

RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DO HEDGE COM USO DO CONTRATO FUTURO DA B3 PARA SOJA BRASILEIRA NO PERÍODO ENTRE 2019 E 2021

OPTIMAL RATIO AND EFFECTIVENESS OF HEDGE WITH USE OF B3 FUTURE AGREEMENT FOR SOYBEAN IN THE YEARS 2019 AND 2021

Jacson Rafael Matsenbach
Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Santa Maria
E-mail: jacsonmatsenbach@gmail.com

Reisoli Bender Filho
Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Maria
E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

Grupo de Trabalho (GT): 01 MERCADOS AGRÍCOLAS E COMÉRCIO EXTERIOR

Resumo
A produção e comercialização da soja em grão ocorre em um contexto onde os preços são determinados por um mercado internacional complexo e volátil, portanto, o gerenciamento de risco passa a ser indispensável para essa atividade. Diante disso, o presente estudo analisou a razão ótima do hedge e a efetividade do hedge para os negócios realizados na praça referência do Brasil, a região de Paranaguá-PR, no período que compreende janeiro de 2019 a dezembro de 2020. Foram utilizadas séries históricas dos preços de negociação da soja em grão no mercado físico e no mercado futuro. As análises empregadas compreenderam a de estacionariedade, por meio do teste Dickey-Fuller Aumentando (ADF), e cointegração, por meio dos testes do Traço e Máximo Autovalor. Foram procedidas as estimações por MQO de 5 modelos empíricos. Os resultados apontam para a necessidade de o produtor dessa região deter 72,41% do valor da sua produção no mercado de derivativos para alcançar a redução do risco financeiro na comercialização da soja em 46,54%. A partir dos resultados obtidos, pode-se considerar que o hedge é uma ferreamente útil à gestão de risco do produtor rural, à medida que confere redução da incerteza a respeito das receitas obtidas pela comercialização da soja em grão.

Palavras-chave: Soja em grão, Gerenciamento de risco, Hedge, Mercado Futuro.

Abstract
The production and sale of soybeans takes place in a context where prices are determined by a complex and volatile international market, therefore, risk management becomes essential for this activity. Therefore, this study analyzed the optimal hedge ratio and the hedge effectiveness for trades carried out in the reference market in Brazil, the region of Paranaguá-PR, in the period from January 2019 to December 2020. Historical series of the trading prices for soybeans in the physical market and in the futures market. The analyzes used included stationarity, through the Dickey-Fuller Augmenting (ADF) test, and cointegration, through the trace and maximum eigenvalue tests. OLS estimations of 5 empirical models were performed. The results point to the need for the producer in this region to determine 72.41% of the value of their production in the derivatives market to achieve a 46.54% reduction in financial risk in the commercialization of soybeans. From the results obtained, it can be considered that the hedge is a useful tool for the risk management of the rural producer, as it reduces the uncertainty regarding the revenues added by the commercialization of soybeans.

Key words: Soy beans, Risk management, Hedge Futures Market.

1. Introdução

As atividades do agronegócio contribuem de forma significativa à economia brasileira, somando ao Produto Interno Bruto (PIB) o valor de R$1.978,894 bilhões em 2020, o que representou 26,57% de toda a produção brasileira. Ao se considerar o PIB do agronegócio, R$1.376,596 bilhões (69,56%) foram resultado do ramo agrícola e R$ 602,298 bilhões (30,44%) do ramo da pecuária (CEPEA, 2021a). Além disso, o Brasil está entre os maiores exportadores de produtos agropecuários do mundo. Neste contexto, essa atividade é fundamental para a geração de divisas para o país, além de ter importância para a alimentação global. O principal setor exportador do agronegócio em 2019 foi o complexo da soja, o qual, sozinho, foi responsável por cerca de 34% das vendas externas (EMBRAPA, 2020).

O Brasil se consolidou nos últimos anos como maior país produtor de soja em grão, à frete dos Estados Unidos e da Argentina, outros importantes produtores. Na safra 2020/21, a produção mundial de soja em grão foi de 363 milhões de toneladas e o Brasil foi maior responsável por essa produção, com 137 milhões de toneladas (38%), contra 112 milhões de toneladas (31%) dos Estados Unidos. O primeiro lugar também ficou com o Brasil nas exportações, com 85 milhões de toneladas vendidas no mercado externo, contra 61 milhões de toneladas dos Estados Unidos (50% e 37% do total, respectivamente). Ainda, no contexto global, o principal destino da soja é a China, que realizou 59% do total de importações em 2020/21 (USDA, 2021).

Um contraponto importante da atividade agrícola em relação aos demais setores da economia, é que ela depende fortemente de recursos naturais. Na medida em que não se tem como ter a precisão completa do comportamento de plantas, animais, microrganismos, clima ou solo, caracteriza-se uma atividade de risco. Uma seca inesperada, uma geada forte, uma quebra de safra ou uma baixa repentina nos preços pode causar um significativo prejuízo financeiro para o agricultor. Portanto, o risco e a gestão desse risco são inseparáveis da produção agrícola. São três as principais ferramentas de gestão de risco: prevenção, transferência e enfrentamento (EMBRAPA, 2018).

Neste sentido, uma das estratégias que podem ser usadas à proteção financeira para eliminar o risco a que o agente econômico está exposto no mercado à vista é o hedge, operação realizada nos mercados de derivativos. O objetivo desse instrumento pode ser entendido como a realização de um seguro contra o risco de preço do mercado (CVM, 2021).

A proteção do risco é o motivo pelo qual se realiza o hedge, onde os agentes com o intuito de proteger seus ativos necessitam deter uma quantidade de contratos no mercado futuro. Porém, sem uma metodologia apropriada é difícil mensurar qual é a quantidade ótima de contratos que minimizará o risco. Conforme Rocha et al. (2010), a razão de hedge pode ser vista como a relação entre o número de unidades transacionadas no mercado futuro e o número de unidades comercializadas no mercado físico.

Em estudo com proposta de revisão, Oliveira Neto et al. (2016) citam os principais trabalhos que fundamentam teoricamente a maioria dos estudos empíricos sobre hedge. Destacam-se os estudos que pressupõem a razão e a efetividade de hedge constante, ao longo do tempo, baseadas nos mínimos quadrados ordinários (MQO) (EDERINGTON, 1979; HOWARD; D'ANTONIO, 1984; MYERS; THOMPSON, 1989; BENET, 1992; KOLB; OKULEV, 1992, 1993). Métodos mais complexos foram desenvolvidos, com a razão de hedge tendo a posição a ser tomada no mercado futuro se alterando ao longo do tempo. Nesta linha destacam-se os estudos baseados em métodos autorregressivos com heterocedasticidade condicional generalizada (ARCH e GARCH) (CECCHETTI; CUMBY e FIGLEWSKI, 1988; BAILLIE; MYERS, 1991; SEPHTON, 1993).

Diante da importância do agronegócio brasileiro, a relevância da cultura da soja em especial e as características de produção e comercialização que envolvem fatores de risco, o estudo tem como objetivo investigar a razão ótima do hedge e a efetividade dessa operação no contexto dos negócios feitos na principal praça do país, Paranaguá-PR, no período entre janeiro de 2019 e dezembro de 2020.

O período de análise tem o intuito de captar a informação a respeito da dinâmica recente na formação dos preços e estimar um resultado atualizado da razão de hedge para o mercado da soja. Para se chegar a tal objetivo foram utilizados dados diários, transformados em semanais, das séries históricas de preços da comercialização da soja no mercado físico e no mercado futuro. Os dados referem-se, respectivamente, aos negócios realizados no porto de Paranaguá – PR, como *proxy* do preço recebido pelos produtores e cotações dos ajustes diários do contrato futuro de soja negociado na Bolsa, Brasil, Balcão (B3).

Em uma perspectiva analítica, o estudo visa contribuir com a literatura sobre a utilização de instrumentos financeiros como forma de redução do risco de preço na atividade agrícola; incentivar o desenvolvimento de pesquisas em finanças quantitativas, em especial aquelas que tenham como objeto de estudo a razão ótima de hedge e efetividade no contexto das commodities agrícolas, em diversas regiões brasileiras e por meio de bolsas de mercadorias internacionais. Além disso, justificasse a realização do estudo, pois a discussão do tema conduz a uma reflexão sobre quais alternativas de gerenciamento de riscos os agentes de mercado podem realizar.

Os resultados poderão balizar uma avaliação e a tomada de decisão a respeito da adequação da opção de escolher o hedge, ou se ele é ou não eficiente. Ademais, o estudo conquanto tenha seguido a proposta metodológica e analítica de (SILVA, 2001; MARTINS; AGUIAR, 2004; TONIN; TONIN; TONIN, 2008; MAIA; AGUIAR, 2010; ROCHA et al., 2010; SOUZA; MARTINES-FILHO; MARQUES, 2012; GUERRA et al., 2013; MEDEIROS; CUNHA; WANDE, 2013) diferencia-se, principalmente, pela atualização do período de análise para o mercado da soja.

Com relação a estrutura, o estudo está dividido em seis capítulos, iniciando por essa introdução, composta pela abordagem e delimitação inicial do tema, objetivo e justificativa do estudo. No segundo são apresentadas as referências teóricas, constituídas essencialmente pelos fundamentos econômicos da formação de preços das commodities agrícolas, conceituação dos mercados futuros, descrição teórica da razão ótima de hedge e revisão da literatura brasileira sobre o tema.

2. Metodologia

2.1 Fontes e tratamento dos dados

Os dados da comercialização da soja no mercado físico foram obtidos a partir da série histórica de preços do Indicador da Soja Esalq/BM&FBovespa, produto comercializado no porto de Paranaguá – PR, como uma *proxy* dos preços pagos ao produtor no mercado físico. O cálculo desse indicador é realizado e divulgado pelo CEPEA, que recebe os registros dos negócios realizados no porto de Paranaguá em Reais por saca de 60 kg e faz a divulgação diária dos mesmos.

Os dados referentes aos preços dos contratos futuros da soja foram obtidos pelo preço de ajuste diário de fechamento do contrato com vencimento mais próximo, disponíveis no site da B3. A cotação do contrato futuro de soja é dada em dólares norte-americanos por saca de 60 kg, portanto foi necessário a conversão em Reais pela taxa de referência PTAX, divulgada diariamente pelo Banco Central do Brasil (Bacen).

As duas séries de dados diários foram transformadas em dados semanais, tomando a quarta-feira, dia de maior liquidez, para realizar essa transformação. No caso de não ter havido negociação ou pregão, tomou-se o dia anterior e posterior como referência da mudança de preço semanal (GUERRA *et. al*., 2013). A escolha por trabalhar com preços semanais ao invés de diários se baseia no argumento apresentado por Stoll e Whaley (1993 *apud.* MARTINS; AGUIAR, 2004), de que as frequências de comercialização nos mercados físicos e futuros não são as mesmas, o que faz com que as mudanças de preços à vista e futuro não reflitam a mesma série de informações de mercado. Portanto, usar dados semanais elimina o problema associado ao fato de que os negócios à vista têm frequência maior que no mercado futuro. Idealmente, a periodicidade dos dados deveria ser equivalente ao horizonte da duração para qual o *hedge* está sendo feito, na prática isso limita o número de observações e, por isso, um intervalo mais curto é usado (HULL, 2015).

O período analisado inicia no dia 02 de janeiro de 2019 e termina no dia 30 de dezembro de 2020, totalizando 105 observações/semanas. A opção pelo uso desses dois anos foi feita com o intuito de captar a informação e estimar o resultado mais atualizado sobre a razão de *hedge* para o mercado da soja. Destaca-se que grande parte dos trabalhos com propósito semelhante foi estimado com dados em um contexto de desenvolvimento do mercado futuro da soja ainda incipiente, anterior a criação do contrato com código SJC, atrelado ao contrato da *Chicago Mercantile Exchange* (CME) (SILVA, 2001; MARTINS; AGUIAR, 2004; TONIN; TONIN; TONIN, 2008; MAIA; AGUIAR, 2010; ROCHA *et al*., 2010; SOUZA; MARTINES-FILHO; MARQUES, 2012; GUERRA *et al*., 2013; MEDEIROS; CUNHA; WANDE, 2013).

2.2 Testes de estacionariedade e cointegração

Uma primeira etapa para o estudo de séries temporais é verificar o comportamento da série contra o tempo. Procura-se por tendências, sejam de crescimento ou decréscimo dos valores ao longo do tempo. No caso, pode-se explicar eventuais tendências por um processo gerador dos dados com uma raiz unitária e uma constante ou um processo estacionário em torno de uma tendência (ALONSO, 2010). Desta forma, antes de proceder aos testes formais foram analisadas visualmente as duas séries de preços em nível e em primeira diferença.

Para a estimação de um modelo econométrico faz-se necessário analisar a estrutura das séries temporais, processo que frequentemente começa pela aplicação de testes de estacionariedade (ou raiz unitária). Se uma série temporal for estacionária, a média, a variância e autocovariâncias (em variadas defasagens) permanecerão as mesmas não importando em que ponto ela seja mensurada. Em contrapartida, uma série temporal não estacionária é aquela em que sua média e/ou variância variam com o tempo. Portanto, é de fundamental importância que se verifique a estacionariedade das séries de preços para garantir a confiabilidade dos resultados obtidos pelas regressões lineares.

À determinação da estacionariedade (ou não) foi realizado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Adicionalmente aplicou-se o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), como teste confirmatório. Caso seja constatada a não estacionariedade das séries em nível, faz-se necessário realizar, para torná-las estacionárias, a diferenciação das séries d vezes. A série originada desse processo é denominada como integrada de ordem d, ou I(d). Geralmente, as séries temporais econômicas tornam-se estacionárias tomando a primeira diferença, caso em que elas são definidas como integradas de ordem 1 ou I(1). O primeiro passo para realizar o teste ADF consiste em estimar a equação exposta e (1).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

Nessa formulação, testa-se a hipótese nula (H_0:δ=0) de que há uma raiz unitária ou a série temporal é não estacionária ou ela possui uma tendência estocástica. Na hipótese alternativa (H_1: δ<0), a série temporal é estacionária. Dickey e Fuller (1981) demonstraram que, sob a hipótese nula de que δ=0, o valor estimado *t* do coeficiente de Y_{t-1} segue a estatística τ (*tau*). Neste caso, se o valor absoluto da estatística *tau* (|τ|) encontrado for maior que o valor crítico do teste, rejeita-se a hipótese de que δ=0. Caso contrário, se o valor absoluto calculado |τ| não exceder o valor crítico de *tau*, não se rejeita a hipótese nula, o que quer dizer que a série temporal é não estacionária.

O teste KPSS, por sua vez, foi proposto por Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt e Yongcheol Shin e, neste caso, diferente do teste ADF, a ausência da raiz unitária é a hipótese nula a ser testada. Para proceder com tal teste, seja X_t, com t = 1, 2, ..., N observações de uma série temporal a qual busca-se testar sua estacionariedade. Suponha que seja possível decompor a série em componentes de tendência, passeio aleatório e erro.

$$X_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que $r_t = r_{t-1} + \mu_t$ é o passeio aleatório e μ_t é independente e identicamente distribuída, com média zero e variância σ_μ^2.

Considere agora e_t, com t = 1,2, ..., N os resíduos de uma regressão em que y explicado pelos componentes de tendência, passeio aleatório e intercepto. Denomina-se σ_ε^2 um estimador para a variância dos erros nesta regressão, isso é, $\sigma_\varepsilon^2 = \frac{SQE}{N}$. Define-se a soma parcial dos resíduos por (3):

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Então, estatística do teste é definida com em (4):

$$LM = \sum_{t=1}^{n} \frac{S_t^2}{N^2 \sigma_\varepsilon^2}, t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Assim se torna possível demonstrar que a estatística LM tem distribuição que converge assintoticamente para um Movimento Browniano em que seus valores críticos são tabelados (KWIATKOWSKI *et al*., 1992).

Em seguida, depois de testada a estacionariedade das séries, procede-se a verificação da existência de cointegração. Conforme Guerra *et al*. (2013), do ponto de vista econômico, duas variáveis são cointegradas, quando elas tem uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou possuem uma combinação linear. Ressalta-se que, para existência de cointegração entre as séries temporais, elas devem ter a mesma ordem de integração.

À realização é utilizado o teste de Johansen, que é um método que permite testar a presença de múltiplos vetores de cointegração em apenas um passo, além de possibilitar o teste de versões restritas dos vetores de cointegração. Porém, antes é necessário determinar o número de defasagens a serem incluídas no modelo, que é determinado pelo menor resultado dos critérios de informação: Akaike (AIC), Hannan Quinn (HQ), Schwarz (SC) e Erro de Previsão Final (FPE), conforme equações de 5 a 8.

$$AIC\ (n) = lndet\big(\Sigma_u(n)\big) + \frac{2}{T} nK^2 \quad (5)$$

$$HQ\ (n) = lndet\big(\Sigma_u(n)\big) + \frac{2ln(lnln\ (T)\ )}{T} nK^2 \quad (6)$$

$$SC\ (n) = lndet\big(\Sigma_u(n)\big) + \frac{ln(T)}{T} nK^2 \quad (7)$$

$$FPE\ (n) = ft(\tfrac{T+n^*}{T-n^*})^K det\big(\Sigma_u(n)\big) \quad (8)$$

em que $\Sigma_u(n) = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t \hat{u}'_t$ é análogo a soma quadrática dos resíduos e n* é o número total de parâmetros em cada equação e n indica a ordem de defasagens.

Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de cointegração baseada no rank (r) da matriz Π, representado na Equação (9).

$$\Delta X_1 = \delta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \qquad (9)$$

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o *rank* (r) da matriz Π. Johansen (1988) estabeleceu dois testes estatísticos visando determinar o número de relações de cointegração das séries $\beta_{x,t}$, do traço e do máximo autovalor. Conforme Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r (H_0 = Vetores de cointegração $\leq$ r) contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r (H_1 = Vetores de cointegração > r), conforme expresso pela Equação (10):

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^{n} ln(1 - \lambda i) \qquad (10)$$

Já o teste do máximo autovalor testa a hipótese nula de que o número de vetores seja r (H0: Vetores de cointegração = r) contra a hipótese alternativa de existência de r+1 vetores de cointegração (H1: Vetores de cointegração = r+1), conforme representado pela Equação (11):

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -Tln(1 - \lambda_{r+1}) \qquad (11)$$

A realização essas duas etapas são fundamentais para a definição da estrutura dos modelos analíticos.

2.3 Modelos aplicados

A razão ótima de *hedge* (ROH) e a efetividade do *hedge* foram estimadas por meio da aplicação de cinco modelos de mínimos quadrados ordinários, seguindo a proposta encontrada em Medeiros, Cunha e Wande (2013). Esses modelos, por sua vez, são baseados nos estudos de Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989). Os modelos visam minimizar a variância da carteira protegida, iniciando pelo modelo base ou convencional (Modelo 1).

Modelo 1

O primeiro modelo, denominado convencional, desenvolve uma regressão linear simples do preço à vista no tempo *t* como variável dependente e o preço futuro no tempo *t* como variável independente. A ROH é dada pela inclinação da reta obtida a partir da estimação da Equação em (12).

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \varepsilon_t \qquad (12)$$

em que S_t representa o preço no mercado físico no tempo t; β_0, o intercepto; F_t, o preço no mercado futuro no tempo t; β_1, a ROH; e ε_t, o termo de erro.

Conforme Zilli *et al*. (2008), ao se utilizar os preços em nível na regressão por MQO e, se esses forem não estacionários e não cointegrados, então a estimação da ROH pode ser espúria. Neste caso, as análises dos resultados ficam comprometidas e tornam-se inválidas. Tal fato ocorre por causa de problemas relacionados com a autocorrelação serial e a heterocedasticidade.

Modelo 2

Como medida de corrigir o problema da regressão espúria, a técnica comumente utilizada para estimar a ROH é representada pela regressão linear da mudança nos preços à vista sobre as mudanças nos preços futuros, conforme citado no trabalho de Tonin, Tonin e Tonin (2008) e, definida como Modelo 2.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \varepsilon_t \qquad (13)$$

em que ΔS_t representa o retorno do preço no mercado físico no tempo t; β_0, o intercepto; ΔF_t, o retorno do preço no mercado futuro no tempo t; β_1, a ROH; e ε_t, o termo de erro.

Modelo 3

O terceiro modelo segue a formulação proposta por Myers e Thompson (1989), que argumentaram que fazer uso do Modelo 2 não é correto para estimar a ROH, pois ele utiliza momentos de amostras não condicionais. O que significa que o Modelo 2 usa momentos de amostras sem as informações atualmente disponíveis ao invés de momentos de amostras condicionais. Para proceder com a correção deste problema, os autores sugerem inserir parâmetros de preços defasados na equação. Definindo assim a base para o Modelo 3 (ver Equação 14) ao fazer a inclusão da mudança do preço à vista defasado.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^{p} \beta_2 \Delta S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

em que ΔS_t representa o retorno do preço no mercado físico no tempo t; β_0, o intercepto; ΔF_t, o retorno do preço no mercado futuro no tempo t; ΔS_{t-i}, o retorno do preço no mercado físico defasado; β_1, a ROH; e ε_t, o termo de erro.

Modelo 4

O Modelo 4 é denominado de modelo de correção de erros, pois acrescenta o mecanismo de correção de erro ao Modelo 2, conforme visualiza-se na Equação (15).

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

em que ΔS_t representa o retorno do preço no mercado físico no tempo t; β_0, o intercepto; ΔF_t, o retorno do preço no mercado futuro no tempo t; β_1, a ROH; u_{t-1}, os resíduos defasados gerados pela Equação 2; e ε_t, o termo de erro.

Modelo 5

Por fim, o Modelo 5 é um apêndice do modelo de Myers e Thompson (1989), diferenciando-se pela inclusão do retorno do preço no mercado futuro defasado.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^{p} \beta_2 \Delta S_{t-i} + \beta_3 \Delta F_{t-1} + u_t \quad (16)$$

em que ΔS_t representa o retorno do preço no mercado físico no tempo t; β_0, o intercepto; ΔF_t, o retorno do preço no mercado futuro no tempo t; ΔS_{t-i}, o retorno do preço no mercado físico defasado; ΔF_{t-1}, o retorno do preço no mercado futuro no momento t-1; β_1, a ROH; e ε_t, o termo de erro.

Com o objetivo de fazer o diagnóstico dos modelos aplicou-se o *teste d, de Durbin-Watson (DW)*, à avaliação de existência de correlação serial conforme citado por Oliveira Neto *et al*. (2010). No caso da estatística *d* de (*DW*) ser menor que 2, existe evidência de correlação serial positiva; caso ela seja maior que 2, existe evidência de correlação serial negativa. Elimina-se a evidência de correção serial à medida que o valor do teste for próximo de 2.

Para avaliar a heterocedasticidade aplicou-se o teste de Breush-Pagan, conforme proposta de (KOENKER, 1981). A hipótese nula testada é de que a variância dos resíduos segue uma distribuição homocedástica, enquanto a hipótese alternativa é de desigualdade de variâncias. Para o caso de se rejeitar a hipótese nula ser rejeitada, e, portanto, contatada a heterocedasticidade dos erros da regressão, procedesse à estimativa robusta dos erros padrão.

3. Resultados

3.1 Análise preliminar dos dados

Inicia-se com a apresentação das estatísticas descritivas das séries de preços da soja nos mercados à vista e futuro para os anos de 2019 e 2020. Pela análise dos valores máximos e mínimos observa-se uma grande amplitude do preço nos dois mercados, de R$96,65 para o preço à vista e de R$77,24 para o preço futuro. O desvio-padrão no mercado à vista apresentou maior dispersão em relação à média, registrando valor de R$27,77, superior em 35,07% em relação ao valor de R $20,56, registrado no mercado futuro (Tabela 1).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das séries de preços, entre janeiro/2019 e dezembro/2020 em R$ por saca de 60 Kg

Estatística Descritiva	Preço à Vista	Preço Futuro
Mínimo	74,32	1,75
Máximo	170,97	148,99
Média	101,85	3,16
Mediana	88,66	84,38
Desvio-padrão	27,77	20,56
Curtose	-0,05	-0,07
Assimetria	1,13	1,05
Jarque-Bera	22,93	19,67

Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

Além disso, sendo uma distribuição normal aquela que apresenta assimetria igual a zero e a curtose igual a três, as séries analisadas são platicúrticas. Isso devido a terem apresentado curtose menor do que três e assimetria positiva. A não normalidade da distribuição dos dados pode ser verificada pelo teste Jarque-Bera, cuja hipótese nula é de normalidade. Por meio deste teste pode-se constatar um *p-value* menor do que 0,01 e, portanto, a rejeição da hipótese nula de que os resíduos das séries seguem uma distribuição normal, ao nível de 1% de significância.

Quanto aos valores, em média o preço à vista esteve R$8,68 acima do preço da cotação no mercado futuro (Tabela 6). Pode-se interpretar esse valor como a base média. O risco de base, medido pelo desvio-padrão da base média, ficou em torno de R$8,51 para mais ou para menos. O valor positivo encontrado para a base corresponde a um prêmio pago no mercado à vista em relação ao preço pago no mercado futuro, indicativo de fortalecimento da base.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas da base, entre janeiro/2019 e dezembro/2020, em R$ por saca de 60 Kg.

Estatística Descritiva	Base
Mínimo	0,08
Máximo	33,72
Média	8,68
Mediana	5,20
Desvio-padrão	8,51
Curtose	0,75
Assimetria	1,38

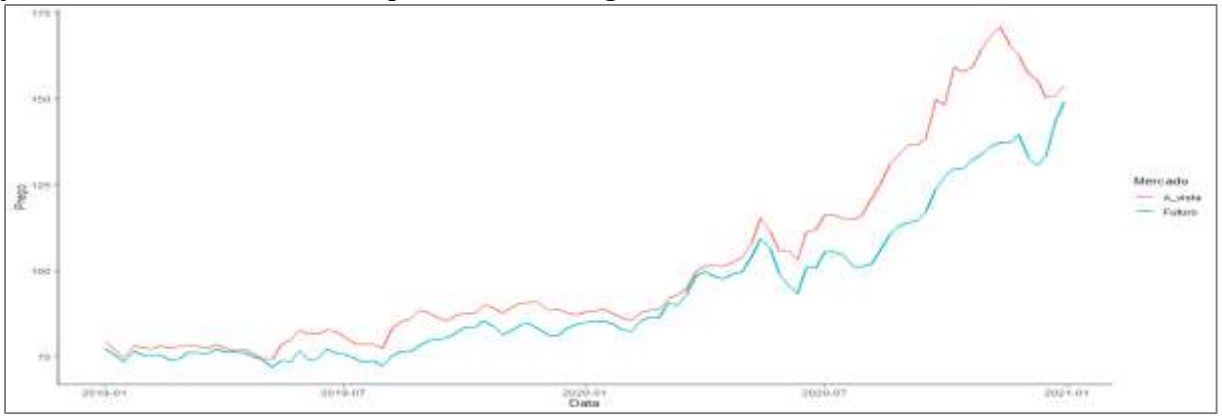
Jarque-Bera	37,48

Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

Maia e Aguiar (2010) discorrem sobre o assunto, afirmando que o fortalecimento da base fornece retornos positivos aos *hedgers* de venda. No que tange à curtose e assimetria, os dados referentes à base têm característica leptocúrtica, devido ao valor positivo observado para o excesso de curtose e assimetria positiva. Assim como na análise do teste Jarque-Bera das séries de preços, para a base também pode-se rejeitar a hipótese de normalidade da distribuição.

Complementando, é analisado o comportamento das séries ao longo do tempo, considerando sua evolução. É possível visualizar as trajetórias dos preços nos mercados à vista e futuro (Figura 1) e observar o comportamento do valor da base ao longo do período analisado (Figura 2)

Figura 1 – Comportamento preço da soja nos mercados à vista e mercado futuro para o período jan./2019 – dez./2020, em R$ por saca de 60 Kg

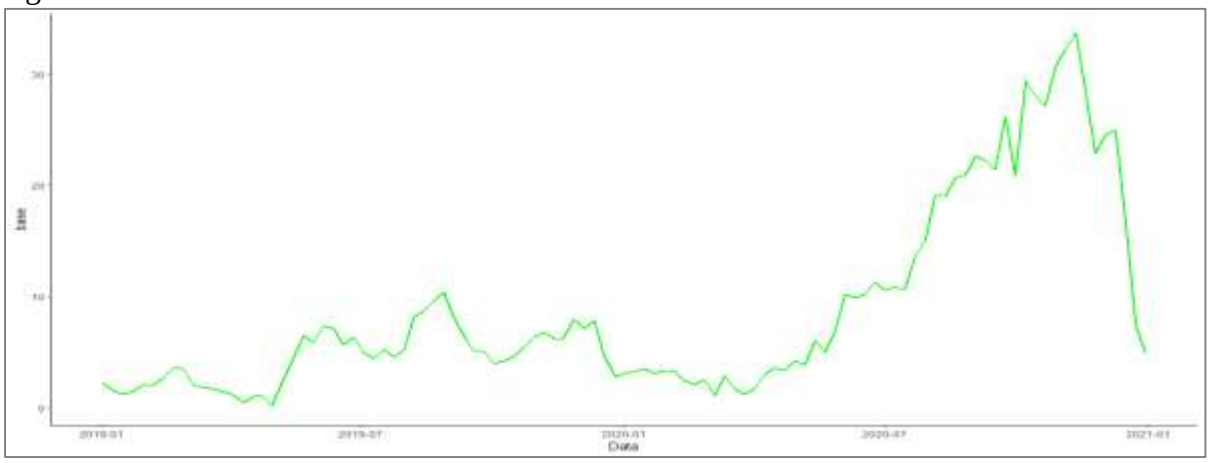


Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

Examinado, verifica-se a existência de correlação entre as duas séries, pela dinâmica similar entre os preços, com pequenos descolamentos nos períodos finais da série, devido à instabilidade econômica instaurada pela pandemia do novo Coronavírus. Utilizando o teste de Correlação de Pearson constatou-se que a associação entre as duas variáveis em aproximadamente 0,98. Ressalta-se que a correlação entre preços à vista e futuro é condição importante para que o hedge seja efetivo. No caso em que os dois preços sofrem variações exatamente na mesma intensidade, haveria o hedge perfeito, em que o lucro em um mercado compensaria exatamente a perda em outro (SILVA, 2001).

Também se observa que há uma tendência de alta dos preços, apesar de em alguns momentos os preços caírem bruscamente, logo eles voltam a subir. O ano de 2020 foi carregado de incertezas para a economia global devido a pandemia do novo Coronavírus, porém, apesar deste contexto, o preço da soja foi resguardado pela demanda maior que a oferta no mercado internacional e desvalorização cambial, que tornou o preço da mercadoria brasileira atrativa no mercado externo.

Figura 2 – Base soja Paranaguá x soja B3 para o período jan/19 – dez/20, em R$ por saca de 60 Kg



Fonte: Resultado da pesquisa (2021).

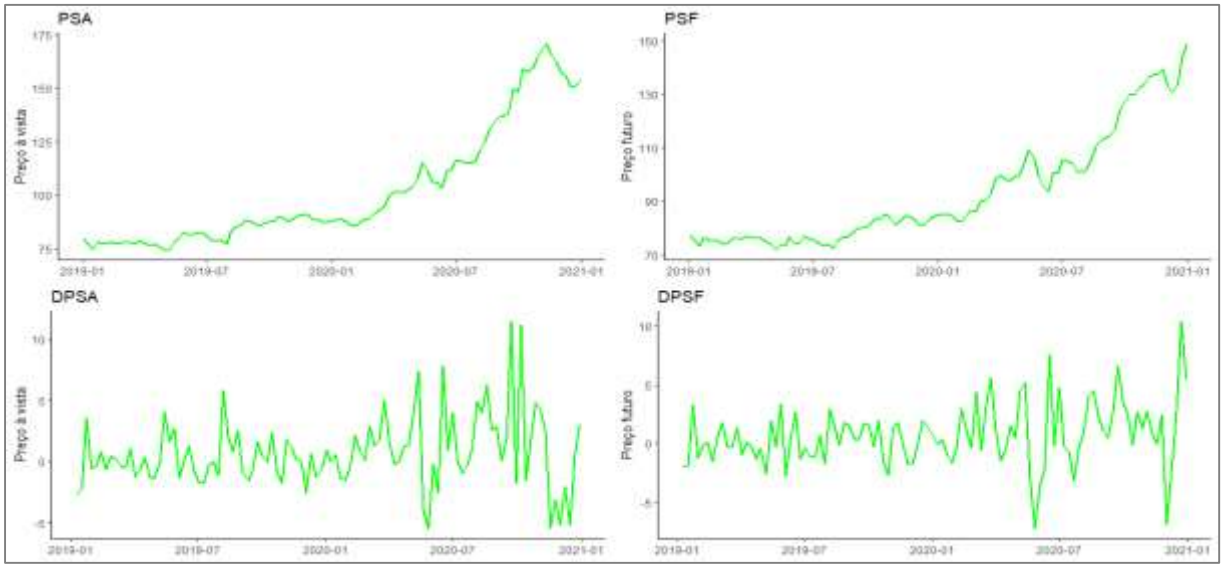
O padrão de fortalecimento da base, verificado pela Figura 2, ressalta a diferença do preço à vista em relação ao preço futuro, crescente ao longo de 2020 e com brusca queda ao final do período. Maia e Aguiar (2010) explicam que movimentos da base de caráter excepcional e não previsíveis são responsáveis pelo risco de base. Em suma, afirmam que uma operação de *hedge* consiste em trocar o risco de preço pelo risco de base, sendo que o último normalmente é menor que o primeiro.

Desta forma, a volatilidade do risco de base fornece uma medida de quão efetivos serão os contratos futuros para o gerenciamento do risco de preço. O comportamento excepcional observado para os dados indica que a efetividade da operação de *hedge* pode ter sido comprometida e ser menor que em momentos sem perturbações na economia.

3.2 Resultados dos testes econométricos

Antes de iniciar a estimação dos modelos é necessário verificar a estacionariedade das séries, ou em outras palavras, se o processo estocástico gerador dos dados é um processo estacionário. Conforme Rocha *et al*. (2010), os trabalhos econométricos baseados em séries temporais supõem que as séries temporais envolvidas sejam estacionárias. Um processo estacionário é definido como sendo aquele que oscila em torno de uma média constante, com uma variância igualmente constante. Em uma primeira etapa recorre-se à análise do comportamento das séries históricas de preços analisando sua evolução individualmente, em nível e em primeira diferença (Figura 3).

Figura 3 – Comportamento dos Preços da Soja à Vista e Futuro, entre janeiro de 2019 a dezembro de 2020, em R$



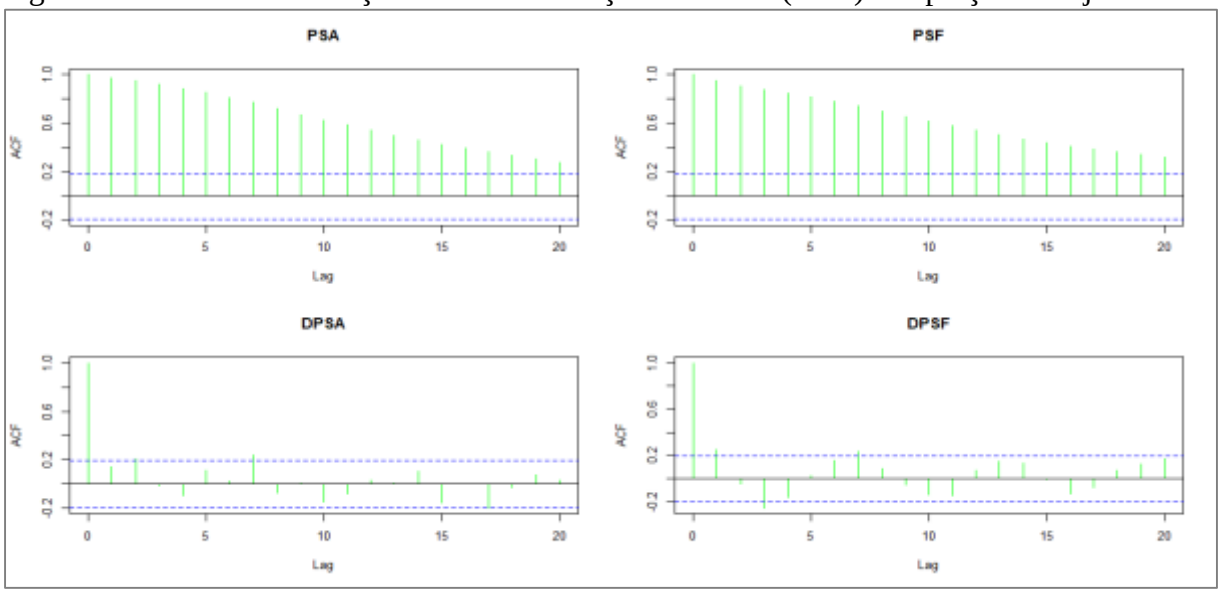
Fonte: Resultado da pesquisa (2021).
Nota: PSA: Preço Soja à Vista; PSF: Preço Soja Futuro; DPSA: Primeira Diferença do Preço Soja à Vista; DPSF: Primeira Diferença do Preço Soja Futuro.

Pode-se constatar que há uma expressiva tendência altista dos preços à vista e futuro, em nível, sobretudo em 2020, indicando para a não estacionariedade nos preços da soja. No entanto, após a retirada das primeiras diferenças, as séries apresentam comportamento mais próximo da estacionariedade, devido a não haver mais o padrão visual de tendência nos preços.

Nesse mesmo sentido, a Figura 4 demonstra que as duas séries de preços

podem ser caracterizadas como não-estacionárias em nível e estacionárias em suas primeiras diferenças, valendo-se da Função de Autocorrelação (ACF). Após a transformação dos dados pela primeira diferença verifica-se, por meio da ACF, que as duas séries dos preços não apresentam autocorrelação ao serem incluídas sucessivas defasagens. Esse resultado está de acordo com o encontrado por Rocha et al. (2010).

Figura 4 – Resultado da função de Autocorrelação Amostral (ACF) dos preços da soja



Fonte: Resultado da pesquisa (2021).

Nota: PSA: Preço Soja à Vista; PSF: Preço Soja Futuro; DPSA: Primeira Diferença do Preço Soja à Vista; DPSF: Primeira Diferença do Preço Soja Futuro.

Após a análise gráfica, as séries foram testadas empiricamente com a aplicação dos testes de estacionariedade. O teste ADF foi realizado considerando o intercepto e a tendência. O resultado para as séries em nível foi a não rejeição da hipótese nula, tanto para os preços à vista quanto para os preços futuros, conforme exposto na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados do teste ADF das séries de preços em nível com intercepto e tendência

Série em nível		**Preço à vista**	**Preço futuro**
Estatística do teste		**-1,5314**	**-1,0951**
Valores críticos do teste	1%	-3,99	-3,99
	5%	-3,43	3,43
	10%	-3,13	-3,13

Nota: Número de defasagens selecionadas conforme menor critério de *Akaike*.
Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

A partir desse resultado, realizou-se o teste de raiz unitária das séries em suas primeiras diferenças. Myers e Thompson (1989) sugerem que, caso as séries em nível sejam não estacionárias, não sendo possível utilizá-las para determinar a eficiência e o *hedge* ótimo, a primeira diferença delas ainda pode ser estacionária. Os resultados do teste ADF, em primeira diferença, possibilitaram a rejeição da hipótese nula e, portanto, as séries não possuem raiz unitária (Tabela 4). Desta forma, as séries de preços são integradas de ordem 1, I(1).

Tabela 4 – Resultados do teste ADF das séries de preços em primeira diferença com intercepto e tendência

Série em primeira diferença		**Preço à vista**	**Preço futuro**
Estatística do teste		**-5,529***	**-6,8371***
Valores críticos do teste	1%	-3,99	-3,99
	5%	-3,43	-3,43
	10%	-3,13	-3,13

Nota: Número de defasagens selecionadas conforme menor critério de *Akaike*. * Significativo a 1%.
Fonte: Resultados da pesquisa (2021).

Com finalidade de corroborar os resultados obtidos por meio do teste ADF, foi realizado o teste KPSS, primeiro em nível e, após, em suas primeiras diferenças. O teste KPSS foi escolhido devido a ter uma hipótese nula distinta do teste ADF e, com isso, permitir uma avaliação confirmatória. Os resultados são apresentados na Tabela 5 e ratificam a estacionariedade das séries em primeira diferença.

Tabela 5 – Resultados do teste KPSS das séries de preços em nível e em primeira diferença

Estatística do teste KPSS		**Preço à Vista**	**Preço Futuro**
Série em nível		**0,4482**	**0,4554**
Valores críticos do teste	1%	0,216	0,216
	5%	0,146	0,146
	10%	0,119	0,119

Série em primeira diferença		**0,0607***	**0,041***
Valores críticos do teste	1%	0,216	0,216
	5%	0,146	0,146
	10%	0,119	0,119

Nota: Número de defasagens selecionadas conforme menor critério de Akaike. * Significativo a 1%.
Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

Com o pressuposto das séries de preços serem integradas de mesma ordem, neste caso, I (1), atendido, procedeu-se à aplicação do teste de cointegração. Esse teste é importante para atestar a existência de um vetor de cointegração no modelo, mas também para ponderar a influência de longo prazo entre as variáveis (GUERRA, *et. al*., 2013).

Nesse sentido, utilizou-se o teste de cointegração de Johansen, baseado na técnica do teste do Traço e do teste de Máximo Autovalor. Para tanto, a primeira etapa para estimar o VEC consiste em saber quantas defasagens são necessárias para se chegar ao ruído branco. Os resultados dos critérios de informação de Hannan-Quinn (HQ) e Schwarz (SC) indicam uma defasagem para o modelo que relaciona o preço no mercado à vista e o preço no mercado futuro. Entretanto, o software exige no mínimo duas defasagens, então optou-se por quatro defasagens, conforme procedimento adotado por Pereira (2021).

Definido o comprimento das *lags*, o modelo estimado relaciona os preços à vista e os preços dos contratos futuros da soja em grão para verificar a existência de relação entre essas duas variáveis no longo prazo. Os resultados para ambos os testes, conforme Tabelas 6 e 7, indicam a rejeição da hipótese nula de que não há vetor de cointegração, desta forma há pelo menos um vetor de cointegração. A cointegração entre as variáveis de preços usadas estão de acordo com o trabalho de Guerra *et. al*. (2013)

Tabela 6 – Teste de cointegração de Johansen baseado no Teste do Traço

Rank	**Estatística**	**10%**	**5%**	**1%**
r <= 1	5,21	7,52	9,24	12,97
r = 0	38,18	17,85	19,96	24,60

Fonte: Resultado da pesquisa (2021).

Tabela 7 – Teste de cointegração de Johansen baseado no Teste de Máximo Autovalor

Rank	**Estatística**	**10%**	**5%**	**1%**
r <= 1	5,21	7,52	9,24	12,97
r = 0	32,96	13,75	15,67	20,20

Fonte: Resultado da pesquisa (2021).

Dessa forma, pode-se atribuir um grau de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis de preço à vista e preço futuro. Confirmada essa relação procedeu-se às análises da razão ótima e efetividade do hedge.

3.3 Estimação dos modelos aplicados

Essa seção complementar apresenta os resultados da estimação dos cinco modelos de mínimos quadrados ordinários propostos para o cálculo da razão ótima de *hedge* do preço e da efetividade do *hedge* da soja negociada fisicamente com o uso de contratos futuros da B3. O método adequado é selecionado com base nos valores obtidos pelos critérios de informação

de *Akaike* e *Schwarz* que apresentarem o menor valor. A Tabela 8 apresenta os resultados dos cinco modelos estimados.

Tabela 8 – Resultados da estimação dos cincos modelos propostas à razão ótima de hedge da soja em grão

Equação	ROH	R^2	AIC	BIC	DW	BP
Modelo 1	1,32627	0,9641	650,517	658,479	0,2478	31,251 (0,0000)
Modelo 2	0,74722	0,4538	456,819	464,752	1,8562	13,813 (0.0002)
Modelo 3*	0,72407	0,4654	446,493	456,993	1,9467	14,573 (0,0007)
Modelo 4	0,74988	0,4490	458,701	469,278	1,8299	15.866 (0,0003)
Modelo 5	0,72091	0,4600	448,468	461,593	1,9451	14,576 (0,0022)

Modelo 1 – $S_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \varepsilon_t$
Modelo 2 – $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \varepsilon_t$
Modelo 3 – $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^{p} \beta_2 \Delta S_{t-i} + \varepsilon_t$ – *Modelo com melhor grau de ajuste de acordo com os critérios AIC e BIC
Modelo 4 – $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + u_{t-1} + \varepsilon_t$
Modelo 5 – $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^{p} \beta_2 \Delta S_{t-i} + \beta_3 \Delta F_{t-1} + u_t$
Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

O primeiro modelo apresenta um coeficiente maior que 1, em desacordo com a teoria da razão ótima de hedge, que é em essência é uma proporção que varia de 0 a 1. Dado o uso de séries em nível não estacionárias, fato comprovado pelos testes de raiz unitárias aplicados, o resultado da regressão pode ser considerado espúrio. Complementa-se tal resultado pelo coeficiente de determinação elevado (0,9641).
Também há indicativo de autocorrelação positiva devido ao valor de DW aproximar de zero.

Os demais modelos utilizaram séries diferenciadas, com a característica da estacionariedade atendida. Além disso, todos eles apresentaram valor de teste de Durbin-Watson próximo de 2, sugerindo a rejeição da hipótese de autocorrelação. Entretanto, como medida de verificar problemas de autocorrelação nos modelos, para além da estatística de DW, que denota problema de autocorrelação no Modelo 1, foi plotada a função de autocorrelação dos resíduos dos modelos estimados. Conforme diagnóstico, há problemas de autocorrelação dos resíduos no Modelo 1, sendo que os demais não apresentam padrões visuais que indiquem esse problema.

A avaliação dos resultados do teste de BP leva a rejeitar a hipótese nula em todos os modelos, pois o *p-value* é menor do que 0,05. Dessa forma, há evidência de que os erros dos modelos são heterocedásticos. Na presença de heterocedasticidade nos erros, os estimadores de MQO continuam sendo não viesados e consistentes, mas deixam de ser eficientes, ou seja, não possuem mais variância mínima. Outra consequência diz respeito ao fato de os erros padrões não serem confiáveis para o teste de hipótese. Como medida de correção foram estimados os erros padrões robustos, sendo que os coeficientes que representam a ROH têm significância estatística a um nível de 1%.

De forma geral, para os quatro outros modelos estimados foram obtidas ROH entre 0,72 e 0,75 e efetividade do hedge, medida pelo coeficiente de determinação, variando entre 44,90% e 47,54%. Todavia, os modelos 2 e 4 apresentaram ROH próximas de 75% e R^2 de 45,38% e 44,90%, respectivamente. Já o modelo 5 foi o que apresentou a menor ROH, de 72,09%, com uma efetividade, medida pelo coeficiente R^2, de 45,68%.

Por sua vez, o Modelo 3 foi o que indicou o resultado mais ajustado, devido melhor grau de ajuste, considerando os menores valores calculados para os critérios de informação de *Akaike* e *Schawartz*. Neste sentido, a razão ótima de *hedge* calculada foi de 72,41% e a efetividade do



hedge de 46,19%, quanto avaliada a partir da redução da variância do retorno da carteira composta com a quantidade ótima de contratos futuros.

Este resultado sugere que, na fase do planejamento, como medida de controlar o risco de preço da comercialização da *commodity*, o produtor poderia montar uma posição vendida no mercado futuro com cerca de 72,41% de contratos futuros em relação à produção física esperada. Como resultado, conseguiria atingir a redução do risco de preço de cerca de 46,19%.

Essa evidências se aproximaram daquelas obtidos pelo estudo de Rocha *et. al*. (2010), cuja ROH calculada foi de 64,75% e a efetividade da estratégia 46,32%, os quais concluem que, dessa negociação de contratos futuros da soja na bolsa, espera-se a redução do risco tomado pelos agentes envolvidos, estabilizando a renda do produtor que teria maiores oscilações sem essa proteção.

Já quando avaliado em relação aos resultados obtidos por Tonin, Tonin e Tonin (2008), que obtiveram ROH de 42,61% e efetividade de 61,67% à relação entre os preços da soja no mercado físico, na região do Porto de Paranaguá, com os preços futuros da BM&F, verifica-se que esses resultados são superiores, pois atingem uma efetividade maior com menor exposição no mercado futuro.

Quanto ao estudo de Guerra et al. (2013), que avaliou o hedge na região de Tupanciretã-RS, e encontrou ROH de 13% e efetividade de 22%, os resultados são divergentes. Porém, a autora salienta que os resultados poderiam se justificar por especificidades da produção de cada região, como a produtividade dos fatores, condições edafoclimáticas e perfil empresarial do produtor. Além disso, a distância geográfica entre Paranaguá e Tupanciretã e consequente complexidade logística de transporte, pode explicar a diferença entre os resultados encontrados.

Em estudo sobre o hedge da soja, Souza, Martines-Filho e Marques (2012), obtiveram resultados de redução de 60,50% da variância da receita total do produtor de soja de MT, com a estratégia de hedge de preço apenas, e 80,70% com a estratégia simultânea do hedge de preço e de câmbio. Não foi avaliado a proporção do hedge, porém a constatação de redução da variância confirma o potencial dessa operação em reduzir a incerteza a respeito da receita total a ser obtida pelo produtor de soja.

Em relação ao estudo de Medeiros, Cunha e Wande (2013), cuja análise do hedge para as regiões de Sorriso-MT e Rio Verde-GO, encontrou ROH de 69,44% e 53,88 e efetividade de 52,85% e 42,47%, existe uma convergência dos resultados. Essa constatação é relevante à medida que os autores foram base para elaboração dos modelos aplicados no presente estudo. Entretanto, em sua análise de duas regiões distintas o Modelo 3 foi escolhido para região de Rio Verde-GO, enquanto o modelo 5 foi o escolhido para a região de Sorriso-MT.

O período analisado, distinto em relação aos estudos que servira de base para o presente estudo, evidência um contraponto importante para se estudar a dinâmica e evolução da efetividade do hedge. Houveram resultados convergentes. Dessa forma, a estrutura dos mercados e o relacionamento entre eles não foi alterado de forma drástica.

4. Conclusões

O estudo investigou a razão ótima de hedge e a efetividade desta operação como forma de proteger o produtor agrícola das mudanças repentinas no preço da soja em grão brasileira, utilizando as negociações de Paranaguá como *proxy*, no período entre janeiro de 2019 e dezembro de 2020. Objetivou-se trazer discussões teóricas e evidências para conduzir à reflexões sobre o uso de instrumentos financeiros como processo de gestão de risco da atividade agrícola, em especial, na produção e comercialização da soja em grão. Em termos metodológicos foram aplicados à estimação cinco modelos econométricos, seguindo as propostas metodológicas de Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989), especialmente os

modelos utilizados por Medeiros, Cunha e Wande (2013).

De forma geral, os resultados obtidos pela estimação dos cinco modelos sugeriram uma ROH entre 72% e 75%, sendo descartado o resultado obtido pelo Modelo 1 (136%), notadamente uma regressão espúria. Já a efetividade variou de 44,90%, mínima observada, e 46,54%, a maior. Porém, o modelo com melhor grau de ajuste foi o Modelo 3, com menores valores calculados para os critérios de seleção AIC e BIC. Nesse sentido, pela análise da razão ótima de hedge encontrada no Modelo 3, seria necessário fazer a montagem de uma operação no mercado futuro com 72,41% do valor da produção física. A partir disso, a efetividade da estratégia atingiria 46,54%, correspondente a magnitude da redução da variância dos retornos obtidos pelo portfólio protegido.

Portanto, para o período analisado, produto negociado, contrato futuro utilizado e região de negociação estudada, há necessidade de hedgear parte significativa da produção e, com isso, conseguir pouco menos de 50% de efetividade, ou redução de variância nos retornos dos investimentos. Desta forma, a estratégia de hedge pode ser considera satisfatória para a gestão de risco do produtor agrícola. Sendo que a operação pode ser considerada uma ferramenta de gestão de risco eficiente em atender o objetivo de transferência do risco de preço para o especulador, enquanto o hedger fica exposto tão somente ao risco de base.

Uma das limitações do estudo consiste no fato de ele abordar o caso estático do hedge, sendo que para alcançar o caso dinâmico deveria ter-se abordado métodos autorregressivos com heterocedasticidade condicional generalizada (ARCH e GARCH). Além disso, a análise se concentra em uma das principais praças para o escoamento da produção de soja, o Porto de Paranaguá, sendo fundamental para os produtores de outras regiões que novos estudos sejam desenvolvidos.

Ainda, somente com informações e mais pesquisas sobre a gestão de risco será possível o crescimento sustentado da atividade agrícola, cada vez mais integrada ao mercado financeiro. Portanto, sugere-se que o tema aqui proposto seja abordado sob outras perspectivas em relação ao caso do hedge dinâmico, como também em regiões brasileiras que não sejam referência, mas com importância econômica e social. Espera-se que essa linha de pesquisa seja continuada, pois, novos elementos com relação ao mercado financeiro, competitividade e industrialização da agricultura farão cada vez mais parte do contexto do agronegócio.

Referências

B3 – Bolsa, Brasil Balcão. 2021. Disponível em: < https://www.b3.com.br/pt_br/>.

Bacen – Banco Central do Brasil. 2021. Disponível em: < https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/historicocotacoes>.

BAILLIE, R. T.; MYERS, R. J. Bivariate Garch estimation of the optimal commodity futures hedge. Journal of Applied Econometrics, v. 6, p. 109–124, 1991.

BENET, B. A. Hedge period length and ex ante futures hedging effectiveness: The case of foreign exchange risk cross hedges. Journal of Futures Markets, v. 12, p.163–175, 1992.

CECCHETTI, S. G.; CUMBY, R. E.; FIGLEWSKI, S. Estimation of the optimal futures hedge. Review of Economics and Statistics, v. 70, p. 623–630, 1988.

CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Esalq/USP. 2021a. PIB do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: < https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>.

CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Esalq/USP. 2021b. Indicador da Soja – Paranaguá. Disponível em: < https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/soja.aspx>.

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. 2021. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras>.

CVM – Comissão de Valores Mobiliários. Glossário. 2021. Disponível em: <https://www.investidor.gov.br/glossario.html>.

DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Econometrica, 49, 1057–1072, 1981.

EDERINGTON, L. M. The hedge performance of the new futures markets. The Journal of Finance. v. 34, p. 157-170, 1979.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira. Brasília, DF: Embrapa, 2018. Disponível em: <https://www.embrapa.br/visao/riscos-na-agricultura>.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Embrapa em números. Brasília, DF: Embrapa, 2020. Disponível em: <https://www.embrapa.br/grandescontribuicoes-para-a-agricultura-brasileira>.

ENDERS, W. Applied econometric time series. United States: John Wiley & Sons, 1995.

GUERRA, et al. A efetividade e razão ótima de hedge para a soja na praça de Tupanciretã. Indicadores Econômicos FEE, v. 40, n. 2, p. 139-150, 2013. Disponível: < https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/indicadores/article/view/2545>.

HOWARD, C. T.; D'ANTONIO, L. J. A risk-return measure of hedging effectiveness. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, v. 19, n. 1, p. 101-112, 1984.

HULL, J. C. Options, futures and Other derivates. 9. ed. New Jersey, 2015.

JOHANSEN, S. Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. Journal of econometrics, v. 69, n. 1, p. 111–132, 1995.

JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. Review of Economic Studies, v. 27, p. 139–151, 1960.

JUNIOR, J. B. P. Material online, 2006. Disponível em: <https://materiais.tripod.com/sitebuildercontent/sitebuilderfiles/apostila2006sc.pdf >.

KOENKER, R. A Note on Studentizing a Test for Heteroscedasticity. Journal of Econometrics. v. 17, p. 107–112, 1981.

KOLB, R. W.; OKUNEV, J. An empirical evaluation of the extended mean-Gini coefficient for futures hedging. Journal of Futures Markets, v. 12, p. 177–186, 1992.

KOLB, R. W; OKUNEV, J. Utility maximizing hedge ratios in the extended mean Gini framework. Journal of Futures Markets, v. 13, p. 597–609, 1993.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of econometrics, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992.

MAIA, F. N. C. S.; AGUIAR, D. R. D. Estratégias de hedge com os contratos futuros de soja da Chicago Board of Trade. Gestão da Produção, v. 17, n. 3, p. 617-626, 2010. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/gp/a/sHtCDRxtPk6NchPhNtxptJS/?lang=pt>.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES, J. G. Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias. Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, Série Didática n. D-129, 2006.

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. D. 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. 449-471, 2004. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7367>.

MEDEIROS, J. A. V.; CUNHA, C. A.; WANDE, A. E. Razão ótima de hedge para soja em Goiás e Mato Grosso. Revista de Política Agrícola, ano XXII, n. 1, p. 128-136, 2013. Disponível: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/287/248>.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation. American Journal of Agricultural Economics, v. 71, n. 4, p. 858-868, 1989.

OLIVEIRA NETO, et al. Risco de base e cross hedge: uma revisão. Revista de Auditoria Governança e Contabilidade, v. 4, n. 13, p. 49-64, 2016. Disponível em: <http://www.fucamp.edu.br/editora/index.php/ragc/article/view/712>.

OLIVEIRA NETO, et al. Comparação empírica da razão e efetividade de hedge pelos modelos de Myers & Thompson, auto-regressivo vetorial bivariado e vetorial de correção de erro. Inovação, Gestão e Produção, v. 2, n. 6, 2010. Disponível em: <https://repositorio.bc.ufg.br/handle/ri/17661>.

PEREIRA, M. M. Eficiência de mercado: evidências a partir do google trends e algoritmos de trading, 2021. 65 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2021.

ROCHA, et al. Relação entre os preços do grão de soja nos mercados à vista e futuro: uma análise a partir da razão ótima de Hedge. Revista da Faculdade de Administração e Economia, v. 1, n. 2, p. 113-137, 2010. Disponível em: <https://www.metodista.br/revistas/revistasmetodista/index.php/ReFAE/article/view/1569/0>.

SEPHTON, P. S. Hedging wheat and canola at the Winnipeg commodity exchange. Applied Financial Economics, v. 3, p. 67–72, 1993.

SILVA, A. R. O. A efetividade do hedge e do cross-hedge de contratos futuros para soja e derivados. 2001. 64 f. Tese (doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

SOUZA, W. A. R.; MARTINES-FILHO, J.G.; MARQUES, P.V. Análise de estratégias de hedge simultâneo para a produção de soja no Centro-Oeste. Revista de Economia, v. 38, n. 2, p. 73-92, 2012. Disponível em: <https://revistas.ufpr.br/economia/article/view/29903/19363>.

TONIN, J. M.; TONIN, J. R.; TONIN, G. M. Operações de Hedge no Mercado da Soja: uma análise comparativa para o Estado do Paraná. Revista Paranaense de Desenvolvimento, n. 115. p. 07-30. 2008. Disponível em: <http://www.ipardes.gov.br/ojs/index.php/revistaparanaense/article/view/1>.

USDA – United States Department of Agriculture. Foreign Agricultural Service. Production, Supply and Distribuition. 2021. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home>.

ZILLI, J. B. Razão ótima de hedge para os contratos futuros do boi gordo: uma análise do mecanismo de correção de erros. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46. 2008, Rio Branco. Anais... Rio Branco: SOBER, 2008. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/ags/sbrfsr/109584.html>