, em 2021, uma quantidade de aproximadamente 637.200 toneladas de soja, este valor representa cerca de 9,1% da quantidade produzida na safra do Estado de Minas Gerais.

Um dos responsáveis pela forte contribuição do município na produção agrícola do Estado é a Cooperativa Agrícola de Unai – Coagril, a qual colabora com seus cooperados desde o planejamento do plantio, recebimento, armazenagem e comercialização agrícola, em conjunto produzem aproximadamente 350 mil hectares de soja, milho, feijão entre outras culturas. De acordo com a revista Forbes, em 2020 foi eleita como uma das maiores empresas de Minas Gerais na comercialização de grãos do agronegócio. A cooperativa é o principal meio de comercialização dos produtores da região, isto fica evidente pelo Relatório de Gestão 2021 elaborado pela Coagril, o qual demonstra que a cooperativa foi responsável por comercializar mais de 1.2 milhões de toneladas de grãos, dos quais a soja foi responsável por 702.475 toneladas comercializadas, representando aproximadamente 56% do total.

O município produziu uma receita de aproximadamente R\$ 1.686 milhões em termos de valor de produção total da soja em 2021 (IBGE, 2022). É fato que esse valor está exposto a diversos riscos, a agropecuária tem como forte característica a presença da volatilidade. De acordo com o Banco Mundial o setor agropecuário sobressai como um dos motores da economia brasileira, porém é também o mais volátil em termos econômicos (BANCO MUNDIAL, 2015). Conforme os resultados apresentados no estudo feito pelo Banco Mundial

em conjunto com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) e a Embrapa no ano de 2015, foi possível apontar os diversos riscos envolvidos no setor agrícola. Foram apresentadas oito dimensões de riscos, separadas em grupos como Risco de Produção, Risco de Mercado e Risco do Ambiente e Negócios. Entre os riscos apresentados, destaca-se o risco de mercado, este engloba as variações dos preços da *commodity*, preço dos insumos, flutuação das taxas de câmbio, entre outros (BANCO MUNDIAL, 2015). Souza (2021) evidenciou que em ambientes de incerteza, como provocado pela pandemia da COVID-19, a volatilidade de preço é afetada, aumentando o risco e impactando os envolvidos no complexo agroindustrial da soja. Nesse segmento, há a possibilidade de reduzir o risco de variações nos preços utilizando a ferramenta de *hedge*.

Na definição de *hedge* de Hull (2015 p.52) tem-se que o “objetivo é usar os mercados futuros para reduzir um risco específico que enfrentam”. Através dessa ferramenta há a possibilidade de os produtores de soja e cooperativas reduzirem o risco da variação na receita ocasionado pela flutuação de preço da *commodity*.

A literatura empenha-se em verificar a efetividade do *hedge* como ferramenta de gerenciamento de risco. No estudo realizado por Neto, Figueiredo e Machado (2009), para a cultura do milho no estado de Goiás, no período de 2002 a 2006, foi analisada a efetividade e razão ótima de *hedge* com aplicação das operações no mercado futuro da bolsa BM&F. O estudo concluiu que houve uma redução de aproximadamente 70% do risco de oscilações dos preços, em relação a uma carteira de ativo sem uma posição no mercado futuro, o que evidencia a relevância da utilização das operações de *hedge* como mecanismo de mitigação de risco para o Estado de Goiás.

O estudo de Martins e Aguiar (2009) buscou analisar a proteção dos *hedgers* brasileiros que operam soja, identificando qual época do ano e qual região proporcionaria uma melhor gestão de riscos de preços oferecida pelos contratos futuros em diferentes vencimentos negociados na CBOT, no período de 2000 a 2004. Os resultados evidenciaram uma variabilidade da efetividade entre as regiões e entre os períodos de vencimento, sendo os vencimentos nos meses de julho e agosto que apresentaram maior efetividade de *hedge*.

Já no trabalho realizado por Nardino e Figueiredo (2022), em que foi estudado o risco de base no comércio de soja em Mato Grosso, no período de 2009 a 2019, exercendo a operação de *hedge* no mercado futuro da bolsa de valores de Chicago (CBOT), os autores observaram que a teoria de convergência dos preços no mercado à vista e futuro, conforme

aproxima a data de vencimento do contrato, não foi satisfeita para a comercialização de soja nos municípios de Nova Mutum, Sorriso, Sapezal, Querência e Rondonópolis.

Souza (2020) buscou avaliar a quantidade que deve ser coberta pelos produtores de soja de Rio Verde - GO, Jataí - GO e Cristalina - GO, no mercado futuro que minimizem o risco de preço, identificando, também, qual deles alcançam uma maior efetividade da operação de *hedge*. Os resultados obtidos demonstraram uma razão ótima de *hedge* de 61,30%, 60,80% e 54,80% para os municípios de Rio Verde, Jataí e Cristalina, respectivamente. Em relação a efetividade de *hedge*, a média dos municípios foi aproximadamente 53%, sendo Cristalina conseguiu uma efetividade de 54%, maior valor entre os três municípios estudados.

Sendo assim, o que pode ser percebido é que o preço da mercadoria está entre os vários fatores que norteiam o produtor rural a saber qual cultura irá fazer o plantio, uma vez que influenciará diretamente na sua renda. Contudo, essa variável está sujeita ao risco de mercado que possibilita o produtor ficar exposto a um ambiente arriscado. Esse fator também está presente entre os envolvidos do complexo agroindustrial da soja na região de Unaí, por estarem sujeitos à volatilidade de preços este estudo busca responder o seguinte questionamento: Qual a redução nas variações da receita com a adoção de um portfólio com *hedge* frente a um portfólio sem a operação, utilizando da razão ótima de *hedge*?

Devido ao aumento na volatilidade dos preços causados pela COVID-19 verificado no estudo de Souza (2021), e o aumento de 283% no volume de contratos futuros de soja (SJC) comercializado da B3, do ano de 2020 para 2021, acredita-se que as operações de *hedge* possam reduzir as variações de preço na receita dos agentes da região em estudo, e apresentar-se como ferramenta viável na gestão de risco de preço.

Dada a relevância da aplicabilidade da ferramenta de *hedge* no complexo agroindustrial da soja e as diferentes efetividades existentes entre as regiões, esse estudo justifica-se pela informação específica que poderá proporcionar uma redução de risco aos envolvidos no mercado da soja da região de Unaí-MG, e uma contribuição empírica para a comunidade acadêmica, e para a cooperativa de modo a auxiliar as ações de proteção dos riscos mercadológicos.

1.1. OBJETIVOS

1.1.1. Objetivo Geral

Analisar a viabilidade de *hedge* de soja para o município de Unaí-MG, durante o período de setembro de 2016 a maio de 2021, utilizando o preço praticado da Cooperativa Agrícola de Unaí e o Minicontrato Futuro de Soja da B3.

1.1.2. Objetivos Específicos

- a) Avaliar o comportamento das séries de preços da soja no mercado futuro da B3 e no mercado à vista da região de Unaí-MG;
- b) Identificar a quantidade que deve ser coberta no mercado futuro que minimiza a variância da receita;
- c) Avaliar em quanto a operação de *hedge* reduz o risco de preço, frente a sua não realização.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Hull (2005) define a operação de *hedge* como a tomada de posição no mercado futuro que contraria a posição no mercado à vista, ou seja, caso tenha uma posição comprada no mercado físico deve-se tomar uma posição de venda no mercado futuro, ou vice-versa. Essa operação é possível devido à convergência de preços de ambos os mercados conforme a chegada do vencimento do contrato, logo, a perda em um mercado poderá ser compensada pelo ganho no outro, o resultado líquido das operações irá depender do comportamento da base.

Conforme Hull (2005), a base pode ser definida como a diferença entre o preço spot e futuro da *commodity* em um determinado período. Para eliminar completamente o risco e ter-se o *hedge* perfeito, o valor da base deve permanecer inalterado, ou seja, a diferença entre o preço spot e futuro na celebração do contrato deve ser igual no seu vencimento. Porém, na prática é raro este acontecimento devido algumas variáveis como: taxa de juros, prêmio pelo risco, liquidez do contrato, custo de transporte, armazenamento entre outros. Quando o preço do ativo no mercado à vista sobe mais que no mercado futuro, é denominado como um

fortalecimento da base, o contrário se denomina como um enfraquecimento da base. Desta forma, o risco de base poderá prejudicar ou melhorar a posição do *hedger*, em que o *hedge* de venda irá ter um retorno positivo quando a base aumenta e uma perda quando a base enfraquece, no *hedge* de compra aplica-se o inverso.

Partindo da premissa em que o *hedger* é avesso ao risco e compõem sua carteira com apenas dois ativos: uma posição vendida no mercado físico e uma posição comprada no mercado futuro, ou vice-versa. A receita do *hedge*, segundo Johnson (1960), pode ser dada por:

$$R = x_i B_i + x_j B_j \quad (1)$$

$$R_v = x_i (S_2 - S_1) + x_j (F_1 - F_2) \quad (2)$$

$$R_c = x_i (S_1 - S_2) + x_j (F_2 - F_1) \quad (3)$$

em que, x_i e x_j representam o tamanho da posição física no mercado “i” *spot*, e o tamanho da posição no mercado “j” futuro, de tal forma que o risco de preço seja minimizado no período t ; “t” representa o período do *hedge*, que parte da data de celebração do contrato representada por t_1 , até o momento de liquidação representado por t_2 ; B_i e B_j simbolizam as mudanças de preço entre o período t_1 a t_2 nos mercados *spot* e futuro nesta ordem; S_1 e S_2 constituem o preço *spot* no tempo t_1 e t_2 respectivamente; F_1 e F_2 representam o preço futuro do mercado no tempo t_1 e t_2 . A equação (2) equivale uma posição com *hedge* de venda e a equação (3) retrata uma posição com *hedge* de compra. “O *hedger* terá um ganho total resultante da movimentação de preços entre o período t_1 a t_2 , igual ao valor positivo dado pela equação $x[(S_2 - S_1) - (F_1 - F_2)]$. Se $[(S_2 - S_1) - (F_1 - F_2)]$ igualar a 0, o *hedge* será perfeitamente eficiente” (JOHNSON, 1960, p.140).

Conforme Johnson (1960) a variância de preço, denotado por σ_i^2 , é igual ao risco de preço enfrentado por possuir uma única unidade no mercado *spot* durante o período de t_1 a t_2 . Da mesma forma, σ_j^2 é igual a variância na receita por possuir uma única unidade no mercado futuro. Dessa maneira, aplicando a propriedade da variância na equação (1), se obtém a equação (4):

$$V(R) = V(x_i B_i) + V(x_j B_j) + 2x_i x_j cov_{ij} \quad (4)$$

em que $x_i^2 \sigma_i^2$ representam a variância de retorno com uma posição de tamanho x_i no mercado spot; $x_j^2 \sigma_j^2$ representam a variância de retorno no mercado futuro com uma posição de tamanho x_j ; cov_{ij} representa a covariância da mudança de preços do mercado spot e futuro.

Segundo Hull (2015), a razão de *hedge* de variância mínima (h^*) depende do coeficiente angular que melhor ajusta uma regressão linear, a qual representa a relação entre as mudanças do preço no mercado spot e mercado futuro, ou seja, o tamanho da posição no mercado futuro em relação ao mercado spot $\left(\frac{x_j}{x_i}\right)$. Para achar a razão ótima deve-se derivar a equação de variância da receita em relação a x_j .

Diferenciando a equação (4) em relação a x_j consegue-se a razão ótima de *hedge* (h^*) em que se minimiza a variância da receita como indicado pela equação (5).

$$\frac{\partial \sigma_r^2}{\partial x_j} = 2x_j \sigma_j^2 - 2x_i cov_{ij} \rightarrow x_j^* = \frac{x_i cov_{ij}}{\sigma_j^2} \quad (5)$$

Logo,

$$(x_j)^* \left(\frac{1}{x_i}\right) = \left(\frac{x_i cov_{ij}}{\sigma_j^2}\right) \left(\frac{1}{x_i}\right) \rightarrow h^* = \frac{cov_{ij}}{\sigma_j^2} \quad (6)$$

Com esse fundamento é possível calcular a efetividade de *hedge*. Substituindo o valor de x_j da equação (4) por x_j^* encontrado na equação (5), se obtém a equação (7):

$$V(R)^* = x_i^2 \sigma_i^2 + \frac{x_i^2 cov_{ij}^2}{\sigma_j^2} - \frac{2x_i^2 cov_{ij}^2}{\sigma_j^2} \rightarrow V(R)^* = x_i^2 \left(\sigma_i^2 - \frac{cov_{ij}^2}{\sigma_j^2} \right) \quad (7)$$

Para obtenção de uma fórmula que contenha o coeficiente de correlação, dado pela divisão da covariância entre os preços do mercado spot e futuro pelo produto dos desvios padrão dos preços nos mercados spot e futuro, $\rho = \frac{cov_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$. Multiplica-se a equação (7) por

$\left(\frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2}\right)$, e substitui ρ na equação:

$$V(R)^* = x_i^2 \left(\sigma_i^2 - \frac{cov_{ij}^2}{\sigma_j^2} \right) * \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2}$$

$$V(R)^* = x_i^2 \sigma_i^2 \left(1 - \frac{cov_{ij}^2}{\sigma_j^2 \sigma_i^2} \right)$$

$$V(R)^* = x_i^2 \sigma_i^2 (1 - \rho^2) \quad (8)$$

Desta forma, percebe que quanto maior for ρ maior será a redução de risco de preço quando há a utilização do *hedge*. Por exemplo, em um caso que o preço entre o período t_1 e t_2 se movimentam perfeitamente correlacionados, o valor de ρ será igual a 1, assim, a variância do rendimento será 0.

“A efetividade de *hedge* (e) é mensurada considerando o ganho ou perda devido a variações de preços incorridos em uma posição não protegida em relação a uma posição protegida, utilizando a razão ótima de *hedge*.” (JOHNSON, 1960, p.144). Matematicamente escreve-se:

$$e = 1 - \frac{V(R)^*}{x_i^2 \sigma_i^2} \text{ ou } e = \rho^2 \quad (9)$$

em que $V(R)^*$ representa as variações da receita com uma posição utilizando o *hedge* ótimo; $x_i^2 \sigma_i^2$ correspondem as variações da receita sem a proteção de *hedge*, que é justamente a variância de retorno no mercado spot do tamanho da posição x_i .

A efetividade irá variar entre $0 < e < 1$, isto deve-se ao fato de o quadrado da correlação variar de 0 a 1, sendo o *hedge* perfeito quando a correlação entre os preços *spot* e futuro é igual a 1 e a efetividade reduzindo à medida que a correlação dos preços diminui. Este procedimento já fora aplicado em estudos anteriores por Martins e Aguiar (2004) avaliando a proteção dos *hedgers* do mercado da soja na *Chicago Board of Trade*, também por Tonin, Braga e Coelho (2009) para o mercado de milho na região de Maringá (PR) e por Neto, Figueredo e Machado (2009) no mercado de milho no estado de Goiás.

3. METODOLOGIA

3.1. Dados.

Para a realização deste trabalho foram obtidas as séries históricas de preço da soja, praticado pela Cooperativa Agrícola de Unai, e os preços futuros da Bolsa, Brasil, Balcão (B3) utilizando-se o Minicontrato Futuro de Soja CME (SJC).

Os preços do mercado spot referem-se aos preços praticados pela Coagril, com frequência diária, cotados em reais por saca de 60kg. Além disso, são representados pelas siglas PS, referente a série diária, e PSMES referente a série mensal.

Os preços do contrato SJC são referentes ao preço médio negociado no dia (*trade average price*), calculado pela B3. A escolha do contrato SJC justifica-se pelo fato do contrato Futuro de Soja com Liquidação Financeira (SFI) não ter cotações disponíveis de maneira consistente após o ano de 2018. A série diária e mensal de preço futuro é definida como PF e PFMES, respectivamente.

O contrato SJC possui vencimento nos meses de janeiro (F), março (H), maio (K), julho (N), agosto (Q), setembro (U) e novembro (X), e sua cotação é em dólares por saca (US\$/sc.), cada contrato representa 450 sacas de 60kg. Devido a isso, foi utilizado a cotação de fechamento da taxa PTAX, que é disponibilizada pelo Banco Central, para a conversão em reais por saca (R\$/sc.).

Para a verificação da efetividade de *hedge* foram construídas duas séries de preços, com frequência diária e mensal, a opção por trabalhar com as diferentes frequências é justificada pela diferença de comercialização nos mercados, que possibilita ter resultados estatísticos diferentes na análise de cointegração. O estudo adotou o procedimento do primeiro contrato com vencimento em aberto, o qual possibilita uma melhor informação do preço de mercado e apresenta maior liquidez, este procedimento foi utilizado também nos trabalhos de Tonin, Braga e Coelho (2009), Schwantes (2010) e Souza (2020).

Na elaboração das séries diárias manteve-se apenas os dias em que houve preços disponíveis em ambos os mercados, e para os meses de vencimento do contrato considerou-se o vencimento posterior, visto que este reflete melhor o preço de mercado. A série mensal foi obtida através da média das cotações diárias praticadas durante cada mês no período em análise, totalizando 57 observações. Os dados foram transformados em logaritmos, que permitem informar a elasticidade de transmissão dos preços do mercado spot para o mercado futuro, sendo representadas pelas siglas:

- i. LNPS: série em logaritmo do preço spot, na frequência diária;
- ii. LNPSMES: série em logaritmo do preço spot, na frequência mensal;
- iii. LNPF: série em logaritmo do preço futuro, na frequência diária;

iv. LNPFMES: série em logaritmo do preço futuro, na frequência mensal.

Os procedimentos adotados no trabalho para avaliar a relação entre os preços no mercado físico e futuro foram: i. análise gráfica do comportamento das séries; ii. realização dos testes de estacionariedade das séries do preço da soja no mercado físico e futuro; iii. teste de cointegração entre as séries, com intuito de verificar a possível existência de um equilíbrio de longo prazo; iv. estimação do modelo de correção de erro; v. cálculo da razão ótima e efetividade de *hedge*.

De início, foi analisado o comportamento das séries durante o período, e posteriormente, foi realizado o teste de estacionariedade das séries. Conforme apresentado por Gujarati e Potter (2011), utilizar séries temporais que são não estacionárias na análise de regressão pode ocasionar em uma regressão espúria. Ou seja, o valor de R^2 pode ser estatisticamente significativo, diferente de zero, e provocar a influência de concluir que existe a relação estatística entre as séries, quando, a priori, não deveria haver nenhuma relação (GUJARATI, POTTER 2011). Neste estudo, o procedimento, para a identificação da presença de raiz unitária nas séries foi realizado pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Após a verificação da estacionariedade das séries e determinadas suas ordens de integração, efetua-se o teste de cointegração entre as séries. Neste trabalho, optou-se por aplicar o teste de Johansen (1988), que consiste em dois testes baseados na estimação por máxima verossimilhança. Para realização do procedimento de Johansen é preciso determinar, de maneira cautelosa, o modelo de cointegração a ser testado e a ordem dos componentes autorregressivos, incluindo ou não termos determinísticos como constantes e tendências, visto que os valores críticos a serem considerados dependem dessa configuração (BUENO, 2011).

A ordem de defasagem pode ser definida utilizando os menores valores dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), seguindo os passos de (BUENO,2011). O procedimento de Johansen (1988) parte de um modelo VAR reparametrizado, e a estimativa dos vetores de cointegração é feita pela máxima verossimilhança, obtendo o seguinte modelo:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-(p-1)} + \alpha \beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

que representa o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC), tem-se que α representa a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; $\beta' Y_{t-1}$ é a matriz que representa as r relações de cointegração entre as variáveis; Γ_i é a matriz de coeficientes que

definem a dinâmica de curto prazo; ε_t é um vetor de erro $k \times 1$, distribuído identicamente e independente com média zero, em que k é o número de variáveis endógenas no modelo VAR; Y_t refere-se a um vetor composto pelas variáveis de preço do mercado spot e futuro; e t é o tempo, com frequência diária e mensal, do período entre setembro de 2016 a maio de 2021. Porém, a estimação desse modelo não apresenta de imediato a razão de *hedge* de variância mínima. O cálculo da razão ótima é feito pelo uso da matriz de variância e covariância do modelo. Com base na matriz:

$$\Sigma = \sigma_i^2 \text{cov}_{ij} \text{cov}_{ji} \sigma_j^2 \quad (11)$$

calcula-se a razão ótima através da equação (6). Com isso, obtém-se a efetividade do *hedge* utilizando a razão de *hedge* de variância mínima por meio da equação (9). Este procedimento foi adotado nos trabalhos de Müller (2007) e Schwantes (2010).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A discussão dos resultados nessa seção está baseada na análise das relações entre os mercados à vista e futuro, e a identificação da efetividade para a região de Unaí - Mg utilizando os contratos futuros. Para a realização dos testes metodológicos utilizou-se o *software* EViews12.

4.1. Análise de estacionariedade

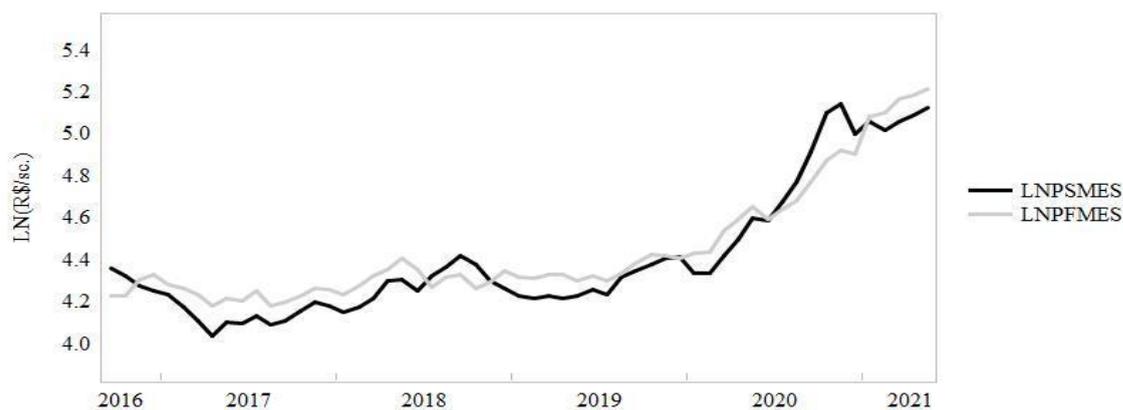
Inicialmente, a análise gráfica da evolução das séries de preço médio futuro e spot logaritimizadas, nas frequências diárias e mensais, indicam uma trajetória comum ao longo do período, apresentando uma tendência de alta nos preços após a ocorrência da COVID-19. Ademais, pode-se observar uma inversão de base em alguns períodos como setembro de 2018 a novembro de 2018 e setembro de 2020 a dezembro de 2020. O comportamento apresentado pelas séries indica a possibilidade de estas não serem estacionárias em nível, e uma possível cointegração das séries, como mostra a Figura 1 e Figura 2.

Figura 1- Comportamento do preço diário da saca de soja no mercado físico de Unaí-MG e Minicontrato Futuro de Soja, de setembro de 2016 a maio de 2021



Fonte: dados da pesquisa.

Figura 2 - Comportamento do preço mensal da saca de soja no mercado físico de Unaí-MG e Minicontrato Futuro de Soja, de setembro de 2016 a maio de 2021



Fonte: dados da pesquisa.

A análise da estacionariedade das séries foi realizada aplicando o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) nas séries logaritimizadas diárias e mensais. Primeiramente aplicou-se o teste em cada série em nível, considerando a constante e tendência

determinística, posteriormente considerou-se a constante e sem tendência, e sem constante e sem tendência. Para as séries em primeira diferença, considerou-se o número de defasagens utilizando o critério de Schwarz, e considerou-se o modelo sem intercepto e sem tendência. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado nas séries de preços diário e mensais da soja, de setembro de 2016 a maio de 2021

| SÉRIE | TERMOS DETERMINÍSTICOS | DEFASAGENS | ESTATÍSTICA DO TESTE | VALOR CRÍTICO | |
|------------------|--------------------------------|------------|--------------------------|---------------|----------|
| | | | | 1% | 5% |
| LNPS | Com tendência e com intercepto | 0 | -1.745059 ^{ns} | -3.966182 | -3.41379 |
| Δ LNPS | Sem tendência e sem intercepto | 0 | -34.36276 ^{***} | -2.567016 | -1.9411 |
| LNPF | Com tendência e com intercepto | 0 | -0.520739 ^{ns} | -3.966182 | -3.41379 |
| Δ LNPF | Sem tendência e sem intercepto | 0 | -32.05369 ^{***} | -2.567016 | -1.9411 |
| LNPSMES | Com tendência e com intercepto | 1 | -1.769851 ^{ns} | -4.1338 | -3.49369 |
| Δ LNPSMES | Sem tendência e sem intercepto | 0 | -5.026357 ^{***} | -2.6077 | -1.94688 |
| LNPFMES | Com tendência e com intercepto | 0 | 0.014571 ^{ns} | -4.1305 | -3.49215 |
| Δ LNPFMES | Sem tendência e sem intercepto | 0 | -6.246146 ^{***} | -2.6077 | -1.94688 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Δ indica as séries na primeira diferença;

*** e ** denotam, respectivamente, estatisticamente significativo a 1% e a 5% de significância, e ^{ns} denota a ausência de significância estatística.

O teste evidenciou ser estatisticamente não significativo para as variáveis em nível, ou seja, não se rejeita a hipótese nula de que as séries de preço spot (LNPS) e futuro (LNPF) possui raiz unitária. Logo, conclui-se que as séries são não estacionárias em nível, porém, na sua primeira diferença, as séries tornam-se estacionárias.

Da mesma maneira, para os testes das séries de preços do mercado spot (LNPSMES) e futuro (LNPFMES) não se rejeita a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, evidenciando ser estatisticamente não significativo para as variáveis em nível. Na sua primeira diferença a série tornou-se estacionária. De modo geral, os resultados apontam séries integradas de ordem I (1). Em seguida calculou-se o teste de cointegração de Johansen.

4.2. Teste de cointegração de Johansen

Como ambas as séries apresentaram uma mesma ordem de integração, pode-se utilizar o teste de Johansen (1988) a fim de conferir a existência de uma relação de longo prazo entre

as variáveis. Para isso, estimou-se o modelo VAR, tanto para a série diária, quanto para a mensal, determinando a ordem de defasagens dos componentes autorregressivos, e a inclusão ou não de termos determinísticos como constantes e tendências. O número de defasagens utilizados no modelo VAR foi definido de acordo com os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), como sugerido por (BUENO, 2011). A estatísticas do critério de AIC e HQ indicaram duas defasagens para a série diária, e os critérios de SC e HQ indicaram duas defasagens no modelo com série de preço mensal, como é exposto na Tabela 2 e Tabela 3.

Tabela 2 - Definição do número de defasagem do modelo VAR das séries diárias

| DEFASAGENS | AIC | SC | HQ |
|------------|------------|------------|------------|
| 0 | -1.815281 | -1.80634 | -1.811902 |
| 1 | -11.99621 | -11.96939* | -11.98607 |
| 2 | -12.00732* | -11.96261 | -11.99042* |
| 3 | -12.00378 | -11.94119 | -11.98013 |
| 4 | -12.00331 | -11.92284 | -11.9729 |
| 5 | -12.00051 | -11.90216 | -11.96334 |
| 6 | -12.00255 | -11.88633 | -11.95863 |
| 7 | -12.00253 | -11.86842 | -11.95185 |
| 8 | -12.00113 | -11.84914 | -11.94369 |

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: * indica o melhor resultado escolhido pelo critério.

Tabela 3 - Definição do número de defasagem do modelo VAR das séries mensais

| DEFASAGENS | AIC | SC | HQ |
|------------|------------|------------|------------|
| 0 | -1.685368 | -1.608151 | -1.656072 |
| 1 | -6.441296 | -6.209645 | -6.353408 |
| 2 | -6.616031 | -6.229945* | -6.469551* |
| 3 | -6.499476 | -5.958956 | -6.294404 |
| 4 | -6.608572 | -5.913617 | -6.344907 |
| 5 | -6.519254 | -5.669865 | -6.196997 |
| 6 | -6.725611* | -5.721788 | -6.344762 |
| 7 | -6.625314 | -5.467057 | -6.185873 |
| 8 | -6.493019 | -5.180327 | -5.994985 |

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: * indica o melhor resultado escolhido pelo critério.

Assim, considerou o modelo VAR com duas defasagens. Os resultados obtidos nos testes de Johansen são apresentados na Tabela 4. O Teste do Traço consiste em testar se a hipótese nula que não há vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de haver pelo menos um vetor. A estatística do Teste de Máximo Autovalor é semelhante, testando a hipótese nula de que existem r vetores de cointegração e o oposto é que existem $r + 1$ vetores de cointegração (BUENO, 2011).

Tabela 4 - Resultado do teste de Johansen para cointegração entre as séries de preço diária e mensal de soja

| TESTE DAS VARIÁVEIS DIÁRIAS | | | | |
|-----------------------------|---------------------------|---------------------------|------------------|--------------------------|
| HIPÓTESE NULA | ESTATÍSTICA | | VALOR CRÍTICO 5% | |
| | TESTE (TRAÇO) | TESTE (MÁXIMO AUTOVALOR) | TESTE (TRAÇO) | TESTE (MÁXIMO AUTOVALOR) |
| $r = 0$ | 10.50564637 ^{ns} | 7.467106906 ^{ns} | 15.49471288 | 14.26460015 |
| $r \leq 1$ | 3.038539467 ^{ns} | 3.038539467 ^{ns} | 3.841465498 | 3.841465498 |

| TESTE DAS VARIÁVEIS MENSAIS | | | | |
|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|------------------|--------------------------|
| HIPÓTESE NULA | ESTATÍSTICA | | VALOR CRÍTICO 5% | |
| | TESTE (TRAÇO) | TESTE (MÁXIMO AUTOVALOR) | TESTE (TRAÇO) | TESTE (MÁXIMO AUTOVALOR) |
| $r = 0$ | 23.29420323 ^{***} | 19.52599501 ^{***} | 15.49471288 | 14.26460015 |
| $r \leq 1$ | 3.768208224 ^{ns} | 3.768208224 ^{ns} | 3.841465498 | 3.841465498 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** e ** denotam, respectivamente, estatisticamente significativo a 1% e a 5% de significância, e ^{ns} denota ausência de significância estatística.

Os resultados da Tabela 4 evidenciam que, a um nível de significância de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula de que, a quantidade de vetores de cointegração é nula. Assim, conclui-se que as séries de preços médios diários não estabeleceram uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Todavia, os resultados encontrados da série de preços médios mensais demonstram que, ao nível de 1% de significância, pode-se rejeitar a hipótese nula de que a quantidade de vetores de cointegração é nula. Concluindo que, ao considerar as médias mensais dos preços spot e futuro há uma relação de equilíbrio ao longo prazo. Esses resultados podem ser justificados pelos argumentos de Stoll e Whaley (1993 apud MARTINS; AGUIAR, 2004), em que as diferenças existentes nas frequências de negociações não refletem a mesma série de informações do mercado, assim, interfere nos resultados das estimações.

Desta forma, foi validado a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis da série de preços médios mensais da soja no mercado futuro e spot. Sendo assim, é

cabível estimar o modelo de correção de erro vetorial. A Tabela 5 mostra os resultados do vetor de cointegração.

Tabela 5 - Resultado da estimação do Vetor de Correção de Erro

| Equação de cointegração | | |
|-------------------------|------------|------------|
| LNPSMES (-1) | 1.0000 | |
| LNPFMES (-1) | -0.9831 | |
| | [-12.9905] | |
| C | -0.0357 | |
| Variáveis | D(LNPSMES) | D(LNPFMES) |
| CointEq1 | -0.0987 | 0.1957 |
| | [-1.06377] | [2.54611] |
| D(LNPSMES (-1)) | 0.4683 | -0.0899 |
| | [2.85931] | [-0.66273] |
| D(LNPFMES (-1)) | -0.2069 | 0.0518 |
| | [-1.07434] | [0.32464] |
| C | 0.0119 | 0.0182 |
| | [1.46919] | [2.69685] |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: os valores entre colchetes referem-se à estatística t de cada parâmetro.

Conforme os resultados da Tabela 5, a equação de longo prazo pode ser escrita como:

$$LNPSMES_t = 0,0357 + 0,9831LNPFMES_t$$

Os resultados encontrados na Tabela 5 demonstram, que a variação de 1% em LNPFMES vão reproduzir uma variação de aproximadamente 1% na variável LNPSMES. Além disso, verifica-se que a dinâmica de ajustamento de curto prazo foi estatisticamente significativa apenas para a equação de LNPFMES, sendo apenas a série de preços médios mensais do mercado futuro que se ajusta no equilíbrio de curto prazo.

Esse resultado é esperado uma vez que os contratos de *commodity* no mercado futuro são derivativos do mercado spot, mesmo os valores correspondendo a uma região específica.

4.3. Efetividade e razão ótima de hedge

Como destacado no referencial teórico e na definição de Hull (2005), a razão ótima de *hedge* é dada pela relação entre o tamanho da posição do mercado futuro e o tamanho da exposição ao risco dada pela equação (6) apresentada na seção 2. Ainda de acordo com Hull

(2005), a efetividade de *hedge* é definida como a proporção da variância que é eliminada por meio de *hedge* conforme a equação (9).

Como o modelo não traz a informação direta da razão ótima de *hedge*, calculou-se a matriz de variâncias e covariâncias entre os preços do mercado futuro e spot. Por meio dela identificou-se a razão ótima e a efetividade de se utilizar o contrato SJC como ferramenta de gestão dos riscos das variações de preço no mercado físico da região de Unaí-MG. Os resultados da razão ótima e da efetividade são encontrados na Tabela 6.

Tabela 6 - Resultado da razão ótima de hedge e da efetividade de hedge com o Minicontrato Futuro de Soja

| MATRIZ DE VARIÂNCIA E COVARIÂNCIA | | | RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE |
|-----------------------------------|----------|----------|----------------------|
| | LNPSMES | LNPFMES | $h^* = 0.834$ |
| LNPSMES | 0.003215 | 0.001841 | EFETIVIDADE |
| LNPFMES | 0.001841 | 0.002207 | $e = 0.4775$ |

Fonte: dados da pesquisa.

Assim, para o município de Unaí, os resultados encontrados da razão ótima de *hedge* e da efetividade foram respectivamente 83,4% e 47,75%. Ou seja, considerando uma produtividade média da região de 3.540 kg por hectare (IBGE, 2021), e supondo que um produtor de 300ha. de soja opte por realizar o *hedge* de venda, este teria de negociar 33 Minicontrato Futuro de Soja. Considerando o total comercializado pela Coagril em 2021, 702.475 toneladas, a quantidade de contratos necessários negociados pela cooperativa seria de 21.699 contratos.

Com a utilização da razão ótima de *hedge*, pode-se conseguir uma redução de 47,75% na variação de sua receita em relação à variação caso o produtor não realizasse o *hedge*. Assim, se realizado o *hedge* e os preços reduzirem, os *hedgers* poderão eliminar aproximadamente 48% da variação, reduzindo sua perda. Entretanto, caso o preço da *commodity* aumente este terá seu retorno reduzido em aproximadamente 48%. Logo, fica a critério de aversão ao risco dos agentes da região e da cooperativa a utilização ou não da ferramenta de gerenciamento de risco.

Os resultados encontrados foram semelhantes aos encontrados por Souza (2020), sendo a efetividade de 54%, e a razão ótima, 54.80%, para a cidade de Cristalina, município o qual faz divisa com Unaí-mg. Para o município de Rio Verde e Jataí, a razão ótima foram respectivamente, 61,30%, 60,8%, e a efetividade de 51,3% e 53,5%.

Os resultados deste estudo aproximaram-se dos encontrados no trabalho de Martins e Aguiar (2004), cuja efetividade para as praças de comercialização de Rio Verde e Uberlândia, praças com maior representatividade próximas a região Unaí-Mg, foram respectivamente 48,8% e 44%, utilizando os contratos negociados na *Chicago Board of Trade* (CBOT). Apesar da possível diferença de base existente entre as regiões é possível interpretar que a efetividade de *hedge* utilizando contratos nos mercados futuros da B3 ou da *CBOT* para a região tende a resultados semelhantes. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de o preço do contrato SJC ser referenciado no mercado norte-americano pela *CME Group*.

Contudo, destaca-se que a ocorrência de eventos exógenos como a pandemia da COVID-19, os quais podem promover uma maior volatilidade de preço não interferiram de maneira significativa na efetividade de *hedge*. Isso pode ser verificado pelos resultados da efetividade se aproximarem de estudos anteriores ao acontecimento da pandemia.

5. CONCLUSÃO

Os agentes do mercado da soja estão em constante exposição da volatilidade do preço dessa *commodity* devido as variações nos preços dos insumos, flutuação das taxas de câmbio fatores climáticos, eventos exógenos, como provocado pela pandemia da COVID-19, entre outros. Com isso, o uso de mercados futuros apresenta-se como mecanismo importante para a mitigação dos riscos de preços, através das operações de *hedge*.

Neste contexto, este estudo objetivou identificar as relações entre o mercado físico do município de Unaí-MG e o mercado futuro da B3, com a utilização do Minicontrato Futuro de Soja (SJC). Para isso, identificou-se a razão ótima de *hedge* e a efetividade utilizando o modelo de correção de erro vetorial (VEC), os resultados obtidos apresentaram uma viabilidade no uso dos contratos futuros, podendo reduzir em aproximadamente metade das variações de preço quando utilizado a quantidade de contratos que minimizam a redução nas variações da receita.

Assim, conclui-se que devido a cooperativa e produtores tomarem posições para proteger contra a queda de preços, e os preços nos últimos períodos ter demonstrado uma tendência de alta, a cooperativa e os produtores da região em estudo detêm de uma baixa efetividade de *hedge*, visto que possivelmente terá seu retorno reduzido com a aplicação da ferramenta. Quanto aos agentes que querem proteger-se das altas do preço, a aplicação do *hedge* via mercado futuro apresenta como uma opção de gestão de risco.

Nesse trabalho houve a limitação da disponibilidade de dados mais recentes do mercado spot da região, e não foi levado em consideração o período que minimiza o risco de base, aconselha-se, para pesquisas futuras, a consideração desses fatores, para garantir uma melhor proteção das variações de preço.

6. REFERÊNCIAS

Banco Mundial. *Revisão Rápida e Integrada da Gestão de Riscos Agropecuários no Brasil: Caminhos para uma visão integrada*. 1. ed. Brasília, 2015. (76 p).

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Valor bruto da produção, outubro/2022**. Brasília, DF: MAPA, 2022. Disponível em: <[Valor Bruto da Produção Agropecuária \(VBP\) — Português \(Brasil\) \(www.gov.br\)](http://www.gov.br/valor-bruto-da-producao-agropecuaria-vbp-portugues-brasil)>.

BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. 2. Ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Disponível em: <[PIB do Agronegócio Brasileiro - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA-Esalq/USP](http://www.cepea.usp.br/pt-br/indicadores/indicadores-avancados)> Acesso em: 24 jun. 2022.

COAGRIL – Cooperativa Agrícola de Unai. Relatório Anual 2021. Disponível em: <[Relatório Anual - 2021 - Coagril](http://www.coagril.com.br/relatorio-anual-2021)>. Acesso em: 20 de jul. 2022.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. Previsão de safra por produto 2021/2022. Levantamento, jun. 2022. Disponível em: <[Conab - Safra Brasileira de Grãos](http://www.conab.gov.br/pt-br/indicadores/indicadores-avancados)>. Acesso em: 23 jun. 2022.

FORBES. Veja a lista das 100 maiores empresas do agronegócio do Brasil. Disponível em: <<https://forbes.com.br/forbesagro/2022/01/veja-a-lista-forbes-as-100-maiores-empresas-do-agro>>. Acesso em: 20 de jul. 2022.

GUJARATI, D. N.; POTTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HULL, J. C. *Fundamentos dos mercados futuros e de opções*. Tradução de Marco Aurélio Teixeira. 4. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

HULL, J. C. *Opções, futuros e outros derivativos*. Tradução de Francisco Araújo da Costa. 9. ed. Porto Alegre: Bookman, 2016.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Produção Agrícola Municipal. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <[Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA](http://www.ibge.gov.br/pt-br/indicadores/indicadores-avancados)>. Acesso em: 13 nov. 2022.

JOHNSON, L. L. The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. *The Review of Economic Studies*, v. 27, n°3, p. 139–151, jun. 1960. Disponível em: <<https://doi.org/10.2307/2296076>>. Acesso em: 25 jun. 2022.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, v. 12, p. 231–254, jun./set. 1988.

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. Efetividade do hedge de soja em grão brasileira com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. *Revista de Economia e Agronegócio*. v. 2, n° 4, p. 449-472, nov. 2004.

MÜLLER, Carlos André da Silva. Análise da efetividade das estratégias estáticas e dinâmicas de hedge para o mercado brasileiro de café arábica. 2007. Tese (Doutorado em Economia e Gerenciamento do Agronegócio; Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

NARDINO, F. P.; FIGUEIREDO, A. M. R. Risco da base e sua volatilidade no comércio de soja em Mato Grosso (2009 a 2019). *Revista de Economia e Sociologia Rural*. v. 60, n° 3, p. 449-472, 2022. Disponível em: < <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.240267>>.

NETO, O. J. O.; FIGUEIREDO, R. S.; MACHADO, A. G. Efetividade de hedge e razão ótima de hedge para a cultura do milho no estado de Goiás. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*. Taubaté, v. 5, n° 2, p. 115-138, mai./ago. 2009.

SCHWANTES, Fernanda. Viabilidade da implantação do contrato futuro de trigo na BM&FBOVESPA. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia e Gerenciamento do Agronegócio; Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.

SOUZA, G. P. Razão ótima e efetividade do hedge para a cultura da soja nos municípios de Rio Verde, Jataí e Cristalina no estado de Goiás. Goiânia, 2020. Disponível em: < [Dissertação - Géssica Pereira de Souza - 2020.pdf \(ufg.br\)](#)> . Acessado em: 13 jul. 2022.

SOUZA, D. K. F. O impacto da pandemia de Covid-19 na volatilidade dos preços agrícolas brasileiros: um estudo para soja, milho e algodão. *Métodos e Pesquisa em Administração*. v. 6, n° 1, p. 39-52, 2021. Disponível em: < <https://www.researchgate.net/publication/354708350>>.

TONIN, J. M.; BRAGA, M. J.; COELHO, A. B. Efetividade de hedge do milho com contratos futuros da BM&F: Uma aplicação para a região de Maringá (PR). *Revista de Economia da UFPR*. v. 35, n° 1, p. 117-142, jan./abril. 2009.