

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

Jacson Rafael Matsenbach

**RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DO *HEDGE* COM USO DO
CONTRATO FUTURO DA B3 PARA SOJA BRASILEIRA NO
PERÍODO ENTRE 2019 E 2020**

Santa Maria – RS
2021

Jacson Rafael Matsenbach

**RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DO *HEDGE* COM USO DO CONTRATO FUTURO
DA B3 PARA SOJA BRASILEIRA NO PERÍODO ENTRE 2019 E 2020**

Monografia apresentada na Disciplina Monografia II (CIE 1053) do Curso de Ciências Econômicas, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Orientador: Prof. Dr. Reisoli Bender Filho

Santa Maria, RS
2021

Jacson Rafael Matsenbach

**RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DO *HEDGE* COM USO DO CONTRATO FUTURO
DA B3 PARA SOJA BRASILEIRA NO PERÍODO ENTRE 2019 E 2020**

Monografia apresentada na Disciplina Monografia II (CIE 1053) do Curso de Ciências Econômicas, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Aprovado em 19 de outubro de 2021

**Reisoli Bender Filho, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)**

Kalinca Léia Becker, Dra. (UFSM)

Daniel Arruda Coronel, Dr. (UFSM)

Santa Maria, RS
2021

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todas aquelas pessoas que me foi oportunizado conhecer e interagir graças ao curso de economia da UFSM. Por todas as experiências, atitudes inspiradoras, conhecimentos transmitidos e profunda influência na minha personalidade.

Agradeço a minha mãe, Marlise, por todo suporte de incentivo desde sempre. Obrigado pela minha criação, por me dar condições de me desenvolver como indivíduo e buscar meus sonhos.

Agradeço aos meus amigos, professores e colegas de trabalho que me conduziram nessa etapa de graduação. Vocês me ensinaram, a cada instante, coisas novas e que eram impensáveis na minha mente. Obrigado por expandirem meu mundo!

Também gostaria de agradecer especialmente ao professor Reisoli por ter me orientado neste trabalho, com comentários e sugestões sempre muito relevantes para que o resultado final fosse o melhor possível.

RESUMO

RAZÃO ÓTIMA E EFETIVIDADE DO *HEDGE* COM USO DO CONTRATO FUTURO DA B3 PARA SOJA BRASILEIRA NO PERÍODO ENTRE 2019 E 2020

AUTOR: Jacson Rafael Matsenbach

ORIENTADOR: Dr. Reisoli Bender Filho

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 Aumentado (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 ferramenta 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 grãos.

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

ABSTRACT

OPTIMAL RATIO AND EFFECTIVENESS OF HEDGE WITH USE OF B3 FUTURE CONTRACT FOR BRAZILIAN SOYBEAN IN THE PERIOD BETWEEN 2019 AND 2020

AUTHOR: Jacson Rafael Matsenbach

ADVIDOR: Dr. Reisoli Bender Filho

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.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução da área e produção de soja no Brasil 1976/77 a 2020/21*	23
Figura 2 – Indicador diário da Soja Esalq/BM&FBovespa – Paranaguá, de janeiro/2011 à dezembro/2020, em R\$/saca 60kg.....	24
Figura 3 – Principais produtores de soja, período safra 2017/18 a 2020/21, em mil/toneladas.	25
Figura 4 – 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	39
Figura 5 – Base soja Paranaguá x soja B3 para o período jan/19 – dez/20, em R\$ por saca de 60 Kg	40
Figura 6 – Comportamento dos Preços da Soja à Vista e Futuro, entre janeiro de 2019 a dezembro de 2020, em R\$.....	41
Figura 7 – Resultado da função de Autocorrelação Amostral (ACF) dos preços da soja	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Comparação entre as modalidades de derivativos.....	15
Tabela 2 – Características técnicas do Contrato Futuro de Soja com Liquidação Financeira.....	16
Tabela 3 – Principais exportadores de soja, período safra 2017/18 a 2020/21, em mil/toneladas.	26
Tabela 4 – Principais importadores de soja, período safra 2017/18 a 2020/21, em mil/toneladas.	26
Tabela 5 – Estatísticas descritivas das séries de preços, entre janeiro/2019 e dezembro/2020 em R\$ por saca de 60 Kg.....	37
Tabela 6 – Estatísticas descritivas da base, entre janeiro/2019 e dezembro/2020 em R\$ por saca de 60 Kg.....	38
Tabela 7 – Resultados do teste ADF das séries de preços em nível com intercepto e tendência.....	42
Tabela 8 – Resultados do teste ADF das séries de preços em primeira diferença com intercepto e tendência.....	43
Tabela 9 – Resultados do teste KPSS das séries de preços em nível e em primeira diferença.....	43
Tabela 10 – Teste de cointegração de Johansen baseado no Teste do Traço.....	44
Tabela 11 – Teste de cointegração de Johansen baseado no Teste de Máximo Autovalor.....	44
Tabela 12 – Resultados da estimação dos cinco modelos propostas à razão ótima de hedge da soja em grão.....	45

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. DISCUSSÕES TEÓRICAS E BIBLIOGRÁFICAS ACERCA DOS MERCADOS DE <i>COMMODITIES</i> AGRÍCOLAS	12
2.1. FORMAÇÃO DOS PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> AGRÍCOLAS.....	12
2.2. MERCADOS FUTUROS AGRÍCOLAS	14
2.3. <i>HEDGE</i>	17
2.4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE <i>HEDGE</i> PARA O MERCADO DA SOJA	20
3. UMA BREVE REFLEXÃO ACERCA DA IMPORTÂNCIA DA SOJA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA	22
3.1. MERCADO BRASILEIRO DA SOJA.....	23
3.2. MERCADO INTERNACIONAL DA SOJA	25
4. METODOLOGIA	28
4.1. FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS	28
4.2. TESTES DE ESTACIONARIEDADE E COINTEGRAÇÃO	29
4.3. MODELOS APLICADOS	33
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	37
5.1. ANÁLISE PRELIMINAR DO DADOS	37
5.2. RESULTADOS DOS TESTES ECONOMÉTRICOS	40
5.3. ESTIMAÇÃO DOS MODELOS	45
6. CONCLUSÕES	49
7. REFERÊNCIAS	51
• APÊNDICE A – <i>SCRIPT R</i> STUDIO	55
• APÊNDICE B – CORRELAÇÃO DE PEARSON.....	59
• APÊNDICE C – ACF RESÍDUOS DOS MODELOS.....	59
• APÊNDICE D – ERRO PADRÃO ROBUSTO.....	60

1. INTRODUÇÃO

As atividades do agronegócio contribuem de forma significativa para a 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 produtor de soja em grão, à frente 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 o 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 mercado da soja. 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 no mercado à vista, e cotações dos ajustes diários do contrato futuro de soja negociado na Bolsa, Brasil, Balcão (B3). A escolha pela região de Paranaguá foi

baseada no fato dessa região ser uma das principais praças de negociação da soja e, portanto, pode ser tomada como referência para o mercado brasileiro.

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, justifica-se 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.

No capítulo três é feita uma breve reflexão sobre a importância do complexo da soja para a economia brasileira. No quarto é descrita a metodologia adotada para o tratamento e análise dos dados e explicados os modelos empíricos selecionados. No capítulo são apresentados e discutidos os resultados obtidos, além de contextualizados com os demais resultados que fazem parte da literatura. Na sequência, no capítulo seis, são apresentadas as considerações finais acerca do estudo, observando as suas limitações e sugeridas novas pesquisas no campo do gerenciamento de risco do agronegócio.

2. DISCUSSÕES TEÓRICAS E BIBLIOGRÁFICAS ACERCA DOS MERCADOS DE *COMMODITIES* AGRÍCOLAS

Este capítulo tem como objetivo abordar os elementos teóricos que constituem uma operação de *hedge*, em especial no que concerne à produção e comercialização de soja em grão. Para tal, são abordados alguns tópicos que possibilitam uma compreensão geral dos mercados de *commodities* agrícolas. Em princípio, na seção 2.1 são apresentados os fundamentos econômicos da formação dos preços das *commodities* agrícolas. Na seção 2.2 é feita a conceituação de mercados futuros agrícolas. Na seção 2.3 é feita a descrição teórica da derivação da razão ótima de *hedge*. Na seção 2.4 são abordados os trabalhos da literatura nacional sobre *hedge* da soja em proporção ótima.

2.1. FORMAÇÃO DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* AGRÍCOLAS

A formação de preços nos mercados agropecuários segue, essencialmente, as mesmas leis de mercado dos demais bens e serviços do restante da economia, conforme Marques, Mello e Martines (2006). Sendo assim, pode-se afirmar que os preços nesses mercados são definidos em primeira instância pelo equilíbrio entre a oferta e a demanda. Seguindo por essa linha é de fundamental importância definir os fatores da oferta e demanda dos mercados agrícolas para entender como os preços se comportam.

Entretanto, existem certas características especiais nesses mercados que influenciam os níveis de produção e de demanda que são importantes para o conhecimento e detalhamento a respeito da formação de preços. Marques, Mello e Martines (2006) definem algumas dessas características:

- **Padronização:** por definição, *commodities* são produtos básicos, bens sem diferenciação e essa é a forma que geralmente são comercializados os produtos agropecuários. Para conseguir melhores preços, alguns produtores rurais investem em embalagens e outros elementos, visando atingir alguma diferenciação.
- **Baixo valor agregado:** a produção agropecuária em geral é feita na forma bruta, necessitando passar por uma ou mais etapas de processamento antes de ser distribuída para o consumidor final. Por causa dessa necessidade, a distância e

logística de transporte dos locais de produção (praças) até os centros de processamento e/ou distribuição tornam-se fatores relevantes no preço.

- **Produção sazonal:** existem períodos específicos do ano em que se tem a produção (safra) e outros que não há produção (entressafra). Sendo assim, estratégias de armazenamento adequado são indispensáveis para que se tenha condições de realizar a estocagem da produção sem perdas consideráveis. Normalmente, por questão de oferta, nos períodos de entressafra os preços estarão mais elevados e favoráveis.
- **Clima:** a produção agrícola é distribuída em função do clima, solos e tradições. Nesse contexto, quando ocorrem condições climáticas atípicas, os níveis de produtividade diminuem e, da mesma forma, aumentam à medida que as condições climáticas se aproximam do ideal.
- **Área cultivável:** a produção é atomizada em termo de localização geográfica e tamanho da planta produtiva.
- **Horizonte de planejamento:** a atividade agrícola é de difícil ajustamento às necessidades da demanda, muito devido ao planejamento ser feito com meses ou anos de antecedência à entrega do produto.
- **Mercado competitivo:** o mercado agrícola se organiza com alto grau de concorrência, aproximando-se da concorrência perfeita. Por outro lado, existem poucos ofertantes dos insumos que os produtores rurais necessitam e, ao mesmo tempo, poucos compradores para sua produção. Há, portanto, uma dicotomia entre uma estrutura de concorrência com estruturas oligopolistas e/ou monopolistas. Essas forças desiguais fazem com que os produtores rurais busquem se organizar em associações ou cooperativas.

Seguindo essa linha é relevante mencionar também que a pesquisa científica possibilita a criação de importantes diferenciais competitivos. No contexto de uma das culturas mais importantes do mercado agrícola brasileiro, a da soja, importantes pesquisas agrícolas foram fundamentais para o estabelecimento de sistemas de correção de solos e desenvolvimento de novas variedades que possibilitaram o aumento da produtividade nos últimos 40 anos. Com a criação a partir da década de 1970, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) e da Empresa Brasileira de Assistência Técnica e Extensão Rural (EMBRATER), entre outras

instituições regionais, houve o fomento à pesquisa e a extensão rural no Brasil como também de desenvolvimento de profissionais qualificados para a atuação nesse segmento (TORRES *et al.*, 2014).

Conforme Medeiros, Cunha e Wande (2013), o mercado da soja, em que pese ser um produto comercializado em escala mundial em um mercado bem definido e estruturado, têm nos seus preços elevadas oscilações. Isso se torna relevante à medida que o indicador de preço tem influência preponderante para o resultado financeiro da atividade. No momento da colheita da safra se o preço estiver muito abaixo da expectativa do momento inicial de plantio, o resultado financeiro provavelmente será de prejuízo, caso contrário o produtor poderá beneficiar-se dos preços elevados, ampliando sua lucratividade. Este cenário remete a uma atividade com elevado grau de incerteza, gerando aos envolvidos na cadeia produtiva riscos financeiros significativos.

Como forma de minimizar tal situação, mecanismos que possibilitem o gerenciamento de riscos são fundamentais para o bom desenvolvimento da atividade agrícola. Uma das possibilidades reside na utilização de operações nos mercados futuros para venda antecipada da produção, com a fixação antecipada do preço. Isso remeteria a uma margem de lucro estável, pela menor variabilidade das receitas auferidas na comercialização da produção. Esse tipo de operação nos mercados futuros é chamado de *hedge*. A partir disso, nas próximas seções são detalhados o funcionamento dos mercados futuros agrícolas e o *hedge*.

2.2. MERCADOS FUTUROS AGRÍCOLAS

As *commodities* podem ser negociadas em diferentes tipos de mercado: no mercado à vista, que envolve entrega física imediata da mercadoria mediante ao pagamento de dinheiro, ou serem negociadas como *referência* nos mercados derivativos, conforme descreve Pereira (2009). Por sua vez, os mercados derivativos dividem-se em três distintos mercados, onde os negócios acontecem por meio de contratos referenciados no mercado físico, denominados:

- **Termo:** onde o produtor acerta um preço e vende a produção antes mesmo de dispor do produto, podendo envolver ou não o adiantamento de recursos, porém,

fundamentalmente deverá haver a entrega do produto ao preço e na data futura pré-estabelecidos.

- **Futuro:** evolução do mercado à termo, onde os participantes assumem uma obrigação, legalmente exigível, de comprar ou vender uma quantidade de um produto, de qualidade pré-estabelecida, por um preço estipulado em uma data futura.
- **Opções:** onde se negociam contratos de opções, adquiridas mediante pagamento de um valor (prêmio) para se ter o direito, sem a obrigação, de escolher pela compra ou venda de um produto a um preço pré-determinado até determinada data.

Complementando, na Tabela 1 é apresentado um detalhamento comparativo entre as modalidades de negociação nos mercados de derivativos.

Tabela 1 – Comparação entre as modalidades de derivativos

Atributo	Mercado à Termo	Mercado Futuro	Mercado de Opções
Negociação	Bolsa e Balcão	Bolsa	Bolsa e Balcão
O que é negociado	Compromisso de compra e venda de quantidade e qualidade determinada de uma mercadoria por um preço fixado em data futura	Compromisso de comprar e venda de quantidade e qualidade determinada de uma mercadoria por um preço fixado em data futura	Direito de comprar ou de vender uma mercadoria por um preço fixo numa data futura
Liquidação	Somente no vencimento mediante a entrega da mercadoria ao preço preestabelecido	Perdas e ganhos são apurados diariamente mediante preço de ajuste	Caso o titular exercer o direito, apura-se o resultado pela diferença do preço de mercado e preço preestabelecido
Mercado secundário	Não há possibilidade de transferir o contrato	Intercambialidade	Intercambialidade

Fonte: Elaborado pelo autor. Adaptado de CVM (2021)

Ao analisar historicamente, o uso dos mercados futuros remonta a meados do século XIX, sendo que, a negociação com contratos futuros têm sofrido alterações

sobre os objetivos dos agentes envolvidos. Até 2011 era possível realizar a liquidação física de um contrato futuro da bolsa de mercadorias brasileira; porém, a partir dessa data passou-se a praticar apenas a liquidação financeira. O principal uso desses mercados transformou-se em um mecanismo ou instrumento de gerenciamento de risco, onde todos os negócios são liquidados financeiramente, ou seja, sem a entrega física do produto (JUNIOR, 2006).

Atualmente, no Brasil, os negócios realizados com contratos futuros de *commodities* agrícolas são realizados exclusivamente na Bolsa, Brasil, Balcão (B3). Do total de negócios envolvendo derivativos na B3, os contratos de *commodities* participaram em 2020 com menos de 1% do total de negócios e do volume financeiro. Ao se considerar o mercado de futuro da soja, as negociações são feitas pelo Contrato Futuro de Soja com Liquidação Financeira. A Tabela 2 apresenta as características técnicas deste contrato.

Tabela 2 – Características técnicas do Contrato Futuro de Soja com Liquidação Financeira

Contrato Futuro de Soja com Liquidação Financeira	
Objeto de negociação	Contrato Futuro Míni de Soja do CME <i>Group</i> .
Código de negociação	SJC.
Tamanho do Contrato	450 sacas de 60kg líquidos (equivalentes a 27 toneladas métricas).
Cotação	Dólares dos Estados Unidos por saca, com até duas casas decimais.
Varição mínima de apregoação	US\$0,01.
Lote padrão	1 contrato.
Último dia de negociação	2º dia útil anterior ao mês de vencimento.
Data de vencimento	2º dia útil anterior ao mês de vencimento.
Meses de vencimento	Janeiro, março, maio, julho, agosto, setembro e novembro.

O uso dos mercados futuros de *commodities* é visto como uma das melhores alternativas para reduzir a volatilidade de preços dos produtos agrícolas. Gomes (2002) cita que as principais vantagens desses mercados são o baixo custo operacional, a presença de um mercado organizado e, principalmente, o fato de a ocorrência da formação de preços no mercado permitir a participação de especuladores que conferem alta liquidez aos contratos.

Entretanto, o uso do mercado futuro torna-se atrativo aos agentes, para o gerenciamento de risco, somente à medida que haja liquidez nas operações de compra e venda de contratos futuros. Somente se houver liquidez os agentes conseguem entrar e sair do mercado com mais facilidade (MARTINS; AGUIAR, 2004). O papel de prover essa liquidez ao mercado é desempenhado pelo especulador, definido pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) (2021) como o “investidor que assume o risco da variação de preços da mercadoria ou ativo financeiro visando realizar lucro, mas arriscando-se, em contrapartida, a apurar prejuízo”.

De acordo com Oliveira Neto *et al.* (2010), a proteção do risco é a razão principal para a existência dos mercados futuros. Neste mercado, 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 minimiza o risco. Ademais, além de delimitar uma quantidade ótima de contratos futuros que devem ser negociados, é necessário também saber qual é a efetividade do uso desses contratos, ou quão eficientes os mesmos são na cobertura do risco associado ao mercado físico.

2.3. HEDGE

O *hedge* efetiva-se a partir da compra ou venda de contratos futuros em substituição temporária à negociação no mercado físico que ocorrerá posteriormente, de acordo com Oliveira Neto *et al.* (2016). Maia e Aguiar (2010) definem que a operação de *hedge* consiste na troca do risco de preço pelo risco de base, sendo que a definição mais comum de base (B_t) é dada pela diferença entre o preço à vista (S_t) e o preço de um contrato futuro (F_t), conforme Equação em (1).

$$B_t = S_t - F_t \quad (1)$$

O risco de base, nada mais é do que as variações que ocorrem no valor observado de B_t . Esse é responsável por que não haja possibilidade da eliminação total do risco nas operações de *hedge*. Seguindo, o conceito básico de *hedge* consiste em combinar ativos no mercado à vista e no mercado futuro para formar uma carteira que irá reduzir as flutuações em seu valor (CHEN; LEE e SHRESTHA, 2003).

Especificamente, uma carteira formada por Q_f unidades de uma posição vendida em futuros e Q_s unidades de uma posição à vista. F_t e S_t representam os preços dos ativos nos mercados futuros e à vista, respectivamente, no tempo t . Como o uso dos contratos futuros visa a redução das oscilações de preços no valor de uma carteira que tenha tão somente ativos no mercado à vista, a carteira resultante é conhecida como carteira protegida. O retorno da carteira protegida, R_h , é dado pela Equação em (2):

$$R_h = \frac{Q_s S_t R_s - Q_f F_t R_f}{Q_s S_t} = R_s - h R_f \quad (2)$$

em que $h = Q_f F_t / Q_s S_t$, é a chamada razão de *hedge* e representa a razão da quantidade da posição vendida em relação a posição à vista; $R_s = (S_{t+1} - S_t) / S_t$ e $R_f = (F_{t+1} - F_t) / F_t$, são os retornos do preço à vista e retorno do preço futuro, respectivamente.

Algumas vezes, a razão de *hedge* é discutida em termos de mudanças de preços (lucros) em vez de retornos. Neste caso, o lucro da carteira com *hedge* V_H e a razão de *hedge*, H , são dados por (3) e (4):

$$V_H = Q_s \Delta S_t - Q_f \Delta F_t \quad (3)$$

$$H = \frac{Q_f}{Q_s} \quad (4)$$

em que $\Delta S_t = S_{t+1} - S_t$ e $\Delta F_t = F_{t+1} - F_t$.

Logo, determinar a razão ótima de *hedge* (h ou H) trata-se do principal objetivo do *hedger*¹. Teoricamente, para encontrar essa proporção é necessário escolher uma

¹ Utilizam os mercados futuros como instrumento de proteção de risco de variações preços de um determinado ativo (*hedge*). São os investidores relacionados ao produto físico.

função objetiva a ser otimizada. Além disso, a razão de *hedge* pode ser estática ou dinâmica. No caso estático, a razão de *hedge* é fixada no ótimo e permanece a mesma ao longo do tempo. Entretanto, se as informações atuais (ou condicionais) forem adicionadas para o cálculo do *hedge*, a relação se altera ao longo tempo e tem-se o caso dinâmico (CHEN; LEE e SHRESTHA, 2003).

Em estudo pioneiro, Johnson (1960) derivou a razão ótima de *hedge* de variância mínima (ROHVM) minimizando o risco da carteira protegida V_H , sendo que o risco dado pela variância das mudanças no valor da carteira protegida, da seguinte forma (Equação 5):

$$Var(\Delta V_H) = Q_s^2 Var(\Delta S_t) + Q_f^2 Var(\Delta F_t) - 2Q_s Q_f Cov(\Delta S_t, \Delta F_t) \quad (5)$$

Pela condição de primeira ordem, chega-se à razão ótima de *hedge* (H^*), derivando-se a variância da receita com respeito a h e igualando-se a zero, conforme Equação em (6):

$$\frac{\partial Var(\Delta V_H)}{\partial Q_f} = 2Q_f Var(\Delta F_t) - 2Q_s Cov(\Delta S_t, \Delta F_t) \Rightarrow$$

$$H^* = \frac{Q_s}{Q_f} = \frac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)} \quad (6)$$

Alternativamente, também pode-se usar a propriedade de variância na Equação 2 e $Var(R_h)$ para representar o risco da carteira protegida, então a ROHVM pode ser obtida minimizando $Var(R_h)$, conforme Equação (7):

$$Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) - 2h Cov(R_s, R_f) \Rightarrow$$

$$\frac{\partial Var(R_h)}{\partial h} = 2h Var(R_f) - 2Cov(R_s, R_f) \Rightarrow$$

$$h = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} \Rightarrow$$

$$h = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (7)$$

em que ρ é o coeficiente de correlação entre R_s e R_f e σ_s e σ_f são os desvios-padrão de R_s e R_f , respectivamente.

Desta forma, a covariância entre os preços futuros e à vista e a variância do preço futuro determinam a razão ótima do *hedge*.

Já a efetividade do *hedge* (E), conforme Equação em (8), é dada pela proporção da variância da receita que pode ser eliminada por meio da utilização da carteira com h^* (MEDEIROS; CUNHA; WANDE, 2013).

$$E = 1 - \frac{Var(R_h)}{Var(R_s)} \quad (8)$$

em que E é a efetividade do *hedge*; $Var(R_h)$ é a variância na receita de um portfólio com *hedge* ótimo e; $Var(R_s)$ é a variância da receita de um portfólio sem *hedge*.

Por sua vez, a efetividade do *hedge* dependerá da correlação (coeficiente de correlação) entre os preços à vista e futuros, variado de 0, para um *hedge* totalmente ineficiente, até 1 para um *hedge* completamente efetivo. A efetividade do *hedge* também pode ser definida como a proporção da variância eliminada medida pelo R^2 da regressão de ΔS contra ΔFt (HULL, 2015).

2.4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE *HEDGE* PARA O MERCADO DA SOJA

Com o objetivo de evidenciar teoricamente e compreender o gerenciamento de risco de preço por meio do uso do *hedge* na comercialização de *commodities* agrícolas foram desenvolvidos diversos estudos. As metodologias aplicadas e os mercados abordados são diversos, com destaque para os mercados futuro da soja, milho, café, boi gordo, açúcar e etanol. Para a soja, podem-se destacar os estudos sobre o *hedge*, de Silva (2001), Martins e Aguiar (2004), Tonin, Tonin e Tonin (2008), Gonçalves (2008), Rocha *et al.* (2010), Souza, Martines-Filho e Marques. (2012), Guerra *et al.* (2013) e Medeiros, Cunha e Wande (2013).

Silva (2001) calculou a razão ótima de *hedge* e a efetividade utilizando-se o contrato futuro de soja em grão da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) para a região de Passo Fundo – RS. Os resultados indicaram uma ROH de 56,18% e uma

efetividade de 69,30%. Caso em que o produtor de soja dessa região poderia, para proteção do preço, para cada 100 sacas produzidas, vender antecipadamente aproximadamente 56 sacas no mercado futuro e com isso ter redução do risco de preço em 69,30%.

Martins e Aguiar (2004) examinaram a proteção oferecida pelos contratos futuros da *Chicago Board of Trade* (CBOT), em diferentes vencimentos, aos *hedgers* brasileiros que operam com soja em grão no mercado físico, em diferentes regiões. O procedimento adotado para calcular a efetividade do *hedge* foi obtido por meio da correlação entre os preços à vista e futuro. Os valores da efetividade do *hedge* foram baixos para os vencimentos analisados, no primeiro semestre 0,35 e no segundo semestre 0,60. Os resultados com maior efetividade foram para as regiões próximas a portos de embarque de soja para exportação. Portanto, indicando que a redução nos custos de transporte aumenta a correlação entre o preço da soja em grão e as cotações do preço futuro da CBOT.

Tonin, Tonin e Tonin (2008) realizaram estudo para analisar a relação entre os preços da soja no mercado físico das regiões de Maringá e Paranaguá, no estado do Paraná, com os preços futuros da BM&F e da CBOT, entre janeiro de 2003 e setembro de 2008. Os autores optaram pela utilização do modelo generalizado de Myers e Thompson (1979). Os resultados indicaram que a utilização de contratos da BM&F se mostrou mais efetiva em comparação com os da CBOT, sendo o melhor resultado obtido para a região do Porto de Paranaguá (61,67%), com uma razão ótima de *hedge* de 42,61%.

Rocha *et al.* (2010) em estudo descritivo-quantitativo determinou a razão ótima de *hedge* para a soja brasileira entre 2005 e 2006, utilizando-se as séries temporais do indicador de preço de soja Esalq/BM&F e a cotação de ajuste diário da BM&F para os preços futuros. A composição do *hedge* de mínima variância encontrado foi de 64,75% de contratos futuros com efetividade de 42,32%. Por esses percentuais, a conclusão foi que os contratos futuros da BM&F deveriam ser utilizados para a proteção de preço da comercialização da soja no Brasil.

Em uma abordagem distinta da razão ótima e da efetividade convencional, Souza, Martines-Filho e Marques. (2012) analisaram o *hedge* simultâneo de preços e cambial para *commodities* agrícolas, no mercado de Mato Grosso. Foi confirmado por

meio de testes empíricos e de simulações de Monte Carlo que a estratégia de *hedge* simultâneo é a mais eficiente em termos de redução da variância da receita total.

Guerra *et al.* (2013) realizaram estudo para calcular a efetividade da razão ótima das operações de *hedge* dos preços da soja para o município de Tupanciretã, no Rio Grande do Sul, como forma de medir a real efetividade da utilização do *hedge* como mecanismo de gerenciamento dos riscos. À análise foram usados dados semanais, entre setembro de 2004 e setembro de 2010. Os resultados apontaram uma razão ótima de *hedge* de 13,97% e uma efetividade de 22,44%. Apesar da razão ótima de *hedge* ser baixa, a pouca efetividade não corroborou para que o *hedge* possa ser considerado como uma opção vantajosa para os produtores de soja daquele município realizarem gerenciamento de risco.

Medeiros, Cunha e Wande (2013) estimaram a razão ótima de *hedge* para as regiões de Sorriso – MT e Rio Verde – GO por meio de cinco modelos de MQO os resultados demonstraram ROH de 53,88% e 69,44% e efetividade de 42,47% e 52,85%, para Rio Verde e Sorriso, respectivamente. Os autores consideraram a ferramenta de mercado futuro como uma boa opção para a redução dos riscos relativos à atividade e oscilação de preços.

Demais estudos podem ser consultados para o mercado do café brasileiro, como os de Fileni *et al.* (1999), Fontes *et al.* (2005), Müller *et al.* (2008). Para o mercado do milho, encontram-se os de Tonin *et al.* (2009), Oliveira Neto *et al.* (2009). Para o mercado do boi gordo, citam-se os de Guimarães (2005), Perobelli (2005), Bittencourte *et al.* (2006), Oliveira Neto e Figueiredo (2008), Oliveira Neto e Garcia (2013) e Guerra *et al.* (2013). E para o mercado do etanol e do açúcar, encontram-se os de Baudier (2011) e Gavotti (2012).

Constata-se, por essa revisão, a recorrência do uso de modelos de estimação da proporção ótima nos mercados futuros mensurados com base no método de MQO, especificamente, os modelos de variância mínima de Ederington (1979) e o modelo generalizado de Myers e Thompson (1989).

3. UMA BREVE REFLEXÃO ACERCA DA IMPORTÂNCIA DA SOJA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

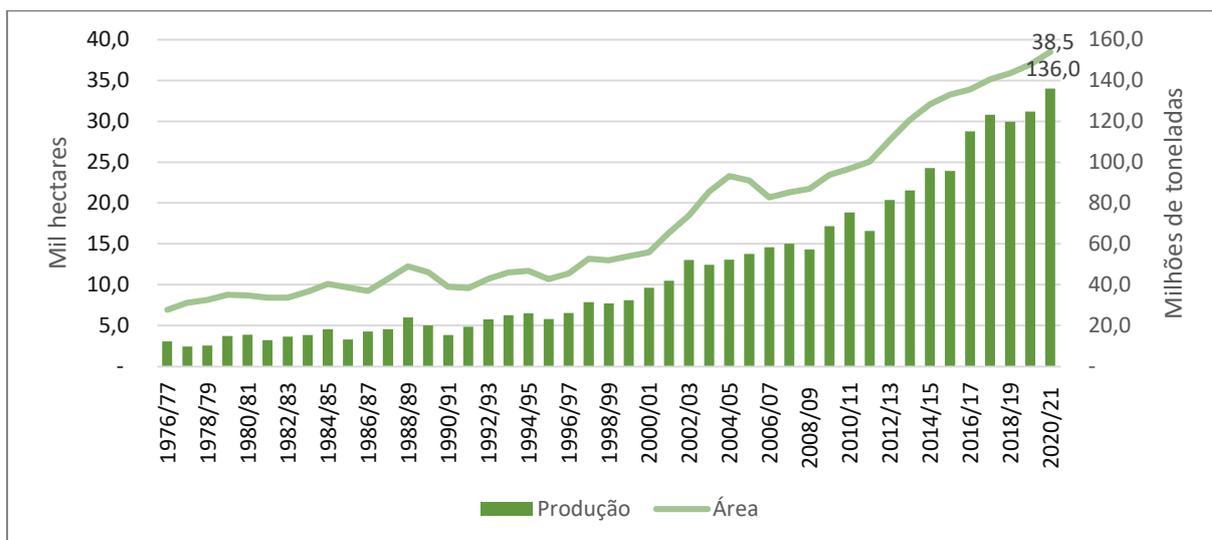
Este capítulo pretende apresentar as características gerais do mercado da soja, no contexto brasileiro e sua evolução histórica em termos de produtividade e trajetória

dos preços do mercado físico (seção 3.1). Bem como a conjuntura internacional recente (seção 3.2).

3.1. MERCADO BRASILEIRO DA SOJA

A produtividade dos produtores de soja brasileiros vem crescendo continuamente desde a década de 1970. Entre o período da safra de 1976/77 e a safra de 2020/21, a produção brasileira cresceu aproximadamente 11 vezes, saltando de 12,10 milhões de toneladas para 136 milhões de toneladas. Neste mesmo período, a área cultivada aumentou apenas aproximadamente cinco vezes, de 6,90 milhões de hectares para cerca de 38 milhões de hectares (CONAB, 2021), conforme visualiza-se na Figura 1. Em decorrência desse aumento superior da produção em relação à área plantada, a produtividade média saltou de 1.748 Kg/ha para 3.529 kg/ha.

Figura 1 – Evolução da área e produção de soja no Brasil 1976/77 a 2020/21*



* Estimativa em agosto de 2021.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da CONAB (2021).

Conforme Vieira Júnior, Osaki e Alves (2014), o aumento da produtividade da soja brasileira pode ser explicado, primordialmente, pelas pesquisas agropecuárias que possibilitaram a adaptação da soja ao Cerrado e a diferentes biomas brasileiros. Podemos elencar também que mudanças importantes vêm acontecendo na composição dos insumos, com perda de relevância para terra e trabalho e aumento da utilização de máquinas agrícolas, fertilizantes e defensivos. Esses itens tiveram

aumentos na sua participação na composição dos custos de produção. Pelo exposto, a atividade agrícola vem incorporando novas tecnologias a uma velocidade acelerada (GASQUES, *et al.*, 2014).

Além do aumento da produtividade da soja, a trajetória do preço do grão negociado na região do porto de Paranaguá – PR, principal praça de negociação do Brasil, entre janeiro de 2011 e dezembro de 2020, também apresenta comportamento de alta. Entretanto, apesar dessa tendência de longo prazo, há elevada volatilidade no indicador de preço, alternando entre movimentos de alta e movimentos de baixa. A série inicia com preço de 49,88 reais por saca de 60 kg e termina com preço de 153,90 R\$/saca 60kg. A média do preço ficou em 76,71 R\$/saca 60kg. Além disso, há uma tendência forte de alta nos últimos dois anos, sendo que entre o início de 2019 e o final de 2020 o preço aumentou aproximadamente 94% (subiu de 79,35 reais por saca de 60 kg para 153,90 reais por saca de 60 kg).

Figura 2 – Indicador diário da Soja Esalq/BM&FBovespa – Paranaguá, de janeiro/2011 à dezembro/2020, em R\$/saca 60kg.



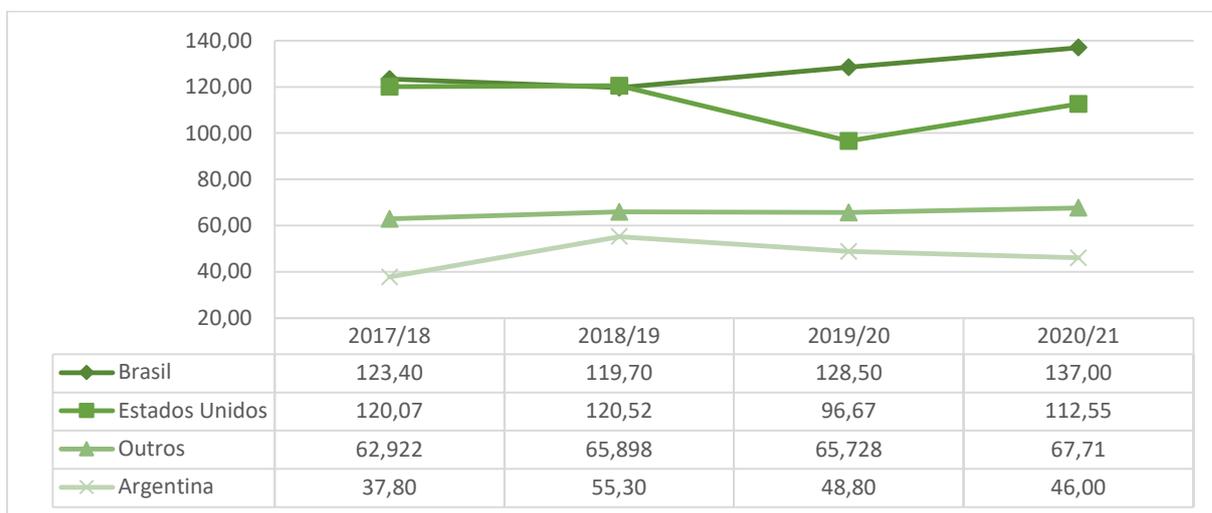
Fonte: CEPEA (2021b)

Como uma das principais *commodities* agrícolas, em volume de produção e geração de renda, a cadeia produtiva da soja abrange diferentes setores da economia. Além do grão exportado, muitos dos seus derivados e subprodutos são responsáveis pela movimentação de inúmeros elos dentro da cadeia produtiva, envolvendo produtores, *tradings*, indústrias de alimentos, empresas de consultoria e prestação de serviços, entre outros.

3.2. MERCADO INTERNACIONAL DA SOJA

A produção de soja em grão do Brasil, na safra² 2020/21, foi de 137 milhões de toneladas, se consolidando como o principal país produtor, à frente dos Estados Unidos e da Argentina, segundo dados do *United States Department of Agriculture* (USDA). Na média das últimas quatro safras, os três países foram responsáveis por 81,37% da produção mundial. Verifica-se pela Figura 3 que a produção brasileira cresce gradativamente, com taxa de 2,01% a.a.

Figura 3 – Principais produtores de soja, período safra 2017/18 a 2020/21, em mil/toneladas.



Fonte: FAS/USDA (2021)

Na safra 2020/21, o Brasil também ficou em primeiro lugar nas exportações, com o volume exportado de 85,50 milhões de toneladas, contra 61,50 milhões de toneladas do segundo colocado, os Estados Unidos (ver Tabela 3). Isso representa que, neste ano, cerca de 50% das exportações de soja em grão no mundo tiveram origem brasileira.

² Para a maioria dos países o ano safra corresponde ao período de outubro a setembro.

Tabela 3 – Principais exportadores de soja, período safra 2017/18 a 2020/21, em mil/toneladas.

Exportações	2017/18	2018/19	2019/20	2020/21
Brasil	76,14	74,89	92,14	82,50
Estados Unidos	58,07	47,72	45,70	61,51
Paraguai	6,03	4,90	6,62	6,60
Outros	5,95	7,07	6,70	6,02
Canadá	4,93	5,26	3,91	4,60
Argentina	2,13	9,10	10,00	3,70
Total	153,24	148,94	165,06	164,93

Fonte: FAS/USDA (2021)

A participação brasileira nas exportações mundiais nas últimas quatro safras foi em média 51,45%, sendo que em 2019/20 foi o ano com o melhor desempenho, com 55,82%. Em termos de volume embarcado a evolução foi de 8,35% ao se comparar a safra de 2020/21 com 2017/18 e o auge registrado em 2019/20, quando cresceu 23,03% em relação a 2018/19.

Quanto às importações, o principal país que determina a comercialização é a China, sendo responsável por 58,89% do total de importações mundiais em 2020/21 (ver Tabela 4). A China também deteve o primeiro lugar em esmagamento³ da soja em grão, com 94 milhões de toneladas, seguido pelos Estados Unidos com 58,65 e Brasil com 46,75 (os três países acumularam 62,49% do total mundial).

Tabela 4 – Principais importadores de soja, período safra 2017/18 a 2020/21, em mil/toneladas.

Importações	2017/18	2018/19	2019/20	2020/21
China	94,10	82,54	98,53	97,00
Outros	32,98	32,97	35,96	37,21
União Europeia	13,92	14,35	14,95	15,00
México	4,87	5,87	5,75	6,00
Argentina	4,70	6,41	4,88	5,00
Egito	3,26	3,66	4,90	4,50
Total	153,82	145,79	164,97	164,71

Fonte: FAS/USDA (2021)

³ Processo que transforma a soja em grão em farelo ou óleo de soja

Em média, a participação no volume de importações mundiais da China entre 2017/18 e 2020/21 foi de 59,10%. Ao se verificar a variação do volume importado da primeira safra analisada para última, o crescimento observado foi de 3,08%.

4. METODOLOGIA

Esse capítulo tem o objetivo de descrever o material e a metodologia adotada para estimar e analisar a razão ótima de *hedge*. Para tal, são detalhadas as fontes dos dados e suas transformações (seção 4.1), detalhados os testes estatísticos (seção 4.2) e os modelos empíricos de MQO (seção 4.3).

4.1. FONTE 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 Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada– Esalq/USP (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, 2021). 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) (2021).

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 foram estimados com dados em um contexto de desenvolvimento do mercado futuro da soja. Elaborados em um período anterior a criação do contrato futuro da soja com código SJC, que têm suas características atreladas 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). Anteriormente o código do contrato futuro da soja era SFI e seu preço baseado exclusivamente nos negócios realizados na região de Paranaguá (praça de referência).

4.2. 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. 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). Conforme Gujarati e Porter (2011), 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.

Para a determinação da estacionariedade (ou não) das duas séries 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) (GUJARATI; PORTER, 2011).

O primeiro passo para realizar o teste ADF consiste em estimar a equação exposta e (9).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Nesta formulação, testa-se a hipótese nula ($H_0: \delta=0$) de que há uma raiz unitária ou a série temporal é não estacionária ou ela possui uma tendência estocástica. Na hipótese alternativa ($H_1: \delta < 0$), a série temporal é estacionária. Dickey e Fuller (1981) demonstraram que, sob a hipótese nula de que $\delta=0$, o valor estimado t do coeficiente de Y_{t-1} segue a estatística τ (tau). Neste caso, se o valor absoluto da estatística tau ($|\tau|$) encontrado for maior que o valor crítico do teste, rejeita-se a hipótese de que $\delta=0$. Caso contrário, se o valor absoluto calculado $|\tau|$ 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 $t = 1, 2, \dots, N$ 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.

$$X_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

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 $t = 1, 2, \dots, N$ 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 (11):

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i, t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

Então, estatística do teste é definida com em (12):

$$LM = \sum_{t=1}^n \frac{S_t^2}{N^2 \sigma_\varepsilon^2}, t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

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 testar 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 têm 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.

Para realização do procedimento é utilizado o teste de Johansen, o qual 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, o qual é determinado pelo menor resultado dos critérios de informação. Para tanto, são considerados quatro critérios de informação: Akaike (AIC), Hannan Quinn (HQ), Schwarz (SC) e Erro de Previsão Final (FPE), conforme equações de 13 à 16.

$$AIC(n) = \ln \det(\Sigma_u(n)) + \frac{2}{T} nK^2 \quad (13)$$

$$HQ(n) = \ln \det(\Sigma_u(n)) + \frac{2 \ln(\ln(T))}{T} nK^2 \quad (14)$$

$$SC(n) = \ln \det(\Sigma_u(n)) + \frac{\ln(T)}{T} nK^2 \quad (15)$$

$$FPE(n) = ft \left(\frac{T+n^*}{T-n^*} \right)^K \det(\Sigma_u(n)) \quad (16)$$

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 (17).

$$\Delta X_1 = \delta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (17)$$

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o *rank* (r) da matriz Π . Johansen (1995) 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 (18):

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (18)$$

Já o teste do máximo autovalor testa a hipótese nula de que o número de vetores seja r (H_0 : Vetores de cointegração = r) contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de cointegração (H_1 : Vetores de cointegração = $r+1$), conforme representado pela Equação (19):

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (19)$$

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

4.3. MODELOS APLICADOS

A razão ótima de *hedge* (ROH), de variância mínima, e a efetividade do *hedge* foram estimadas por meio da aplicação de cinco modelos empíricos, seguindo a proposta metodológica encontrada em Medeiros, Cunha e Wande (2013). A técnica utilizada para proceder às estimações foi a de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os modelos, por sua vez, são baseados nos estudos de Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989) e 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 (20).

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

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 decorre 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.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

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 23) ao fazer a inclusão da mudança do preço à vista defasado.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (23)$$

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 quarto modelo (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 (24).

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

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.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta S_{t-i} + \beta_3 \Delta F_{t-1} + u_t \quad (25)$$

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 estimados aplicou-se o teste d , de *Durbin-Watson (DW)*, para a 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 correlação 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 e, portanto, constatada a heterocedasticidade dos erros da regressão, procede-se à estimativa robusta dos erros padrão.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo tem por objetivo apresentar os resultados obtidos a partir da aplicação dos procedimentos propostos na metodologia. Inicialmente é realizada uma análise das estatísticas descritivas dos dados e do comportamento das séries históricas de preços. Na seção 5.2 são apresentados os resultados referentes à verificação da estacionariedade e da cointegração das séries de preços. E por último, na seção 5.3, são analisados os resultados da razão ótima de *hedge* e a efetividade do *hedge*.

5.1. ANÁLISE PRELIMINAR DO 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 (ver Tabela 5).

Tabela 5 – 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 centrais, em média o preço à vista esteve R\$8,68 acima do preço da cotação no mercado futuro, conforme pode ser verificado na 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 6 – Estatísticas descritivas da base, entre janeiro/2019 e dezembro/2020 em R\$ por saca de 60 Kg.

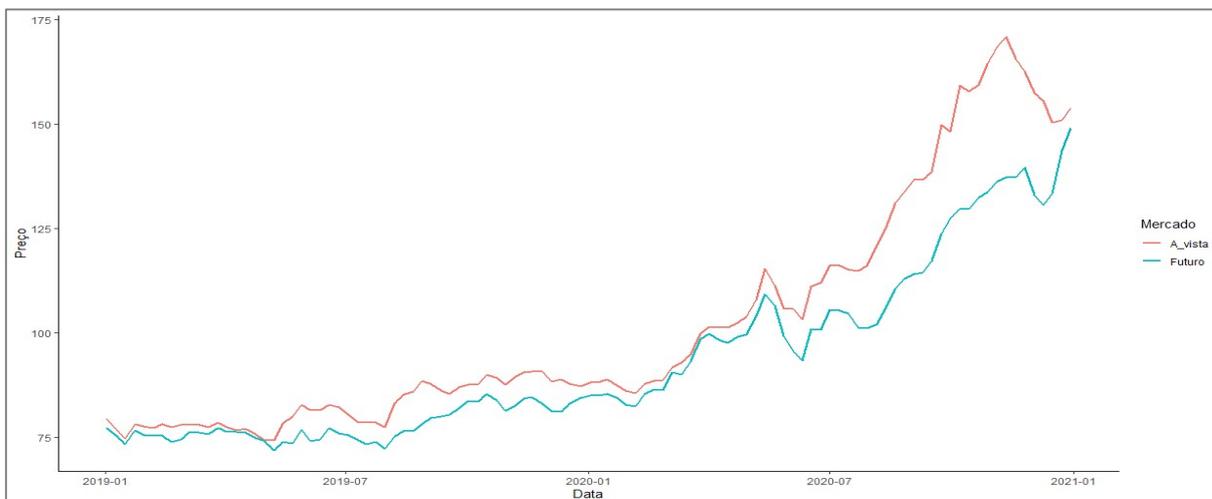
Estatística Descritiva	Base
Mínimo	0,08
Máximo	33,72
Média	8,68
Mediana	5,20
Desvio-padrão	8,51
Curtose	0,75
Assimetria	1,38
Jarque-Bera	37,48

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 (ver Figura 4) e observar o comportamento do valor da base ao longo do período analisado (ver Figura 5)

Figura 4 – 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

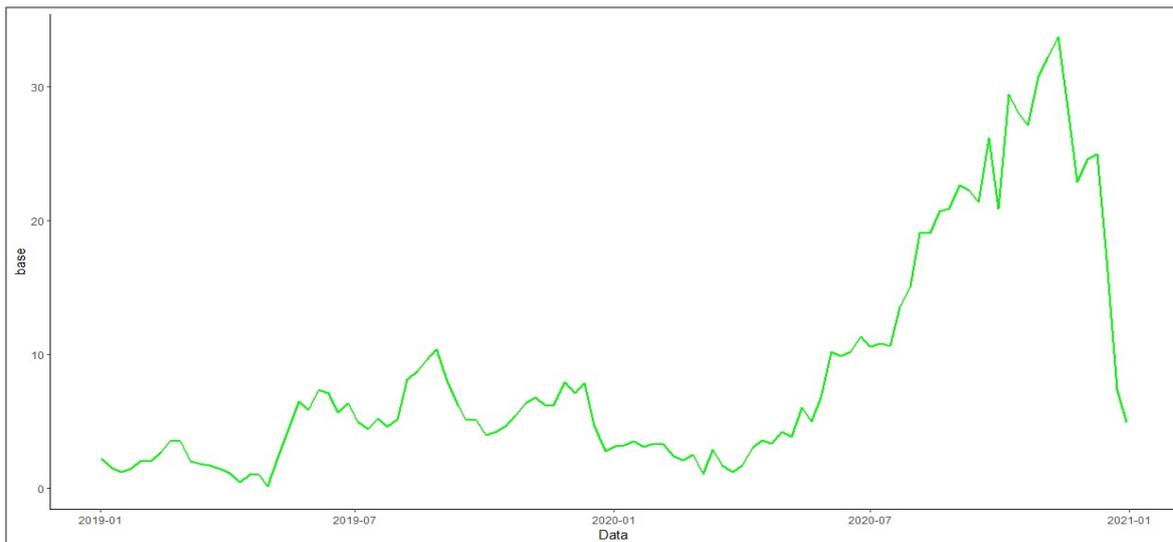


Fonte: Resultados da Pesquisa (2021).

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 (o valor do teste pode ser consultado nos Apêndices A e B). 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 5 – 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 5, 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.

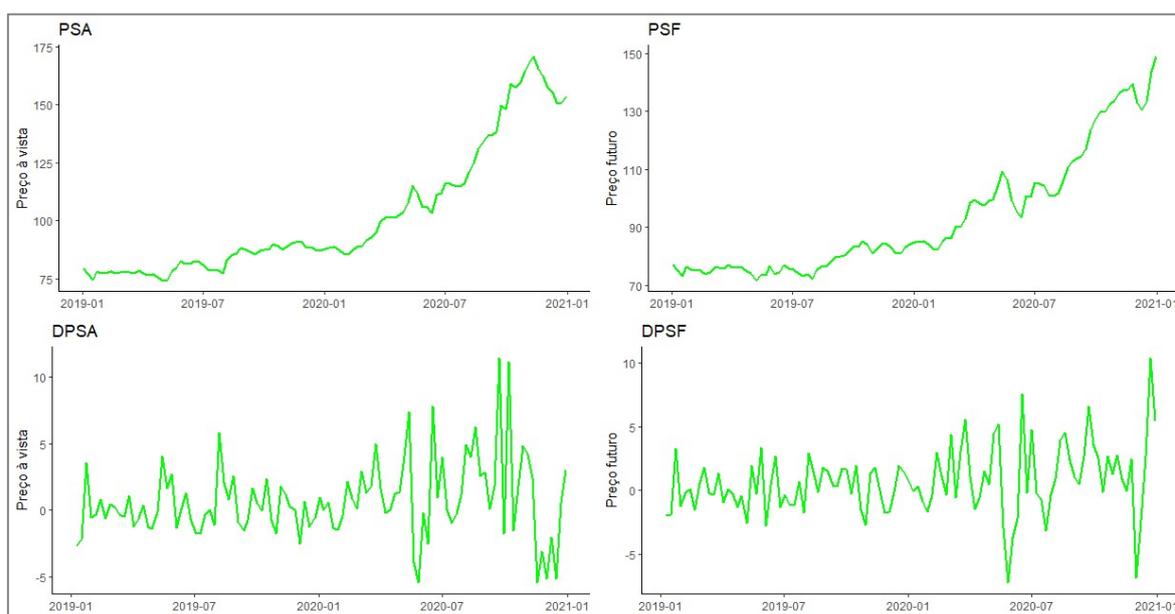
Desta forma, a volatilidade do risco de base fornece uma medida de quão efetivos serão os contratos futuros para o gerenciamento do risco de preço. O comportamento excepcional observado para os dados indica que a efetividade da operação de *hedge* pode ter sido comprometida e ser menor que em momentos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

5.2. RESULTADOS DOS TESTES ECONOMETRÍCOS

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 recorreu-se à análise do comportamento das séries históricas de preços analisando sua evolução individualmente, em nível e em primeira diferença (ver Figura 6).

Figura 6 – Comportamento dos Preços da Soja à Vista e Futuro, entre janeiro de 2019 a dezembro de 2020, em R\$



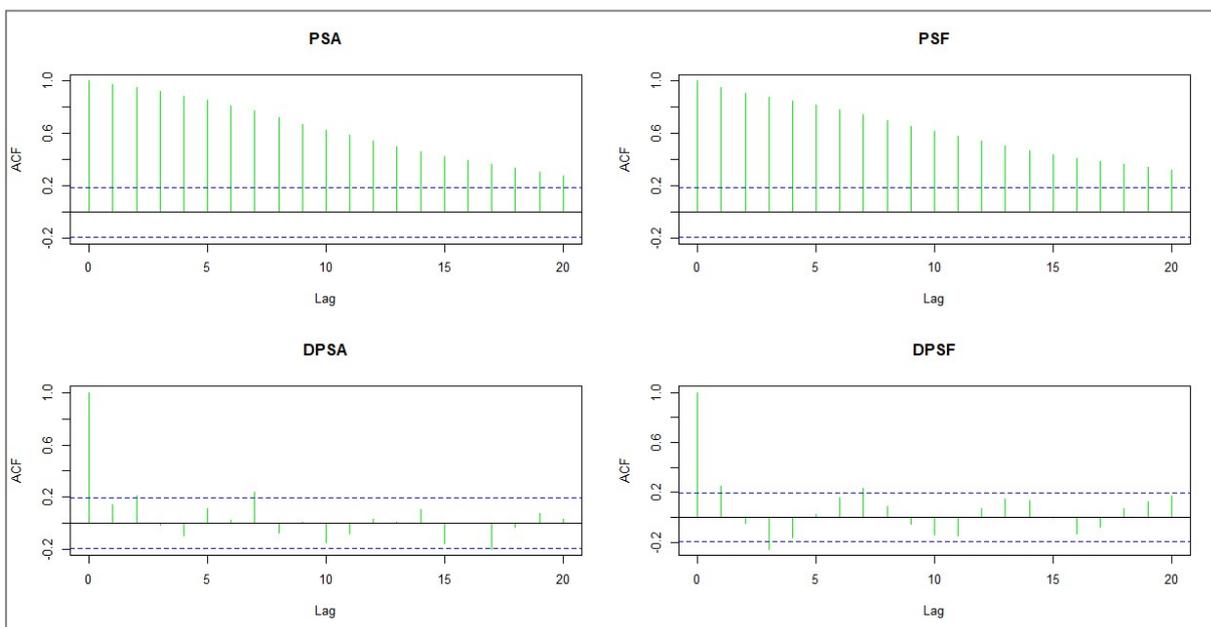
Fonte: Resultado da pesquisa (2021).

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, portanto 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 7 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 7 – Resultado da função de Autocorrelação Amostral (ACF) dos preços da soja



Nota: PSA: Preço Soja à Vista; PSF: Preço Soja Futuro; DPSSA: Primeira Diferença do Preço Soja à Vista; DPSSF: 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 7.

Tabela 7 – 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 (ver Tabela 8). Desta forma, as séries de preços são integradas de ordem 1, I (1).

Tabela 8 – 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 9 e ratificam a estacionariedade das séries em primeira diferença.

Tabela 9 – 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 (ver Apêndice A). 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 10 e 11, 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 está de acordo com o trabalho de Guerra *et. al.* (2013)

Tabela 10 – 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 11 – 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*.

5.3. ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

Essa seção complementar apresenta os resultados da estimação dos cinco modelos de MQO 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 12 apresenta os resultados dos cinco modelos estimados.

Tabela 12 – Resultados da estimação dos cinco modelos propostos à razão ótima de *hedge* da soja em grão

Equação	ROH	R²	AIC	BIC	DW	BP
Modelo 1	1,3263	0,9641	650,5167	658,4786	0,2478	31.251 (0,0000)
Modelo 2	0,7472	0,4538	456,8189	464,7521	1,8562	13,813 (0.0002)
Modelo 3*	0,7241	0,4654	446,4934	456,9933	1,9467	14,573 (0,0007)
Modelo 4	0,7499	0,4490	458,7006	469,2781	1,8299	15.866 (0,0003)
Modelo 5	0,7209	0,4600	448,4684	461,5933	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 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 (as Figuras relativas a esse diagnóstico podem ser consultadas no Apêndice C).

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%. Os resultados podem ser consultados no Apêndice D.

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 46%

Por sua vez, o Modelo 3 foi o que indicou o resultado mais ajustado, devido ao 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 46,54%, medida pelo coeficiente R^2 . Por outro lado, quanto avaliada a partir da redução da variância do retorno da carteira composta com a quantidade ótima de contratos futuros (conforme Equação 8), essa redução é de 46,19%.

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%.

Essas 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% na 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 qualitativamente 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 conseqüente 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 a 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 servirá de base para o presente estudo, evidencia 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.

6. CONCLUSÕES

O estudo investigou a razão ótima do *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.

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 considerada 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.

7. 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>>.

CHEN, S. S.; LEE, C.; SHRESTHA, K. *Futures hedge ratios: a review*. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, p. 433–465, 2003

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/grandes-contribuicoes-para-a-agricultura-brasileira>>.

ENDERS, W. *Applied econometric time series. United States: John Wiley & Sons*, 1995. 433 p.

GASQUES, J. G. *et al.* Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 3, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/943>>.

GOMES, M. F. Formação de preços de *commodities* no Brasil. 2002. 67 f. Dissertação (mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, SP, 2002. Disponível em: <<https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/1800/1200200458.pdf>>.

GONÇALVES, D. F. *et al.* Co-integração, causalidade e efetividade do *hedge* para preços do contrato de boi gordo para noroeste do Paraná. **Informe Gepec**, v. 12, n. 1, 2008. Disponível em: <<https://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/1805>>.

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>>.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924p.

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 derivatives*. 9. ed. New Jersey, 2015. 869 p.

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 nº 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, L. M. **Modelo de formação de preços de commodities agrícolas aplicado ao mercado de açúcar e álcool**. 2009. 209 f. Tese (doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

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/revistas-metodista/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>>.

TORRES, *et al.* Viabilidade econômica da produção agropecuária no Brasil: aspectos gerais, metodologia e principais resultados. In: Sustentabilidade e sustentação da produção de alimentos no Brasil: o desafio da rentabilidade na produção. Brasília, DF: **Centro de Gestão e Estudos Estratégicos**, 2014. v. 2, p. 11-48.

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

VIEIRA JÚNIOR, P. A.; OSAKI, M.; ALVES, L. R. A. **Rentabilidade da produção de soja em grão no Brasil**. In: CGEE – CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS. Sustentabilidade e sustentação da produção de alimentos no Brasil: o desafio da rentabilidade na produção. v. 2, 2014. Disponível em: <https://www.cgee.org.br/documents/10195/734063/Des_Rentabilidade_Vol_II_LIVRO_Web_13052015_10169.pdf/0b39ab99-0a1a-449f-b5ac-2da373169f83?version=1.0>.

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>>

APÊNDICE A – SCRIPT R STUDIO

```
library(readxl)
library(urca)
library(ggplot2)
library(dplyr)
library(psych)
library(tidyr)
library(ggpubr)
library(vars) #bibliotecas utilizadas
dados <- read_excel("G:/Meu Drive/Monografia/dados.xlsx",
                    sheet = "Precos(s)") #carregar os dados no programa
#Estatísticas descritivas e teste de normalidade
describe(dados$A_vista)
describe(dados$Futuro)
dados$base <- dados$A_vista-dados$Futuro
describe(base)
jarque.test(dados$A_vista)
jarque.test(dados$Futuro)
jarque.test(dados$base)
#gráfico das duas séries de preços juntas contra o tempo
dados_tidy <- dados %>%
  gather(Mercado, Preço, A_vista:Futuro) %>%
  arrange(Data)
dados_tidy %>%
  ggplot(aes(x = Data, y = Preço, color = Mercado)) +
  geom_line(size=1)+
  theme_classic()
#Correlação de Pearson
cor(dados$A_vista, dados$Futuro, method="pearson")
#gráfico da base
plot.base <- ggplot(dados, aes(x = Data, y = base)) +
  geom_line(size = 1, colour = "green") +
  theme_classic()
```

```

ggarrange(plot.base)
#gráficos das séries separadas em nível e em diferença
dados.d <- dados[,c(1,2,3)]
dados.d$A_vista <- diff(c(NA, dados.d$A_vista))
dados.d$Futuro <- diff(c(NA, dados.d$Futuro))
dados.d <- dados.d[-1, ] #gerar df com dados em diferenças
v <- ggplot(dados, aes(x = Data, y = A_vista)) +
  geom_line(size = 1, colour = "green") +
  labs(title="PSA")+
  ylab("Preço à vista")+
  xlab(NULL)+
  theme_classic()
f <- ggplot(dados, aes(x = Data, y = Futuro)) +
  labs(title="PSF")+
  ylab("Preço futuro")+
  xlab(NULL)+
  geom_line(size = 1, colour = "green") +
  theme_classic()
d.v <- ggplot(dados.d, aes(x = Data, y = A_vista)) +
  labs(title="DPSA")+
  ylab("Preço à vista")+
  xlab(NULL)+
  geom_line(size = 1, colour = "green") +
  theme_classic()
f.d <- ggplot(dados.d, aes(x = Data, y = Futuro)) +
  labs(title="DPSF")+
  ylab("Preço futuro")+
  xlab(NULL)+
  geom_line(size = 1, colour = "green") +
  theme_classic()
ggarrange(v, f, d.v, f.d,
          ncol = 2, nrow = 2) #plotar os 4 gráficos em uma tela
#função de autocorrelação

```

```

par(mfrow=c(2,2)) #plotar os 4 gráficos em uma tela
acf(dados$A_vista, col="green",
    main="PSA")
acf(dados$Futuro, col="green",
    main="PSF")
acf(dados.d$A_vista, col="green",
    main="DPSA")
acf(dados.d$Futuro, col="green",
    main="DPSF")
#teste ADF
vista_trend=ur.df(dados$A_vista, type='trend', selectlags = 'AIC')
summary(vista_trend) #Série a vista em nível c/ tendência e intercepto
fut_trend=ur.df(dados$Futuro, type='trend', selectlags = 'AIC')
summary(fut_trend) #Série fut em nível c/ tendência e intercepto
dvista_trend=ur.df(diff(dados$A_vista), type='trend', selectlags = 'AIC')
summary(dvista_trend) #Série a vista 1º diferença c/ tendência e intercepto
dfut_trend=ur.df(diff(dados$Futuro), type='trend', selectlags = 'AIC')
summary(dfut_trend) #Série fut 1º diferença c/ tendência e intercepto
#teste KPSS
vista_trend=ur.kpss(dados$A_vista, type='tau', lags = 'short')
summary(vista_trend) #Série a vista em nível c/ tendência e intercepto
fut_trend=ur.kpss(dados$Futuro, type='tau', lags = 'short')
summary(fut_trend) #Série fut em nível c/ tendência e intercepto
dvista_trend=ur.kpss(diff(dados$A_vista), type='tau', lags = 'short')
summary(dvista_trend) #Série a vista 1º diferença c/ tendência e intercepto
dfut_trend=ur.kpss(diff(dados$Futuro), type='tau', lags = 'short')
summary(dfut_trend) #Série fut 1º diferença c/ tendência e intercepto
#teste de cointegração
dados.d <- dados.d[,c(2,3)]
VARselect(dados.d, type=c('const'))#4
coint.model.trace <- ca.jo(dset, type = "trace", ecdet = "const", K = 4)
coint.model.eigen <- ca.jo(dset, type = "eigen", ecdet = "const", K = 4)
summary(coint.model.trace)

```

```

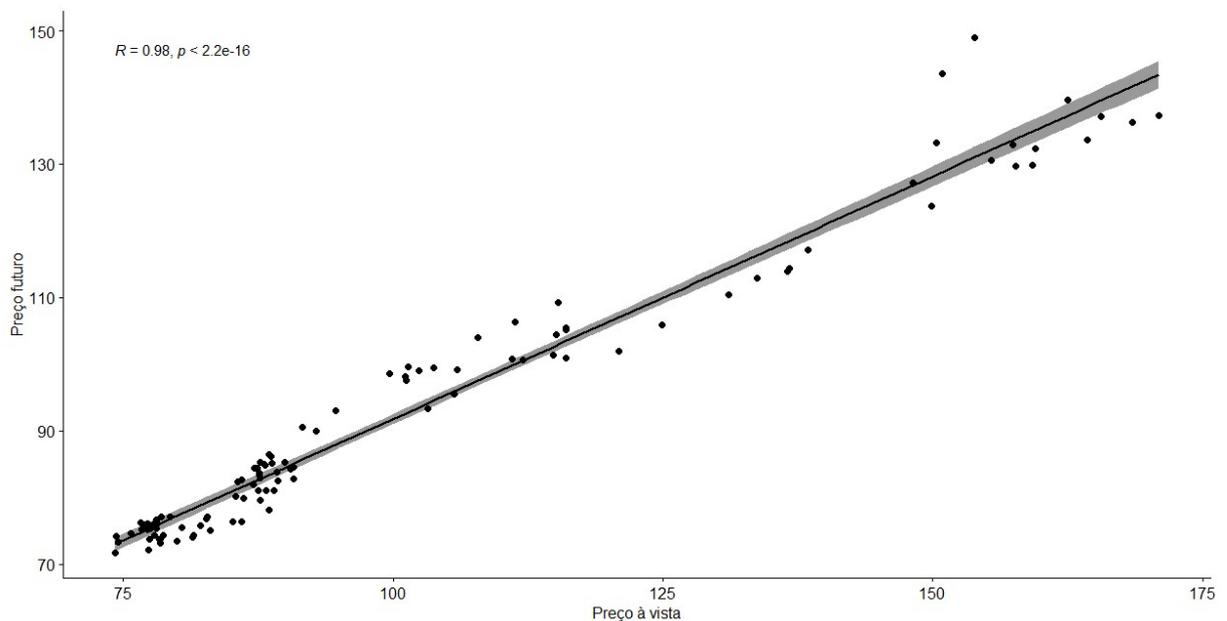
summary(coint.model.eigen)
#estimação dos modelos
m1 <- lm(A_vista~Futuro, data=dados)
summary(m1)
dwtest(m1)
res.m1 <- m1$residuals
bptest(m1)
m2 <- lm((diff(A_vista))~(diff(Futuro)), data=dados)
summary(m2)
dwtest(m2)
res.m2 <- m2$residuals
bptest(m2)
m3 <- lm((diff(A_vista))~(diff(Futuro))+
          lag((diff(A_vista)), 2), data=dados)
summary(m3)
dwtest(m3)
res.m3 <- m3$residuals
bptest(m3)
m4 <- lm(diff(A_vista)~diff(Futuro)+na.omit(lag(res.m1, 1)), data=dados)
summary(m4)
dwtest(m4)
res.m4 <- m4$residuals
bptest(m4)
m5 <- lm((diff(A_vista))~(diff(Futuro))+
          lag((diff(A_vista)), 2)+lag((diff(Futuro)), 1),
          data=dados)
summary(m5)
dwtest(m5)
res.m5 <- m5$residuals
bptest(m5)
#critério de seleção
AIC(m1)
AIC(m2)

```

AIC(m3)
AIC(m4)
AIC(m5)
BIC(m1)
BIC(m2)
BIC(m3)
BIC(m4)
BIC(m5)

APÊNDICE B – CORRELAÇÃO DE PEARSON

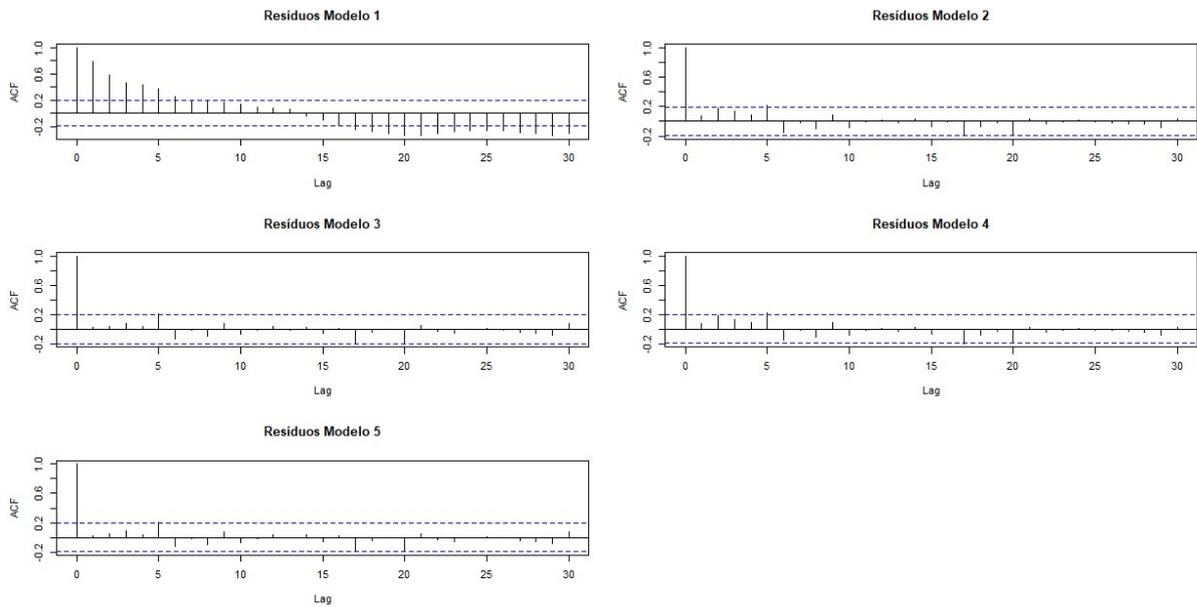
```
ggscatter(dados, x = "A_vista", y = "Futuro",  
          add = "reg.line", conf.int = TRUE,  
          cor.coef = TRUE, cor.method = "pearson",  
          xlab = "Preço à vista", ylab = "Preço futuro")
```



APÊNDICE C – ACF RESÍDUOS DOS MODELOS

```
par(mfrow=c(3,2))  
acf(res.m1, lag.max = 30, plot=TRUE, main="Resíduos Modelo 1")  
acf(res.m2, lag.max = 30, plot=TRUE, main="Resíduos Modelo 2")
```

```
acf(res.m3, lag.max = 30, plot=TRUE, main="Resíduos Modelo 3")
acf(res.m4, lag.max = 30, plot=TRUE, main="Resíduos Modelo 4")
acf(res.m5, lag.max = 30, plot=TRUE, main="Resíduos Modelo 5")
```



APÊNDICE D – ERRO PADRÃO ROBUSTO

```
library(lmtest)
library(sandwich)
coeftest(m1)
coeftest(m2)
coeftest(m3)
coeftest(m4)
coeftest(m5)
```

Equação	Erro padrão do coeficiente da ROH	
	Normal	Robusto
Modelo 1	0.02508	0.02507
Modelo 2	0.08031	0.08030
Modelo 3	0.08033	0.08033
Modelo 4	0.08104	0.08104
Modelo 5	0.08325	0.08325