

Uma análise da operação de *hedge* no etanol hidratado em uma usina do Estado da Paraíba

An analysis of the hedge operation on hydrated ethanol in a plant in the State of Paraíba

Alexandra Kelly Moraes¹, Marcos Felipe Falcão Sobral², André de Souza Melo³

RESUMO: O presente artigo tem por objetivo comparar as operações à vista e de *hedge* na comercialização do Etanol Hidratado em uma usina. Os preços futuros foram extraídos de séries históricas da BM&FBOVESPA enquanto que os valores à vista foram fornecidos por uma usina sucroalcooleira do Estado da Paraíba. Em seguida, foi avaliado o Teste Aumentado de Dickey-Fuller para verificar a estacionaridade do etanol e o Teste de Cointegração para descrever a relação do etanol a longo prazo. Por fim, mensurou-se a operação de *hedge* e a razão ótima e efetividade de *hedge*. Os resultados indicaram que o etanol hidratado apresenta um comportamento com movimentos oscilatórios com tendência para baixa e alta nos preços no mercado para ambas as variáveis: à vista e futuro. Identificou-se que o risco para o preço à vista foi de 21% enquanto que em operações futuras ficou em 9%. Esses resultados apontaram que, para minimizar o risco do preço à vista e futuro do etanol hidratado no Estado da Paraíba, os investidores devem se proteger mediante as operações do *hedge*.

Palavras-chave: Etanol. *Hedge*. Setor sucroalcooleiro.

ABSTRACT: The purpose of this article is to compare cash transactions and hedge operations in the sale of Hydrated Ethanol in a mill. The futures prices were extracted from the BM&FBOVESPA historical series while the spot values were provided by a sugar-alcohol mill in the State of Paraíba. Then, the Augmented Dickey-Fuller Test was evaluated to check the stationarity of ethanol and the Cointegration Test to describe the ethanol relation in the long term. Finally, the hedge operation and the optimal ratio and hedge effectiveness were measured. The results indicated that hydrated ethanol presents oscillatory behavior with a tendency to lower and higher market prices for both spot and future variables. It was identified that the risk for the spot price was 21% while in future operations it was 9%. These results showed that, in order to minimize the risk of the spot and future price of hydrated ethanol in the State of Paraíba, investors must protect themselves through hedge operations.

Keywords: Ethanol. *Hedge*. Sugar and alcohol sector.

Autor correspondente:

Marcos Felipe Falcão Sobral: marcos_sobral@bol.com.br

Recebido em: 31/10/2019

Aceito em: 26/11/2020

INTRODUÇÃO

A Região Nordeste processou aproximadamente 24 milhões de toneladas de cana-de-açúcar (CONAB, 2018). A Paraíba ocupa o terceiro lugar no *ranking* de produção na safra de 2017/2018, com uma produtividade de 1,3 milhões de toneladas de cana-de-açúcar, com 216,7 milhões de toneladas de açúcar, 147 milhões de litros de etanol hidratado e 167 milhões de litros de etanol anidro (CONAB, 2018).

Em se tratando da comercialização dos produtos derivados da cana, os produtores da Paraíba não detêm instrumentos de comercialização que favoreçam a estabilidade de preços na safra e entressafra (PAIXÃO; FONSECA, 2012). Na região, são as unidades produtoras que negociam diretamente com as distribuidoras de combustíveis, fazendo com que o preço seja fruto de negociação e não de patamares definidos na bolsa de valores (ANP, 2018; SINDÁL-COOL, 2018). Com o poder de barganha dessas distribuidoras, a rentabilidade do produtor termina comprometida (PAIXÃO; FONSECA, 2012).

¹ Mestre em Administração e Desenvolvimento Rural pela Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), Brasil.

² Doutor em Engenharia de Produção pela UFPE. Docente no Programa de Pós-graduação em Administração e Desenvolvimento Rural (PADR) Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), Brasil.

³ Doutor em Economia pela UFPE. Docente no Programa de Pós-graduação em Administração e Desenvolvimento Rural (PADR) Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), Brasil.

Para aumentar suas margens e garantir que os preços estejam atrelados ao mercado externo, muitos produtores paraibanos optam por exportar seus produtos (SINDÁLCOOL, 2018). Tal estratégia reduz a exposição do produtor às condições de negociação, diversifica o mercado e reduz os riscos da exposição à sazonalidade dos preços (BITTENCOURT; FONTES; CAMPOS, 2012; PAIXÃO; FONSECA, 2012). Diante do exposto, fez-se necessário um estudo que venha a responder à seguinte questão central: como a operação de *hedge* minimiza o risco na comercialização do Etanol Hidratado do Estado da Paraíba.

Nesse contexto, o presente estudo aplicou a estatística descritiva, para descrever o comportamento do etanol hidratado do mercado, seguida pelos testes de raiz unitária aumentada - ADF de *Dickey e Fuller* (1981) e de cointegração de Johansen e Juselius (1990), para verificar as séries temporais do Etanol Hidratado do preço à vista da Usina Agroindustrial e o preço futuro da BM&FBOVESPA. Por fim aplicou Modelo de Myers e Thompson (1989), para analisar a razão ótima e efetividade de *hedge* das séries temporais de Etanol Hidratado.

O artigo está estruturado em cinco seções, além desta introdução. A segunda seção traz abordagens sobre operação de *hedge* em *commodity* agrícola no Brasil. A terceira seção discorre acerca dos procedimentos metodológicos e do modelo utilizado nesta pesquisa. Na quarta seção elaboram-se os resultados e discussões obtidos, e, por fim, tem-se a quinta seção com as considerações finais.

2 OPERAÇÃO DE HEDGE EM A ÁREA AGRÍCOLA BRASILEIRA

Diversas pesquisas acadêmicas analisaram a operação de *hedge* no mercado brasileiro, para verificarem a necessidade de proteção contra as constantes oscilações de preço. Tais pesquisas têm o intuito de compreender o gerenciamento do risco do preço de *commodity* agrícola no Brasil.

Os estudos observaram as operações de *hedge* mediante a aplicação do método dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO apresentados por Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989), para estimar um nível de efetividade das variáveis dos preços à vista e futuro em *commodity* brasileira (FILENI; MARQUES; MACHADO, 1999; OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009; SILVEIRA; CRUZ JUNIOR; SAES, 2012; SILVA; OLIVEIRA NETO; MACHADO, 2016; SANTOS; MAIA, 2016; PINHO *et al.*, 2017; CAPITANI *et al.*, 2018).

Com base na razão ótima e efetividade de *hedge*, pode-se mencionar o estudo de Fileni, Marques e Machado (1999), sobre as operações de *hedge* na *commodity* do café em Minas Gerais, para verificar os agentes de mercado e especuladores, usando contratos futuros da BM&FBOVESPA. Aplicaram operações *hedge* a uma posição de mínima variância onde substituíram o risco de preço pelo risco de base, que resultou em uma significativa redução do risco e da variabilidade do preço. Concluíram que o contrato futuro foi considerado eficiente para o controle do risco de preço (FILENI; MARQUES; MACHADO, 1999).

Ainda no que concerne à pesquisa sobre operações de *hedge*, os autores Oliveira Neto, Figueiredo e Machado (2009), por sua vez, analisaram as operações de *hedge* do milho no mercado futuro da BM&FBOVESPA do Estado de Goiás, entre o período de 2002 a 2006. Aplicaram o modelo de Myers Thompson (1989) como parâmetro para a análise das operações de *hedge*. Concluíram que a raiz unitária inferiu que ambas as séries são estacionárias na primeira defasagem ($P = 1$). Ou seja, a efetividade das operações de *hedge* do milho diminuiu o risco em 70% (OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009).

O estudo de Franco, Oliveira Neto e Machado (2016) analisou a mitigação do risco dos preços de etanol hidratado do mercado à vista para os Estados de Pernambuco e Alagoas; para tal, utilizou-se séries temporais de 2010 a 2013. A partir dos dados, calculou-se o valor base, a razão ótima e a efetividade de *hedge*, por meio de Myers e Thomp-

son (1989). Concluíram que as operações de etanol hidratado produzido minimizam 16% nos Estados em análise, ou seja, as operações não são efetivas, pois não reduzem o risco de preços (FRANCO; OLIVEIRA NETO; MACHADO, 2016).

Por outro lado, os autores Silva, Oliveira Neto e Machado (2016) verificaram a efetividade das operações de *hedge* do açúcar na BM&FBOVESPA para os Estados de São Paulo, Minas Gerais, Alagoas e Pernambuco, entre os períodos de 2007 a 2014. Foi utilizada a estatística descritiva, cálculo da base e risco de base, estimação da razão e efetividade de *hedging* pela aplicação do modelo de Myers e Thompson (1989). Os resultados apontaram que o mercado futuro do açúcar é efetivo na mitigação do risco de preços dos mercados à vista do açúcar apenas para os Estados de São Paulo e Minas Gerais (SILVA; OLIVEIRA NETO; MACHADO, 2016).

Já os autores Santos e Maia (2016) buscaram aplicar o Modelo de Variância Mínima, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários - MQO, no período entre 2010 a 2015, devido ao lançamento dos contratos futuros de etanol hidratado com liquidação financeira na BM&FBOVESPA. Os resultados evidenciaram que as efetividades de *hedge* com o ativo subjacente e *crosshedge* nestes mercados não seriam adequadas como uma alternativa de proteção ideal aos agentes de mercado, uma vez que a relação ao etanol *spot* com o seu ativo subjacente negociado no mercado futuro e o Açúcar n. 11 é praticamente nula e que apenas 1% da comercialização do produto no mercado *spot* deveria ser fixado em contratos futuros do Açúcar n. 11 na ICE Futures e 4% em contratos futuros do etanol hidratado negociado na BM&FBovespa (SANTOS; MAIA, 2016).

Pinho *et al.* (2017) buscaram comparar estatisticamente a *performance* (eficiência) de seis modelos para o cálculo da razão ótima de *hedge* no mercado Futuro de Boi Gordo brasileiro: Mínimos Quadrados Ordinários, BEKK, DCC de Tse e Tsui (2002), DCC de Engle e Sheppard (2001), Beta de Correlações Variantes no Tempo e o Beta Incondicional. As razões foram estimadas para os log-retornos das séries de preços diárias e mensais de boi gordo à vista e futuro, no período de 2000 a 2014. Para séries mensais, conclui-se que o BEKK, seguido do Beta Incondicional, são os melhores modelos quando se trata de redução de variância e maximização do Índice de Sharpe (PINHO *et al.*, 2017).

Capitani *et al.* (2018) avaliaram o grau de integração nos mercados de etanol dos EUA e Brasil, investigando a existência de um preço como referência internacional que possa servir de base aos agentes dessa cadeia produtiva. Em geral, os resultados indicaram que tais mercados possuem baixo grau de integração, respondendo majoritariamente a variáveis domésticas. Além disso, evidenciam uma baixa eficiência na operação de *hedge* cruzado com contratos futuros de etanol em outras bolsas, sugerindo, portanto, uma baixa integração dos preços no mercado internacional (CAPITANI *et al.*, 2018).

Diante desse contexto, com a finalidade de fundamentar teoricamente e entender mais sobre a operação de *hedge* em *commodities* agrícolas, o Quadro 1 apresenta as operações *hedge* mediante o risco de base, a razão ótima e efetividade.

O *hedge* é toda operação estruturada que tem como objetivo a redução de risco de perda nas oscilações de preços, durante a venda ou compra de uma *commodity* brasileira (OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009; SILVEIRA; CRUZ JUNIOR; SAES, 2012; SILVA; OLIVEIRA NETO; MACHADO, 2016; SANTOS; MAIA, 2016).

O risco de base pode ser definido como a diferença do preço à vista e a cotação do mercado futuro para determinado mês de vencimento (HULL, 2016; HARZER *et al.*, 2014; FILENI; MARQUES; MACHADO, 1999).

Diante desse conceito, Hull (2016, p. 58) apresenta alguns motivos para que a operação *hedge* não seja perfeita na prática, como:

1. O ativo cujo preço é *hedgado* pode não ser exatamente o mesmo subjacente ao contrato futuro;
2. O *hedge* pode não saber com certeza a data exata em que o ativo será comprado ou vendido;
3. A operação pode exigir que o contrato futuro fosse encerrado bem antes de sua data de vencimento.

Para tanto, é possível verificar que o preço à vista pode ser superior (inferior) ao seu correspondente preço futuro (HULL, 2016; SILVA *et al.*, 2015). Assim, a base será positiva (negativo) (HULL, 2016).

No que concerne à base, o ativo a ser *hedgado* e o ativo subjacente do contrato futuro são os mesmos, a base deve ser zero na expiração do contrato futuro. Dessa forma, antes da expiração, a base pode ser positiva ou negativa (HULL, 2016).

Outro aspecto a mencionar, é quando o preço à vista tem um preço maior do que o preço futuro. Sendo assim, à medida que o futuro apresente uma queda maior do que o preço à vista pode ocorrer um fortalecimento da base. Quando ocorre um fortalecimento da base, beneficia os *hedgers* que estiverem vendendo em contratos futuros (HULL, 2016; SILVA *et al.*, 2015).

Conseqüentemente, quando o preço futuro tiver um crescimento maior do que o do preço à vista, a base reduz, ou seja, sofre um enfraquecimento (HULL, 2016).

A razão de ótica de *hedge* é definida como a razão entre a covariância do preço à vista e variância do preço futuro (HULL, 2016; HERZER *et al.*, 2014; OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009). Nesse sentido, a razão é dada pelo produto do coeficiente de correlação entre as séries temporais e a razão entre os desvios-padrão (HERZER *et al.*, 2014). Diante desse contexto, Hull (2016) apresenta a seguinte equação.

$$h^* = p \frac{\sigma_S}{\sigma_F} \quad (1)$$

A partir da equação 1 pode-se ver que o h^* é a razão de *hedge*, o p é coeficiente de correlação entre o preço à vista e o preço futuro, o σ_S e desvio-padrão do preço à vista e σ_F e o desvio-padrão do preço futuro. Logo, se $p = 1$ e o $\sigma_S = \sigma_F$, a razão ótima de *hedge*, h^* , será 1,0, isto é justificado, porque o preço futuro espelha-se no preço à vista (HULL, 2016; SOUZA; CUNHA; WANDER, 2012).

Quanto à efetividade do *hedge*, é denominada como a redução percentual da variância do retorno a partir da decisão de *hedging*, para tal utiliza-se o quadrado do coeficiente da correlação dos preços à vista e futuro (HERZER *et al.*, 2014; OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009; FILENI; MARQUES; MACHADO, 1999).

Em outras palavras, a efetividade do *hedge* é explicada da seguinte forma: quanto maior for a correlação, maior será a redução do risco e a efetivação do *hedge*, ou seja, a efetividade é correspondente à minimização do risco (OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009).

$$p^2 = h^2 \frac{\sigma_F^2}{\sigma_S^2} \quad (2)$$

A equação 2 é referente à efetividade de *hedge*, onde o σ_S e σ_F são os desvios-padrão, p o coeficiente e h a razão ótima (HULL, 2016). Nesse sentido, os parâmetros p , σ_S e σ_F são estimados a partir dos dados históricos de ΔS e ΔF , em que a hipótese implica de que o futuro terá padrão de comportamento igual ao passado (SOUZA; CUNHA; WANDER, 2012; OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009).

Sendo assim, ao escolher o número de intervalos de tempo iguais, mas não coincidentes, deve-se observar os valores ΔS e ΔF de cada um deles (SOUZA; CUNHA; WANDER, 2012). Isso porque o ideal é que cada intervalo de tempo deve ser o mesmo para o qual se deseja efetivar o *hedge* (HULL, 2016).

Myers e Thompson (1989) apresentaram uma equação 3, com o intuito de elaborar um cálculo da razão ótima e efetividade de *hedge* mais concisos, onde conduziam a transformação das séries em estacionárias na primeira diferença, tornando os resultados das regressões mais eficazes (OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009).

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

A equação elaborada por Myers e Thompson (1989) transformou as séries para extinguir o problema de não estacionariedade, fator comum presente em séries agrícolas, e incluir termos desfasados no mercado à vista e futuro (HERZER *et al.*, 2014; SOUZA; CUNHA; WANDER, 2012; OLIVEIRA NETO; FIGUEIREDO; MACHADO, 2009).

Nesse sentido, para o alcance do objetivo deste estudo, considerando-se a operação de *hedge* e a metodologia de Myers e Thompson (1989), a pesquisa seguiu a seguinte metodologia.

3 METODOLOGIA

O estudo apresenta um enfoque exploratório e descritivo com uma abordagem quantitativa e aplicações econométricas. Para os valores à vista, foram coletados dados das séries temporais do preço do Etanol Hidratado comercializado por uma Usina Agroindustrial localizada na Região Metropolitana de João Pessoa (Paraíba). Para os valores futuros, foram adotados os dados da BM&FBOVESPA. As informações são sintetizadas na Tabela 1.

Tabela 1. Base de dados do Etanol Hidratado - ETH da Paraíba

Ativos	Período amostral		Número de observações
	Início	Final	
À vista	30 de Setembro de 2013	29 de Setembro de 2018	55
Futuro	30 de Setembro de 2013	29 de Setembro de 2018	55

Fonte: Usina Agroindustrial (2018) e BM&FBOVESPA (2018).

A Usina forneceu séries diárias da venda do ETH durante o período em estudo. Dessa forma, foi necessário o cálculo da média aritmética para obtenção dos valores mensais. Já a coleta de dados do mercado futuro foi realizada por meio das séries mensais do ETH vigentes no mercado futuro da Paraíba (BM&FBOVESPA, 2018).

Para descrever o comportamento do etanol hidratado do mercado do Estado da Paraíba utilizou-se base média geral e o risco de base da operação de *hedge* e a estatística descritiva. Para estimar o valor base, aplicou-se a equação estabelecida por Hull (2016), que é compreendida pela diferença do preço à vista do etanol hidratado da Usina Agroindustrial e do preço futuro da BM&FBOVESPA.

$$b_1 = S_1 - F_1 \quad (4)$$

Em seguida conduziu a estimativa da média geral do etanol hidratado, para encontrar os períodos de vencimentos dos contratos das séries estudadas. Para tanto, empregou-se a equação 5, apresentada por Hull (2016):

$$b_{MédiaG} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n b_t, T \quad (5)$$

Oliveira Neto, Figueiredo e Machado (2009, p. 124) definem a equação 5 como o valor da base média para o mês de vencimento (T), o valor no período t, para (T), n é o número de bases encontradas no (T) e T: é o mês de vencimento.

Na sequência, calculou-se o risco de base, mediante o desvio-padrão das bases encontradas.

$$Rb = \sqrt{\frac{1}{n-1}} (\sum bt, T - b_{MédiaG})^2 \quad (6)$$

O Rb é o risco de base, a $b_{MédiaG}$ o valor da base média para o mês de vencimento (T), quanto bt, T é o valor no período t, para (T), n o número de bases encontradas no (T) do mês de vencimento (HULL, 2016).

Por fim, estimou-se o histograma e estatística, para verificar a tendência central e as medidas de dispersão das séries do etanol hidratado. Para tal, avaliou-se a média, a moda e a mediana para analisar a tendência central, quanto à medida de dispersão foram estimados os quartis, variância e o desvio padrão.

Além disso, examinou-se a distribuição normal das séries, por meio dos valores mínimo e máximo, a assimetria, curtose e o teste de normalidade de *Jarque-Bera-JB*. Conforme Moraes, Stona e Schuck (2016):

$$JB = \frac{N}{6} (S^2 + \frac{(k-3)}{4})^3 \quad (7)$$

Na sequência, verificou-se as séries temporais do Etanol Hidratado do preço à vista da Usina Agroindustrial e o preço futuro da BM&FBOVESPA da Paraíba. Neste item, utilizou-se de modelo de Vetorial Autor Regressivo - VAR para realizar os testes da raiz unitária aumentada - ADF de *Dickey e Fuller* (1981) para detectar o nível de estacionariedade e o teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990) para apontar a eficiência de mercado.

A metodologia VAR é um modelo de previsão de séries temporais para duas ou mais séries (vetor), sem distinção de endogeneidade ou exogeneidade entre as variáveis (GUJARATI, 2006). O modelo incorpora componentes autorregressivos e vetores defasados das séries.

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_j Z_{t-j} + e_t \quad (8)$$

No modelo VAR, a defasagem é responsável pelo impacto a curto prazo e pode ser determinada pelos seguintes critérios: Akaike Information Criterion - AIC, Schwarz Bayesian Criterion - SBC e *Durbin-Watson* - DW. Esses critérios têm como objetivo fornecer estimativas futuras (SANTOS; WOLFF; SOUZA, 2013; VOGELVANG; FRANCES, 2005). Para este estudo utilizou-se o Akaike Information Criterion - AIC.

Para estimar o modelo VAR, é necessário estimar as inter-relações entre as variáveis (ENDER, 2010). Para tal, aplicou-se o teste ADF de *Dickey-Fuller* (1981), para verificar o nível de estacionariedade das séries temporais.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{i-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Após constatar a estacionariedade das séries, efetuou-se o teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990) para analisar a eficiência de mercado do etanol hidratado a longo prazo, por meio das estatísticas traço (λ_{trace}) e do máximo autovalor (λ_{Max}) para verificar a significância dos vetores das variáveis.

Os testes verificaram as restrições da função máxima verossimilhança, baseando-se nos autovalores associados à matriz (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

O teste do traço avaliou a presença de vetores de cointegração, onde a hipótese nula aponta a existência do vetor (r) de cointegração, que é representada matematicamente na expressão (10) da seguinte forma, onde r

autovalores (seja diferente de zero, e a restrição pode ser imposta para diferentes valores de r (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r - 1, \dots, n \quad (10)$$

Assim, a estatística de traço é representada na equação (11), e consiste na comparação do valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo sem restrição (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

$$\lambda_{trace} = -2 \log Q = -T \sum_{i=r+1}^n \log (1 - \lambda_i) \quad (11)$$

O teste de máximo autovalor (λ_{Max}) da equação (12), testa a hipótese nula de r relações de cointegração contra a alternativa de $r + 1$ relações de cointegração.

$$LR_{max}(r|r + 1) = -T \log(1 - c\lambda_{r-1} - b) = LR_{tr}(r|k) - LR_{tr}(r + 1|k) \quad (12)$$

Após a estimativa deste item realizou-se o cálculo das operações de *hedge* mediante o modelo de Myers e Thomposon (1989), para analisar a razão ótima e a efetividade do etanol hidratado.

Para estimar a razão ótima e efetividade *hedge* das séries temporais de Etanol Hidratado - ETH, utilizou-se os preços à vista da Usina Agroindustrial e os preços futuros da BM&FBOVESPA do Estado da Paraíba, entre o período de 2013 a 2018. Para analisar a razão ótima e efetividade, empregou-se o modelo de Myers e Thompson (1989), mediante a equação 13.

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \gamma \Delta F_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

Onde α é o preço à vista do açúcar e etanol no momento t , δ é a razão de *hedge* ótima (h), β é o preço futuro do açúcar e etanol na primeira diferença, γ é o preço futuro do açúcar e etanol no momento $t-i$, μ_t é o preço à vista da *commodity* na primeira diferença no momento $t-i$ e μ_t é o termo de erro (HULL, 2016).

4 RESULTADO E DISCUSSÕES

Durante o período analisado, os valores à vista do etanol hidratado praticados pela usina tiveram movimentos oscilatórios com predominância de alta, ocorrendo apenas duas baixas. A base sempre se encontrou positiva, com uma variação entre R\$ 0,01 a R\$ 0,43 de 2013 a 2018. Esses movimentos oscilatórios corroboram o estudo de Franco, Oliveira Neto e Machado (2016) quanto ao comportamento dos preços à vista e futuro do mercado dos Estados de Alagoas e Pernambuco que apresentaram oscilações positivas durante os meses de maio e junho de 2013 (FRANCO; OLIVEIRA NETO; MACHADO, 2016).

Na safra 2015/2106 houve duas baixas no preço à vista da usina, que atingiu R\$ -0,07 a R\$ -0,15 abaixo do preço praticado no mercado futuro. Essa queda foi ocasionada pelas condições climáticas desfavoráveis no período. Durante a safra, ocorreu má distribuição pluviométrica, causando uma redução de 7,4% na produção de cana-de-açúcar (CONAB, 2016).

A Figura 1 apresenta a estimativa da média do etanol hidratado nos períodos de vencimentos dos contratos das séries de outubro de 2013 a setembro de 2018.

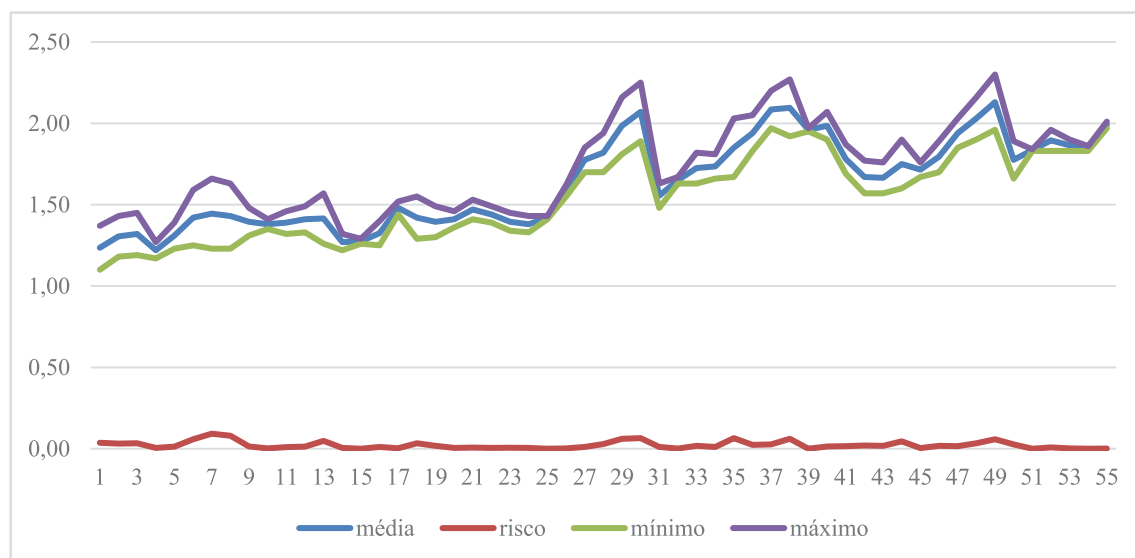


Figura 1. Estatística do etanol hidratado do Estado da Paraíba
Fonte: USINA AGROINDUSTRIAL e BM&FBOVESPA (2018).

No período ocorreram três picos nos valores médios (R\$ 2,07; R\$ 2,10; e R\$ 2,13), enquanto que o valor de risco oscilou entre R\$ 0,01 e R\$ 0,09. As entressafras de janeiro a abril dos anos de 2014 e 2016 foram onde ocorreram as maiores variações de risco de base. As maiores diferenciações entre preço à vista e futuro foram durante as safras de setembro a dezembro de 2013; setembro a dezembro de 2015; junho a outubro de 2016; e julho a dezembro de 2017.

O valor máximo registrado da base foi de R\$ 2,38, enquanto que o menor valor de base foi de R\$ 1,10. Isso evidencia que o comportamento da base das séries do etanol hidratado está sujeito a maior risco no período de passagem de entressafra para a safra.

A média dos preços à vista ficou em torno de R\$ 1,71 com o valor mínimo de R\$ 1,27 e valor máximo de R\$ 2,30. O preço futuro médio foi de R\$ 1,57, com valor mínimo de R\$ 1,60 e o valor máximo de R\$ 1,97. Demais estatísticas são descritas na Tabela 2.

Tabela 2. Estatística descritiva dos preços à vista e futuro do etanol hidratado do mercado paraibano

	À vista	Futuro
Média	1,719636	1,576036
Mediana	1,670000	1,600000
Máximo	2,300000	1,970000
Mínimo	1,270000	1,100000
Desvio Padrão	0,285624	0,265523
Assimetria	0,331539	0,063187
Curtose	1,950823	1,599584
Jarque-Bera	3,530187 (0,171171)	4,5330934 (0,0103782)
Observações	55	55

Fonte: CEPEA (2018) e BM&FBOVESPA (2018).

Quanto ao teste de normalidade de *Jarque-Bera-JB*, as séries dos preços à vista e futuro indicaram uma probabilidade pequena, rejeitando a hipótese de normalidade. A estatística de *JB* indicou R\$ 3,53 para o preço à vista e R\$ 4,53 para o preço futuro, em relação à probabilidade o preço à vista apresentou 17,11% enquanto o futuro é de 1,03%.

Esses resultados reforçam a diferença dos preços à vista e futuro do mercado paraibano, que é decorrente da oscilação do preço do etanol, devido à produção e comercialização que ocorrerem durante os períodos da safra e entressafra, assim como as particularidades ligadas aos custos de produção, logísticas e de comercialização na região do Nordeste (SILVA; OLIVEIRA NETO; MACHADO, 2016).

Os coeficientes de assimetria do preço à vista R\$ 0,33 e R\$0,06 o preço futuro e a curtose R\$ 1,95 o preço à vista e R\$1,59 futuro, indicam que a distribuição dos resíduos dos retornos do etanol hidratado da Paraíba é *leptocúrtica*, conforme mostra a Figura 2 a seguir.

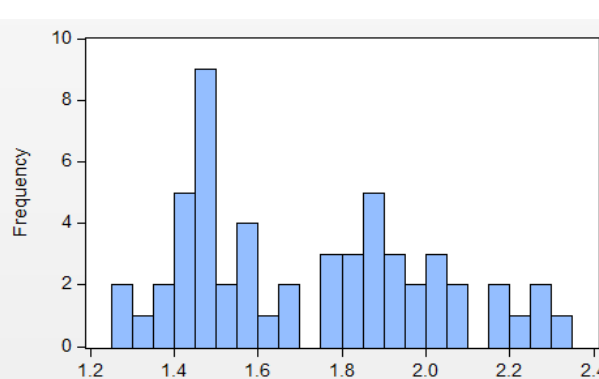
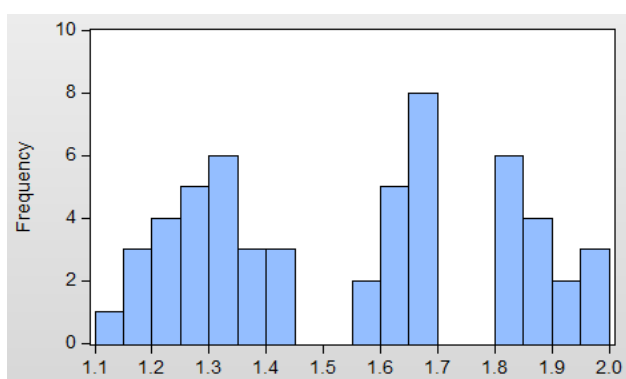


Figura 2a: Preço à vista

Figura 2b: Preço futuro ETH

Figura 2. Histograma da frequência do preço à vista e preço futuro

A distribuição dos retornos dos preços à vista e futuro apresentam caudas de distribuição normal onde a Figura 2a indica uma frequência de dois picos de 1,5 e 1,9, com características de duas ilhas distintas, enquanto a 2b indica três picos isolados de 1,3; 1,5; e 1,9, com características de agrupamentos separados.

Desta forma, as séries do etanol hidratado disposto nas Figuras 2a e 2b apontaram diversos movimentos oscilatórios com tendência prevalecendo uma variação baixa e alta nos preços do etanol hidratado no mercado à vista aplicado pela usina Agroindustrial e a BM&FBOVESPA da Paraíba.

Para testar a estacionariedade das séries temporais do etanol hidratado foi realizado um teste raiz unitária de *Dickey-FullerAumentado* - ADF. O teste ADF conferiu o número de raízes unitárias presente ou não nas séries dos preços à vista e futuro, como mostra a Tabela 2.

Para testar o ADF foram utilizados os seguintes parâmetros: teste no nível, optou-se por incluir teste de equação constante e, para calcular o número de *lags*, foi aplicado o critério de informação de Schwarz, com um *lag* máximo de 10.

Para preço à vista, a estatística $t = -2,32$ e futuro $t = -1,14$ não rejeitaram a hipótese nula: $= 0$. Isso indica que as variáveis dos preços à vista e futuro do etanol do mercado paraibano não são estacionárias. Sendo assim, esse resultado corrobora o estudo de Franco, Oliveira Neto e Machado (2016), quando afirmam que o etanol hidratado da Região Nordeste não possui raiz unitária.

O teste de cointegração para os preços à vista da Usina Agroindustrial e preço futuro da BM&FBOVESPA do Estado da Paraíba utilizou os testes estatísticos de traço (*trace*) e o autovalor máximo (*máximo*), para projetar uma hipótese da presença do vetor de cointegração (r) no vetor cointegração $r+1$.

A variável à vista indicou os resultados estatísticos de λ trace = 4,95 e λ máximo = 4,95 como maiores que seu valor crítico (3,84) em uma significância de 5%, apresentando assim que aceita a hipótese nula. Ou seja, a variável do preço à vista do etanol hidratado da usina Agroindustrial é cointegrada. Por outro lado, a variável futura apontou resultados estatísticos de λ trace = 1,70 e λ máximo = 1,70, que são menores que seu valor crítico (3,84) a uma significância de 5%, sugerindo a aceitação da hipótese nula de que não há relação de cointegração entre as variáveis.

Considerando a premissa defendida por Fama (1970) de que um mercado eficiente é definido como aquele em que o preço de mercado é uma estimativa não tendenciosa do valor real de mercado, pode-se evidenciar que alguns mercados serão mais eficientes que outros. Nesse sentido, como os testes λ trace e λ máximo, das variáveis do etanol hidratado, indicaram que aceitam a hipótese nula para o preço à vista da usina Agroindustrial, ou seja, implica a existência de um vetor de cointegração, ficando evidente que o mercado é eficiente.

Entretanto, em caso de um mercado ineficiente como foi constatado na variável futura, nota-se que a capacidade de corrigir um mercado ineficiente dependerá do esclarecimento de informações entre os investidores, no que tange os termos de negociações, os custos de transações (tamanho, índices de preço/lucro e preço/valor contábil) e tempo (entressafra e finais de semanas), ou seja, as informações sobre o etanol hidratado disponíveis no mercado paraibano no que tange à variável futuro não apresentam o valor real de mercado, tornado assim ineficiente, configurando-se um mercado de risco para os produtores ou investidores locais.

Com a finalidade de atingir o objetivo deste estudo, a operação de *hedge* do etanol hidratado da Usina Agroindustrial foi estimada mediante o modelo de Myers e Thompson (1989), para apontar a razão e a efetividade de *hedge*.

Os preços à vista da Usina Agroindustrial apresentaram razão ótima ($h = 0,209860$), a efetividade de *hedge* ($= 0,822490$), estatística t (2,1447441) com os maiores valores para o critério de informação de *Akaike* (-1,342627), *Schwarz* (-1,269634) e *Durbin-Watson* (1,348093). O valor estatístico *Durbin-Watson* do preço à vista apresentou-se próximo a 2, o que indicou que a série de preço não tem problema de autocorrelação residual na primeira diferença.

Os resultados para o preço futuro apontaram a razão ótima ($h = 0,097785$), a efetividade de *hedge* ($= 0,822490$), estatística t (1,042888) com os maiores valores para o critério de informação de *Akaike* (-1,488512) e critério de informação de *Schwarz* (-1,415518) e *Durbin-Watson* (0,959398). O teste estatístico *Durbin-Watson* do preço futuro apresentou resultado próximo a 2, o que indicou que a série de preço não tem problema de autocorrelação na primeira diferença.

A razão ótima do etanol hidratado do Estado da Paraíba foi aproximadamente de 21% para o preço à vista da Usina Agroindustrial e de 9% para o preço futuro da BM&FBOVESPA, não sendo efetivo na cobertura de risco. Esses resultados indicam que, para minimizar o risco do preço à vista e futuro do etanol hidratado no Estado da Paraíba, os investidores devem se proteger mediante as operações do *hedge*.

Comparando aos resultados das pesquisas, Franco, Oliveira Neto, Machado (2016), que analisaram a mitigação do risco dos preços de etanol hidratado do mercado à vista para os Estados de Pernambuco e Alagoas, utilizou-se séries temporais de 2010 a 2013. A partir dos dados, calcularam o valor base, a razão ótima e a efetividade de *hedge*, por meio de Myers e Thompson (1989). Concluíram que a mitigação de 15% do risco de preços para o etanol nos Estados em análise não é efetiva na cobertura do risco de preços do mercado à vista do etanol.

Dentro desse contexto, os resultados encontrados na presente pesquisa corroboram aqueles encontrados por Franco, Oliveira Neto e Machado (2016), no que tange à *commodity* do etanol hidratado no mercado à vista da Usina Agroindustrial e o mercado futuro da BM&FBOVESPA, quando afirmam que o mercado de etanol na Região Nordeste não se mostrou efetivo no gerenciamento de risco.

Todavia, esta pesquisa concluiu que a oscilação de preço do etanol hidratado no mercado paraibano proporciona um o risco de 21% para o preço à vista da Usina Agroindustrial e de 9% para o preço futura da BM&FBOVESPA, tornando-se mais viável negociar no mercado futuro.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo analisou os preços na comercialização do ETH do Estado da Paraíba, mediante as operações de *hedge*. Para verificar a operação de *hedge*, aplicou-se o valor base e base de risco, teste de estacionariedade das séries temporais e a mensuração da operação de *hedge* e a razão ótima e efetividade de *hedge* aos dados históricos dos preços à vista do etanol hidratado da Usina Agroindustrial e os dados históricos dos preços do contatos futuros foram extraídos da Bolsa de Mercadorias e Futuros - BM&FBOVESPA.

Primeiramente buscou-se descrever o comportamento dos dados da pesquisa, utilizou-se base média geral e o risco de base da operação de *hedge* e a estatística descritiva. Foi apresentado que na safra 2015/2016 houve duas baixas no preço à vista da usina, que atingiu R\$ -0,07 a R\$ -0,15 abaixo do preço praticado no mercado futuro. Na sequência, foi indicado que o período de incerteza ocorre com mais frequência durante a passagem de entressafra para a safra. Logo, durante esse período podem ocorrer movimentos oscilatórios com tendência a uma variação baixa e alta nos preços do etanol hidratado.

Na sequência verificou-se a estacionariedade e a cointegração dos preços do Etanol Hidratado - ETH da Usina Agroindustrial e da BM&FBOVESPA da Paraíba. Constatou-se que variável à vista indicou resultados estatísticos de $trace = 4,95$ e λ máximo = 4,95 que são maiores que seu valor crítico (3,84) em uma significância de 5%, apresentando assim que deve aceitar a hipótese nula. Para a variável futuro apontou-se resultados estatísticos de $trace = 1,70$ e máximo = 1,70, que são menores que seu valor crítico (3,84) a uma significância de 5%, sugerindo a aceitação da hipótese nula. Porém não há relação de cointegração entre das variáveis analisadas. Portanto, os testes $trace$ e máximo, das variáveis do etanol hidratado indicaram que aceitam a hipótese nula, para o preço à vista da usina Agroindustrial, pois implicam a existência de um vetor de cointegração.

Por último, foi analisada a razão ótima e efetividade *hedge* das séries temporais de Etanol Hidratado - ETH do Estado da Paraíba, mediante operação de *hedge*. Concluiu-se que a razão ótima do etanol hidratado do Estado da Paraíba foi aproximadamente de 21% para o preço à vista da Usina Agroindustrial e de 9% para o preço futuro da BM&FBOVESPA, não sendo efetivo na cobertura de risco. Esses resultados indicam que, para minimizar o risco do preço à vista e futuro do etanol hidratado no Estado da Paraíba, os investidores devem se proteger mediante as operações do *hedge*.

Diante disso, a operação de *hedge* é uma proteção para o investidor minimizar riscos das oscilações de preços. Essa ferramenta tem de auxiliar ao investidor para manter um preço fixo para a venda ou a compra de seu produto no mercado. Isso porque é impossível prever o preço futuro de qualquer mercadoria, assim a utilização de *hedge* poderá proteger o investidor contra um aumento rápido de custos operacionais do produto, eliminando assim a possibilidade de perdas futuras.

Nesse sentido, analisar a operação de *hedge* aplicado na *commodity* agrícola, dando ênfase ao Etanol Hidratado - ETH, possibilitou contribuições acadêmicas e práticas. No que tange à contribuição acadêmica, consiste esclarecer que o *hedge* aplicado no setor sucroalcoolerio, ainda marcado pela carência de pesquisas, em especial no mercado paraibano, permitiu desenvolver investigações fortalecidas por conhecimentos sólidos e sistematizados, pois a ideia

de redução de risco é constante, quando se fala em *hedge* no setor agrícola. Quanto à contribuição prática, reflete sobre a necessidade de aplicar a operação de *hedge* como uma forma de proteger o produtor do risco das oscilações do preço de *commodity* agrícola no mercado sucroalcooleiro.

No desdobramento dessa pesquisa, algumas limitações se apresentaram no decorrer da fase exploratória, tais como: ausência de literatura referente à operação de *hedge* aplicado no setor sucroalcooleiro paraibano e restrição ao acesso aos dados históricos das demais usinas operantes no Estado da Paraíba.

Desse modo, para futuras pesquisas, identificou-se a necessidade de análises acerca da gestão de risco no mercado de *commodity* sucroalcooleiro do Nordeste brasileiro; analisar a comercialização do etanol Hidratado e Anidro da Paraíba, mediante um estudo de multicasos aplicado a todas as usinas operantes no Estado, para verificar quais estratégias financeiras minimizam o risco na comercialização do Etanol Hidratado - ETH.

REFERÊNCIAS

ANP. Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis, 2018. **Lista de Usinas**. Disponível em: www.anp.gov.br. Acesso em: nov. 2018.

BM&FBOVESPA. **Futuro de etanol hidratado com Liquidação Financeira**, 2018. Disponível em: http://www.b3.com.br/pt_br/produtos-eservicos/negociacao/commodities/futuro-de-acucar-cristal-com-liquidacao-financeira.htm. Acesso em: 25 out. 2018.

BODNAR, G. *et al.* Gestão de Risco para Empresas Não Financeiras Italianas: Moeda e Exposição à Taxa de Juros. **Européia de Administração Financeira**, p. 887-910, 11 out. 2013.

CAPITANI, D. H. D.; CRUZ JUNIOR, J. C.; TONIN, J. M. Integração e eficiência do hedge nos mercados de etanol no Brasil e EUA. **Contextus**, v. 16, n. 1, jan./abr. 2018.

CARMONA, C. *et al.* Theory of hedge: theoretical-empirical issues applied to risk management with derivatives. **Revista Internacional Contábil**, v. 8, p. 29-48, abr./jun. 2014.

CARVALHO, P.; FONSECA, M. A mecanização do setor sucroalcooleiro Paraibano: um estudo a partir da teoria de custos evitados. **Revista livre de sustentabilidade e Empreendedorismo**, v. 2, n. 1, p. 138-164, 2017.

CBOT - Chicago board of trade. **Apostila Guia de Auto Estudo do Hedge**. 2005.

CHANCE, D. **Essays in derivatives: risk-transfer tools and topics made easy**. 2. ed. Wiley Finance, 2008.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da Safra Brasileira de Cana-de-Açúcar**, v. 4 - Safra 2017/2018. Brasília, 2018. Disponível em: www.conab.gov.br. Acesso em: 10 nov. 2018.

COWLES, A. Can Stock Market Forecaster Forecast? **In Econometrica**, v. 1, n. 3, p. 309-224, jul. 1933.

COWLES, A.; JONES, H. Some a posterior probabilities in stock market action. **Econometrica**, v. 5, n. 3, p. 280-294, 1937.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

- DICKEY, D.; FULLER, W. A likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p. 1057-1072, 1981.
- EDERINGTON, L. The hedging performance of the new futures markets. **Journal of Finance**, v. 34, p. 157-170, 1979.
- ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. 2. ed. Hoboken: Wiley, 2004.
- FARHI, M. Derivativos financeiros: hedge, especulação e arbitragem. **Revista Economia e Sociedade**, p. 93-114, dez. 1999.
- FILENI, D.; MARQUES, P.; MACHADO, H. O risco de base e a efetividade do hedge: para o agronegócio do café em Minas Gerais. **Revista de Administração da UFLA**, v. 1, p. 42-50, jan. 1999.
- FRANCO, F.; OLIVEIRA NETO, O.; MACHADO, W. Hedging effectiveness for ethanol of the Pernambuco and Alagoas in futures market of the BM&FBovespa. **Rev. Econ. NE**, v. 47, p. 49-64, jan./mar. 2016.
- GONÇALVES, E. Eficiência de hedging e taxa ótima de hedge: contratos futuros de depósitos interfinanceiros de um dia. **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 4, p. 623-640, out./dez. 1993.
- GUIMARÃES, D.; ARAÚJO, G.; BARBEDO, H. Is it possible to outperform Ibovespa through technical analysis in the futures market? **Revista de Administração Contemporânea**, v. 15, p. 918-930, set./out. 2011. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-65552011000500008>
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HARZER, J. *et al.* Efetividade do hedge de variância mínima no mercado futuro de café negociado na BM&FBovespa. **Revista Custos e @gronegócio**, v. 10, p. 169-189, jan./mar. 2014.
- HICKS, J. **Value and Capital**. Oxford: Oxford University Press, 1939. Vol. 2, 340p.
- HULL, J. C. **Option, Futures, and Other Derivatives**. 9. ed. [s. l.]: Bookman, 2016.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-209, 1990.
- KALDOR, N. Speculation and economic stability. **Review of Economic Studies**, 7. 1939.
- KENDALL, M. The analysis of economic time - series, part I. Prices. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 96, p. 11-25, 1953.
- KEYNES, J. General theory of employment, interest and money. *In*: THE COLLECTED writings of John Maynard Keynes. London: MacMillan; St. Martin, 1936. Vol. 4.
- LEMGRUBER, E.; BECKER, J.; FELÍCIO, R. Seguro dinâmico de portfólio. **Revista Brasileira de Economia**, v. 45, n. 4, p. 629-47, out./dez. 1991.
- MARGARIDO, M.; JUNIOR, H. Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software sas® na elaboração de uma rotina para o teste dickey-pantula. **Pesquisa e Debate**, v. 17, p. 149-170, 2006.
- MORAIS, I.; STONA, F.; SCHUCK, F. **Econometria Aplicada no EViews**. Porto Alegre, 2016.
- MOTTA-ROTH, D.; HENDGES, G. **Produção textual na universidade**. São Paulo: Parábola, 2010.

- MYERS, J.; THOMPSON, S. Generalized optimal hedge ratio estimation American. **Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 4, p. 858-857, 1989.
- OLIVEIRA NETO, O.; FIGUEIREDO, R.; MACHADO, A. Efetividade de hedge e razão ótima de hedge para a cultura do milho no estado de Goiás. **Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 5, p. 115-138, maio/ago. 2009.
- PAIXÃO, M.; FONSÊCA, M. Etanol na Paraíba: barreiras comerciais e perspectivas de aumento das exportações. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 3, p. 585-610, jul./set. 2012. Disponível em: https://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1332. Acesso em: 10 nov. 2018.
- PINHO, F. M.; JUNIOR, A. F. A.; CAMARGOS, M. A. Um estudo comparativo de diferentes modelos estatísticos para cálculo da razão ótima de hedge no mercado de boi gordo. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 19, n. 3, p. 160-176, 2017.
- SAITO, R.; SCHIOZER, R. Uso de derivativos em empresas não-financeiras listadas em bolsa no Brasil. **Revista Administração**, v. 42, p. 97-107, jan./mar. 2007.
- SANTOS, R.; MAIA, S. Razão Ótima e efetividade de hedge do etanol hidratado nos contratos futuros de commodities sucroalcooleiras. **Brasileira de Administração Científica**, v. 7, n. 2, p. 35-48, abr./jul. 2016.
- SILVA, T.; NETO, O.; MACHADO, W. Gestão do Risco do Preço do Açúcar para os Principais Estados Produtores Brasileiros no Mercado Futuro da BM&FBovespa. **Gestão, Inovação e Negócios**, v. 2, n. 2, p. 13-26, 2016.
- SILVEIRA, R. L. F.; CRUZ, J. C.; SAES, S. M. Uma análise da gestão de risco de preço por parte dos produtos de café arábica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 50, n. 3, jul./set. 2012.
- SINDÁLCOOL - Sindicato da indústria de fabricação do álcool do Estado da Paraíba. Disponível em: <http://www.sindalcool.com.br/>. Acesso em: nov. 2018.
- SOUZA, R.; CUNHA, C.; WANDER, A. Efetividade e razão ótima de hedge para operações de boi gordo em Goiás. **Latin American Journal of Business Management**, p. 41-60, jul./dez. 2012.
- SOUZA, W.; MARTINES-FILHO, J.; MARQUES, P. O Hedge simultâneo dos riscos de preço e de câmbio da produção de soja em Rondonópolis (MT), utilizando contratos da BOVESPA-BM&F. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 13, n. 3, p. 403-413, 2011.
- TUFANO, P. Who manages risk? An empirical analysis of risk management practices in the gold mining industry. **Journal of Finance**, v. 51, n. 4, p. 1097-1137, 1996.
- UNICA. (2018). União da Indústria de Cana-de-Açúcar. **Moagem de cana-de-açúcar e produção de açúcar e etanol - safra 2017/2018**. Disponível em: <http://www.unicadata.com.br/historico-de-producao-e-moagem.php?id-Mn=32&tipoHistorico=4&acao=visualizar&idTabela=1984&safr=2017%2F2018&estado=RS%2CSC%2CPR%2CSP%2CRJ%2CMG%2CES%2CMS%2CMT%2CGO%2CDF%2CBA%2CSE%2CAL%2CPE%2CPB%2CRN%2CCE%2CPI%2CMA%2CTO%2CPA%2CAP%2C>. Acesso em: 04 nov. 2018.
- USDA. Departamento de Agricultura dos EUA. Disponível em: <https://www.usda.gov>. Acesso em: 10 nov. 2018.
- VOGELSANG, T. J.; FRANCES, H. B. F. Testing for common deterministic trend slopes. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 1-24, 2005.
- WORKING, H. Futures trading and hedging. **American Economic Review**, v. 3, 1953.