

FUNDAÇÃO ESCOLA DE COMÉRCIO ÁLVARES PENTEADO

FECAP

CIÊNCIAS ECONÔMICAS

JOÃO PAULO SALES DE ALMEIDA

**EFICIÊNCIA DAS ESTRATÉGIAS DE HEDGE NO GERENCIAMENTO
DE RISCOS DO PREÇO DO BOI GORDO COM FUTUROS DA B3**

São Paulo

2020

JOÃO PAULO SALES DE ALMEIDA

**EFICIÊNCIA DAS ESTRATÉGIAS DE HEDGE NO GERENCIAMENTO
DE RISCOS DO PREÇO DO BOI GORDO COM FUTUROS DA B3**

Projeto de conclusão de curso apresentado à
Fundação Escola de Comércio Álvares
Penteado - FECAP, como parte dos requisitos
para a obtenção do título de bacharel em
Ciências Econômicas

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Nadja L. Heiderich

São Paulo

2020

JOÃO PAULO SALES DE ALMEIDA

**EFICIÊNCIA DAS ESTRATÉGIAS DE HEDGE NO GERENCIAMENTO
DE RISCOS DO PREÇO DO BOI GORDO COM FUTUROS DA B3**

Monografia apresentada ao Centro Universitário Álvares Penteado, como requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

COMISSÃO JULGADORA

Prof.

Prof.

Centro Universitário Álvares Penteado

Prof.^a Dr.^a Nadja L. Heiderich

Centro Universitário Álvares Penteado

Professor Orientador – Presidente da Banca Examinadora

São Paulo, seis de dezembro de 2020.

AGRADECIMENTOS

À Professora Doutora Nadja Lima Heiderich pelos ensinamentos e orientações durante a elaboração deste trabalho.

Ao Professor da Universidade de Uberlândia, Doutor Odilon José de Oliveira Neto, pelas valiosas sugestões e contribuições para este trabalho.

À Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado (FECAP) por fazer parte de minha história e aos professores pelos ensinamentos e orientações ao longo dos anos.

RESUMO

Esta pesquisa buscou analisar a eficiência de diferentes estratégias de *hedge* no gerenciamento de riscos de preços do boi gordo com a utilização de contratos futuros da B3. Para isso, foi levantado a série temporal de preços da arroba do boi gordo para o estudo junto ao Centro de Estudo Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e o preço no mercado futuro junto à B3. Sucessivamente, foram aplicadas e analisadas as estratégias sem aplicação do *hedge*, com *hedge* simples, também conhecido como *hedge* completo ou *full hedge*, e a estratégia de *hedge* de mínima variância, que determina um nível ótimo de contratos, para as praças de São Paulo (CEPEA/B3), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Cuiabá (MT) e Goiânia (GO). Em seguida, foi calculado a efetividade do *hedge*. A eficiência do *hedge* de mínima variância foi superior às outras estratégias, em que indica uma taxa ótima que maximize os resultados obtidos com as operações no mercado futuro.

Palavras-chave: *Hedge*, mercado futuro, boi gordo, mínima variância, gerenciamento de riscos.

ABSTRACT

This research seeks to analyze the efficiency of different hedging strategies in the management of cattle price risks through the use of B3 futures contracts. Therefore, the time series of prices of beef cattle for the study with the Center for Advanced Study in Applied Economics (CEPEA) and the futures market price with B3 was raised. Successively, strategies were applied and analyzed without hedge, simple hedge strategies, also known as full or full hedge, and the least variance hedge strategy for the São Paulo (CEPEA / B3), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Cuiabá (MT) and Goiânia (GO). Then, the hedge effectiveness was calculated. The efficiency of the minimum variance hedge was superior to the other strategies, which indicates an optimal rate that maximizes the results obtained with futures market operations.

Key words: *Hedge*, future Market, beef cattle, minimum variance, risk management.

Sumário

| | |
|--|----|
| 1 INTRODUÇÃO..... | 1 |
| 1.1 TEMA E DELIMITAÇÃO | 1 |
| 1.2 PROBLEMA DE PESQUISA..... | 2 |
| 1.3 OBJETIVOS..... | 2 |
| 1.3.1 OBJETIVO GERAL..... | 3 |
| 1.3.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS | 3 |
| 1.4 JUSTIFICATIVA | 3 |
| 1.5 REVISÃO DA LITERATURA | 4 |
| 1.5.1 MERCADO DE BOVINOS NO BRASIL..... | 4 |
| 1.5.2 USO DO HEDGE NO MERCADO AGROPECUÁRIO | 6 |
| 2 DELINEAMENTO METODOLÓGICO..... | 8 |
| 2.1 CONSTITUIÇÃO DE UMA CARTEIRA SINTÉTICA COM POSIÇÕES À VISTA E FUTURA | 8 |
| 2.2 MODELO DE <i>FULL HEDGE</i> | 9 |
| 2.3 HEDGE ÓTIMO DE MÍNIMA VARIÂNCIA | 10 |
| 2.4 EFICIÊNCIA DO HEDGE | 12 |
| 2.5 TESTE DE HIPÓTESES DOS DADOS | 12 |
| 2.5.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA | 12 |
| 2.5.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER..... | 15 |
| 2.5.3 TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO | 16 |
| 2.6 DADOS UTILIZADOS NA PESQUISA..... | 18 |
| 3. ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS | 20 |
| 3.1 ESTATÍSTICA DOS DADOS..... | 20 |
| 3.2 ANÁLISE DE SÉRIE TEMPORAL..... | 22 |
| 3.2.1 PERÍODO DE SAFRA | 22 |
| 3.2.2 PERÍODO DE ENTRESSAFRA | 25 |
| 3.3 ANÁLISE DO MODELO DE <i>HEDGE</i> ÓTIMO..... | 29 |
| 3.4 ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DE HEDGE | 30 |
| 4. CONCLUSÃO..... | 32 |
| 5 REFERÊNCIAS | 33 |

1 INTRODUÇÃO

1.1 TEMA E DELIMITAÇÃO

O mercado futuro é um dos ramos do mercado financeiro no qual se negociam contratos futuros padronizados, que segundo Hull (2016), “é um acordo entre duas partes de comprar e vender um ativo em uma determinada data no futuro por um preço específico”, ou seja, liquidados ou realizados em uma data futura estabelecida previamente, tendo se originado com a criação da primeira Bolsa de Mercados Futuros em Chicago, em 1848, a CBOT (*Chicago Board of Trade*), na qual, a princípio, reunia fazendeiros e comerciantes para padronizarem as negociações e preços dos grãos.

Com o passar dos anos, a CBOT se tornou o principal centro de negociações de contratos futuros de commodities, passando a ser referência de preços para as mercadorias agrícolas do mundo. A CBOT é controlada pela CME Group¹, no qual um dos principais ativos subjacentes dos contratos futuros negociados são commodities agrícolas.

No Brasil, as negociações dos contratos futuros padronizados são realizadas através da B3², criada em 2017, a partir da fusão entre a BM&FBOVESPA e CETIP, chegando a se tornar a terceira maior Bolsa de Derivativos do mundo, em 2018. A Bolsa brasileira oferece contratos futuros padronizados para commodities no Brasil, com liquidação financeira, onde um dos ativos subjacentes negociados é o boi gordo.

Com a dificuldade dos pecuaristas em definir uma produção que maximize seus lucros e de frigoríficos para definirem seu custo médio com sua principal matéria prima, devido ao cenário volátil do mercado de commodities, se faz necessário a utilização de um instrumento que traga equilíbrio nos preços para facilitar a gestão da bovinocultura de corte, seja para planejamentos de receita ou de custos. É neste panorama que se apresenta o *hedge*.

Uma grande parte dos players do mercado futuro são *hedgers*, porém há especuladores que buscam lucros financeiros com as oscilações dos preços futuros, com isso elevando-se o número de participantes no mercado, assim proporcionando maior liquidez aos contratos. Segundo Hull (2016), “um *hedge* perfeito é aquele que elimina completamente o risco”. Como um *hedge* perfeito dificilmente é possível, podemos definir a melhor estratégia que diminua os riscos e variações dos preços no mercado físico, maximizando os efeitos do *hedge*

¹ Disponível em: <<https://www.cmegroup.com/>>. Acesso em 01/10/2019.

² Disponível em: <<http://www.b3.com.br>>. Acesso em 01/10/2019.

em momentos específicos. Na operação de *hedge*, têm-se como instrumento fundamental o contrato futuro.

No que diz respeito sobre a gestão de riscos na pecuária, têm-se que essa se faz necessária devido ao preço do ativo estar geralmente exposto a níveis significativos de volatilidade, que pode ter origem na sazonalidade da produção, ou em outros eventos que afetam direta ou indiretamente o preço da arroba do boi gordo, o que torna a gestão de riscos relevante.

Esse gerenciamento é tido como fundamental para controlar o fluxo de caixa de uma empresa do ramo da agropecuária, pois, com um melhor planejamento em relação aos valores a serem comercializados, torna-se possível definir planejamentos de curto e médio prazo, que possam contribuir para maximização dos resultados dos pecuaristas e frigoríficos no setor de bovinos de corte, podendo assim administrar perdas potenciais relativas ao processo de comercialização futura. Sem essa ferramenta que garanta um preço esperado no futuro, todo esse processo ficaria mais complexo pelo fato de não ter um preço base de venda no caso do pecuarista e de compra, em relação ao frigorífico, na comercialização futura.

Pode-se definir estratégia como um método de atingir um objetivo e, nesse caso, definir a melhor estratégia dentre diversos cenários para o gerenciamento de riscos do preço da arroba do boi gordo, sendo assim, as operações de *hedge* se tornam um mecanismo para se atingir tal objetivo, que é a diminuição dos riscos futuros na comercialização de bovinos, dado um ambiente de incertezas que é o mercado de comercialização agrícola. Assim sendo, o objetivo fundamental do *hedge* é a mitigação dos riscos, daí a importância pela definição da melhor estratégia a ser utilizada.

1.2 PROBLEMA DE PESQUISA

Diante das indagações expostas acima, emerge o seguinte problema: **Qual seria a estratégia mais eficiente a ser utilizada por um *hedger* na gestão de riscos com contratos futuros disponíveis na B3?**

1.3 OBJETIVOS

O foco do estudo é analisar as estratégias de *hedge* disponíveis para os pecuarista e frigoríficos, no Brasil, que utilizam os contratos futuros da B3 para auxiliar na gestão de riscos, encontrando o método mais eficaz, dado as limitações, considerando as estratégias sem

aplicação do *hedge*, com *hedge* simples, também conhecido como *hedge* completo ou *full hedge*, e a estratégia de *hedge* ótimo de mínima variância.

Essa pesquisa pretende abordar as principais regiões do Brasil para o mercado de bovinos, levando em consideração a participação dos estados no mercado nacional. Para isso, utiliza-se como preço de base para os cálculos para o estado de São Paulo o índice ESALQ/B3, que é o principal indicador de liquidação da região e lastro para a liquidação dos contratos futuros da B3, o indicador de Campo Grande como referência de liquidação de bovinos no estado de Mato Grosso do Sul, o indicador do Triângulo Mineiro para o estado de Minas Gerais, o indicador de Cuiabá para o estado de Mato Grosso e o indicador de Goiânia, como referência para o estado de Goiás.

Após a análise dos tipos de estratégias de *hedge* e a elaboração dos testes de hipótese da pesquisa para validar o modelo de *hedge* ótimo, pretende-se apresentar a melhor estratégia a ser utilizada, podendo essa ser ou não aplicada por pecuaristas e frigoríficos de diferentes regiões do país.

1.3.1 OBJETIVO GERAL

Analisar a eficiência das estratégias sem *hedge*, *full hedge* e *hedge* ótimo de mínima variância no gerenciamento de riscos de preços do boi gordo com a utilização de contratos futuros da B3 para as principais regiões produtoras.

1.3.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- a) calcular individualmente cada estratégia citada nesse projeto;
- b) demonstrar através de cálculos individuais a eficiência de cada estratégia;
- c) avaliar cada estratégia de *hedge* e apontar a mais eficiente.

1.4 JUSTIFICATIVA

A execução da presente pesquisa se justifica pela necessidade do gerenciamento dos riscos de comercialização do boi gordo pelos pecuaristas e frigoríficos, visto que é fundamental, para efetuar um planejamento e gestão, estimativas de preços futuros a serem adotados. Daí a importância pela definição de uma estratégia adequada de *hedge*, o que se direciona a expectativas mais robustas de otimização dos resultados para os pecuaristas e frigoríficos.

As oscilações do preço no mercado à vista doméstico, a instabilidade político-econômica que afetam o comércio do ativo, alterações climáticas em determinados períodos (como a seca em determinada época do ano), sazonalidade na oferta, entre outros fatores, podem afetar o preço da arroba do boi gordo, dando um caráter flutuante ao preço, o que corrobora a importância de se gerenciar os riscos de maneira eficiente, encontrando-se inclusive o posicionamento ótimo em futuros, que permita a mitigação dos riscos de preços de bovinos para corte.

Embora algumas pesquisas ressaltem a importância de se realizar o hedge de ativos agrícolas, têm-se ainda poucas respostas sobre quais são as estratégias a serem adotadas, visto que a maioria das pesquisas são voltadas para praças específicas. Diante disto, nesta pesquisa, existe a preocupação em dar maior amplitude a discussão sobre o gerenciamento de riscos de preços de bovinos de corte e atualizar informações, ampliando para as principais praças produtoras do país.

1.5 REVISÃO DA LITERATURA

1.5.1 MERCADO DE BOVINOS NO BRASIL

A bovinocultura de corte é uma atividade significativa para a economia brasileira, tanto no contexto do mercado interno como no que tange às exportações, visto que o Brasil possui um consumo interno consolidado e se afirmou como um dos maiores produtores de proteína bovina e como o maior exportador de carne bovina do mundo. Pesquisas em genéticas, avanços no controle de pragas e doenças, com a melhora nas pastagens e o desenvolvimento de confinamento e semiconfinamento na pecuária nacional, alavancaram a produtividade brasileira e a qualidade do produto, tornando a carne brasileira mais competitiva no cenário internacional.

A Tabela 1 apresenta os principais estados produtores de bovinos do país e sua participação na produção nacional, sendo que o Mato Grosso lidera o volume de abates, representando 17,4% da produção nacional, em 2019, seguido por Mato Grosso do Sul com 11%, São Paulo com 10,3% e Goiás com 9,3% dos abates no país, no qual a região centro-oeste representa um pouco mais de um terço da produção nacional de bovinos.

TABELA 1 - VOLUME DE ANIMAIS ABATIDOS POR ESTADO (Nº DE CABEÇAS) E PARTICIPAÇÃO NO MERCADO NACIONAL EM 2019 (%)

| UF/País | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2019% |
|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------|
| Mato Grosso | 5.352.226 | 4.540.805 | 4.577.459 | 4.804.617 | 5.219.350 | 5.649.896 | 17,4% |
| Mato Grosso do Sul | 3.931.653 | 3.408.741 | 3.292.279 | 3.435.747 | 3.293.548 | 3.585.036 | 11,0% |
| São Paulo | 3.523.974 | 3.052.511 | 2.792.350 | 2.923.258 | 3.101.941 | 3.326.168 | 10,3% |
| Goiás | 3.409.851 | 3.060.939 | 2.824.306 | 3.179.805 | 3.207.705 | 3.013.431 | 9,3% |
| Minas Gerais | 3.240.379 | 2.840.812 | 2.469.873 | 2.766.901 | 2.804.442 | 2.846.455 | 8,8% |
| Pará | 2.624.231 | 2.647.762 | 2.724.137 | 2.637.183 | 2.691.134 | 2.411.342 | 7,4% |
| Rondônia | 2.004.591 | 1.904.823 | 2.191.620 | 2.288.467 | 2.414.392 | 2.392.309 | 7,4% |
| Rio Grande do Sul | 1.885.555 | 1.821.798 | 1.897.834 | 1.929.178 | 2.134.308 | 1.966.444 | 6,1% |
| Paraná | 1.450.453 | 1.246.820 | 1.198.329 | 1.283.978 | 1.441.473 | 1.452.174 | 4,5% |
| Bahia | 1.372.695 | 1.218.785 | 1.141.570 | 1.176.523 | 1.192.229 | 1.196.050 | 3,7% |
| Tocantins | 1.154.265 | 1.097.704 | 1.022.512 | 980.048 | 1.066.984 | 1.032.557 | 3,2% |
| Demais estados | 3.957.845 | 3.810.302 | 3.569.779 | 3.460.958 | 3.475.182 | 3.573.988 | 11,0% |
| Brasil | 33.907.718 | 30.651.802 | 29.702.048 | 30.866.663 | 32.042.688 | 32.445.850 | 100,0% |

Fonte: IBGE - Pesquisa Trimestral do Abate de Animais, 2020.

Em 2019, o Valor Bruto de Produção (VBP) do mercado de bovinos de corte foi de R\$ 90,34 bilhões, que representa aproximadamente 14,09% do VBP da agropecuária nacional, segundo o MAPA³, caracterizando a forte participação da bovinocultura no agronegócio nacional.

A Tabela 2 apresenta os principais destinos das exportações de carne bovina e demonstra a participação dos países no consumo do produto brasileiro em 2019.

TABELA 2 – CARNE BOVINA BRASILEIRA EXPORTADA (EM FOB US\$) POR PAÍS E A PARTICIPAÇÃO EM 2019 (%)

| Destino | 2018 | 2019 | 2019_% |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------|
| China | 1.486.828.418 | 2.685.449.708 | 41,02% |
| Hong Kong | 1.060.363.708 | 741.348.635 | 11,32% |
| Egito | 509.515.844 | 466.877.014 | 7,13% |
| Chile | 466.113.759 | 423.782.673 | 6,47% |
| Emirados Árabes Unidos | 146.528.163 | 259.717.550 | 3,97% |
| Irã | 318.491.360 | 228.209.458 | 3,49% |
| Rússia | 11.484.854 | 214.167.904 | 3,27% |
| Itália | 180.563.405 | 157.096.635 | 2,40% |
| Arábia Saudita | 154.318.932 | 141.347.220 | 2,16% |
| Demais países | 1.121.581.021 | 1.228.383.959 | 18,76% |
| Total | 5.455.789.464 | 6.546.380.756 | 100,00% |

Fonte: Secretaria de Comércio Exterior, Secex/MDIC, 2020.

³ Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

Conforme Tabela 2, a China e Hong Kong são os principais destinos para a carne bovina brasileira, representando aproximadamente 52% da exportação da proteína para a região asiática, no qual houve um aumento de 80,6% da importação dos chineses, evidenciando o aumento de relações comerciais com a região asiática.

1.5.2 USO DO HEDGE NO MERCADO AGROPECUÁRIO

Devido a importância do *hedge* para a gestão de riscos da agropecuária no Brasil, diversos pesquisadores demonstraram interesse sobre o assunto.

Souza et al. (2017) destaca a necessidade de se utilizar mecanismos de mercado para gestão de risco de preço de um ativo devido à volatilidade e o novo regime de preços, a partir da crise de 2008. Ele ressaltou a eficiência dos *hedges* estático e dinâmico em relação a outras estratégias, no qual o último, possibilita a calibragem das taxas de *hedge* intertemporais, diminuindo os custos operacionais, cujo o ativo pesquisado foi o café.

Silveira (2002) observou, em relação à efetividade do *hedge*, o risco do preço pode ser reduzido em cerca de 50% com a tomada de posição em contratos futuros de boi gordo na proporção de *hedge* ótimo. No entanto, o autor aponta que no *cross hedge* houve uma efetividade baixa de aproximadamente 1,5%, concluindo que a proteção contra riscos de preço do boi gordo ocorre de forma eficiente, já a proteção contra movimentos adversos nos preços do bezerro possui uma baixa efetividade, para as praças pesquisadas.

Oliveira Neto e Figueiredo (2008) concluem que com a efetividade das operações de *hedge* da arroba do boi gordo, há uma diminuição de aproximadamente 90% do risco, determinando a relevância do uso das operações de *hedge* no mercado futuro, para o estado de Goiás.

Rodrigues (2015) ao utilizar a não linearidade e razão de variância, encontrou elevadas rejeições à hipótese de diferença martingal⁴ que se encontra nos mercados em que as intervenções governamentais se fazem presentes, como o milho e etanol. Nos mercados do café, boi gordo e soja ocorreram menores rejeições à hipótese martingal e houve maior eficiência informacional. Ele reitera que essas evidências consistentes com a hipótese adaptativa dos mercados justificam operações de *hedge* dinâmicas, bem como a gerência de carteiras de forma ativa.

⁴ Martingal: é uma sequência de variáveis aleatórias.

Maia e Aguiar (2010) avaliaram os retornos e riscos das estratégias de *hedge* para as produtoras de soja, no Brasil, que utilizam futuros da CBOT e concluíram que os contratos de soja apresentam diferentes possibilidades de retorno em função do tipo de *hedge*, do período e do contrato utilizado.

Júnior et al. (2015) tiveram como objetivo analisar a efetividade das operações de *hedge* do milho, no mercado futuro da antiga BM&Fbovespa, para as principais praças do Brasil, e de acordo com os resultados obtidos sugeriram que as operações de *hedge* com futuros são efetivas na mitigação dos riscos na comercialização do milho, utilizando o modelo de variância mínima.

Cruz e Lima (2009) evidenciaram que o contrato futuro de boi gordo da antiga BM&F é efetivo nas estratégias de gestão de riscos do mercado físico do estado de São Paulo, indicando que os mercados físicos e futuros são cointegrados e que há causalidade bidirecional entre preços *spot* e futuro de boi gordo.

Martins e Aguiar (2004) com o objetivo de examinar a proteção oferecida pelos contratos futuros da CBOT aos *hedgers* brasileiros de soja, mostraram que os resultados dos contratos no segundo semestre são mais efetivos e, além disso, as quebras da safra norte-americana podem fazer com que os contratos se tornem efetivos, pelo fato de aumentar a procura pela mercadoria brasileira e que os locais mais próximos dos portos de exportação possuem maior efetividade.

Harzer et al. (2012) buscou estimar os coeficientes da razão ótima de hedge e sua efetividade para o mercado de café. Como metodologia, utilizou o modelo de mínima variância para determinar a quantidade ótima de contratos futuros, identificando uma eficácia acima de 80% para os contratos de março e de 50% para os contratos que possuem o vencimento do contrato de café em julho.

Silveira et al. (2012) analisou o uso restrito dos contratos futuros entre os cafeicultores brasileiros, verificando os fatores que interferem na decisão do uso de derivativos com a aplicação de um questionário para uma amostra de cafeicultores e utilizando o modelo de mínima variância para identificar a eficiência dos contratos futuros da BM&FBovespa e ICE Futures para o mercado de café brasileiro.

Ederington (1979) elaborou o método de hedge ótimo, partindo das variações dos preços à vista e futuros, e, a partir dessas variações, utilizou a estrutura de mínima variância, aplicando em uma carteira com posições à vista e futura, em que o modelo busca minimizar os desvios dos retornos a partir de uma taxa ótima de hedge.

Myers e Thompson (1989) desenvolveram uma abordagem generalizada para estimar as taxas ótimas de hedge, a partir do modelo de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). Aplicando para o mercado de milho, soja e trigo, verificaram que o método leva a estimativas razoavelmente precisas, sugerindo ainda que, quando os preços de commodities forem não-estacionários em nível, é ideal estimar a taxa ótima de hedge utilizando um modelo em primeira diferença para tornar as séries estacionárias.

Em síntese, as pesquisas acadêmicas aceitam a utilização dos contratos futuros para a gestão de riscos do preço dos ativos agrícolas, em especial o preço da arroba do boi gordo, conforme citações anteriores. Mesmo com as pesquisas sobre o risco dos preços das commodities agrícolas, suas respectivas estratégias de *hedge*, o risco de base, sazonalidades e especulações dos *players*, destacam-se poucas pesquisas aplicadas sobre as questões abordadas.

2 DELINEAMENTO METODOLÓGICO

A metodologia utilizada nessa pesquisa é quantitativa, sendo os procedimentos matemáticos com fonte bibliográfica de Ederington (1979), Myers e Thompson (1989), Figueiredo (2002) e Hull (2016).

2.1 CONSTITUIÇÃO DE UMA CARTEIRA SINTÉTICA COM POSIÇÕES À VISTA E FUTURA

Adotando as premissas cujo objetivo tanto do pecuarista quanto do frigorífico seja maximizar sua riqueza – pelo aumento dos retornos ou pela mitigação do risco – busca-se adotar uma carteira sintética com posição à vista e futura, isto é, no caso do pecuarista que possui o boi em fase de engorda na fazenda e planeja quando vendê-lo, esse pode vender contratos futuros que representem a mesma magnitude do volume em arrobas representativo dos animais.

Por outro lado, o frigorífico, já sabendo os períodos de suas escalas, pode adquirir contratos futuros que representem o volume de arrobas de boi gordo que irá adquirir no futuro.

Esse método é denominado *Full hedge*, e tem em vista minimizar o risco de variação do preço no mercado físico.

São desconsiderados os custos de transação, de carregamento e os impostos.

O retorno esperado de um pecuarista, isto é, um player com posição de hedge de venda, com um portfólio no qual há uma posição à vista e futura, pode ser mensurado pela seguinte equação:

$$E(Rc) = S.(Pt - Pt + 1) + F.(ft - ft + 1) \quad (1)$$

Onde:

$E(Rc)$ = Retorno esperado da carteira sintética
 S = Volume da posição à vista, isto é, o volume de arrobas
 F = Volume da posição em contratos futuros
 P_{t+1} = Preço à vista no período de liquidação financeira
 P_t = preço à vista no período de contratação da trava
 f_{t+1} = Preço de liquidação do contrato futuro
 f_t = Preço da trava

Já o retorno esperado de um frigorífico, isto é, um player com posição de hedge de compra, com o mesmo portfólio é:

$$E(Rc) = S.(Pt + 1 - Pt) - F.(ft - ft + 1) \quad (2)$$

Desse modo, para comparar a eficiência de se realizar um *hedge*, serão analisados três portfólios constituídos.

Dado que o objetivo dos *hedgers* é diminuir um risco específico, como uma flutuação futura dos preços, conforme descreve Hull (2016), a métrica utilizada para a comparação de efetividade de um *hedge* é o desvio-padrão⁵, isto é, uma medida de dispersão de um conjunto de dados calculada em relação à média das observações, sendo que quanto maior o desvio padrão, maior a dispersão dos dados em relação à média do conjunto de dados, sendo o desvio-padrão a raiz quadrada da variância, conforme Bussab e Morettin (2018).

O parâmetro comparativo para a avaliação dos métodos de *Full hedge* e *hedge* ótimo foi o desvio-padrão do portfólio sem *hedge*, ou seja, o desvio padrão do preço spot.

2.2 MODELO DE FULL HEDGE

O método de *hedge* simples diz respeito a uma posição em contratos futuros para cada posição à vista, igualando a posição futura com a posição no mercado físico, sem considerar a variação temporal. Este método é mensurado da seguinte maneira:

$$E(Rc) = E(Rs) - E(Rf)$$

$$E(Rs) = E(Rf) \quad (3)$$

Onde:

$E(Rs)$ = Retorno esperado da posição à vista
 $E(Rf)$ = Retorno esperado da posição com contratos futuros

⁵ Por escolha do autor para comparação.

Assim, a estratégia com *hedge* simples equivale à exposição exclusiva ao risco de base, isto é, exposto apenas a diferença entre o preço à vista e o preço futuro da trava realizada.

A variância da carteira sintética com *full hedge* na equação 4 representa a variância da base, conforme Souza (2017), sendo o desvio-padrão a equação 5.

$$S^2(Rc) = S^2s + S^2f - 2.Cov \quad (4)$$

Onde:

S^2s = Variância dos preços spot

S^2f = Variância dos preços futuros

Cov = Covariância entre os preços à vista e futuros

$$S(Rc) = \sqrt{S^2(Rc)} \quad (5)$$

Onde:

$S(Rc)$ = desvio-padrão da carteira

2.3 HEDGE ÓTIMO DE MÍNIMA VARIÂNCIA

Sobre o modelo de *hedge* de mínima variância, Figueiredo (2002), afirma que “essa técnica busca maximizar a eficiência da proteção obtida, quando usamos contratos futuros, procurando adequar eventuais perdas a ganhos financeiros no *hedge*”. A estratégia no final, gera um resultado entre o preço spot do mercado físico e o contrato futuro na data de contratação da proteção, mitigando o risco financeiro e, assim, atingindo uma proteção mais eficiente.

Em suma, a estratégia consiste em determinar uma quantidade ótima de contratos futuros na abertura de uma posição, tratando-se na equação 6.

$$N = h^* \cdot \frac{T}{t} \quad (6)$$

Onde:

N = número ótimo de contratos

h^* = razão ótima de *hedge*

T = tamanho da exposição

t = tamanho do contrato futuro

O cálculo de h^* é demonstrado do seguinte modo:

$$h^* = \rho \cdot \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (7)$$

Onde:

h^* = razão ótima de *hedge*

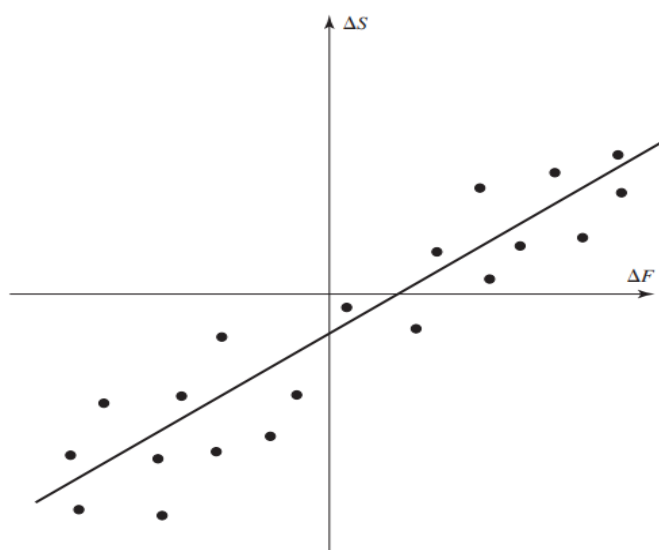
ρ = coeficiente de correlação entre Δs e Δf

σ_s = desvio padrão da variação do preço à vista (Δs)

σ_f = desvio padrão da variação do preço futuro (Δf)

Os parâmetros ρ , σ_s e σ_f são estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou OLS (*Ordinary Least Squares*), conforme Hull (2016), através das séries históricas de variações dos preços à vista e dos contratos futuros, obtendo h^* que representa o coeficiente angular ou de inclinação da reta da regressão obtida, apresentação na Figura 1.

FIGURA 1 - MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS



FONTE: HULL (2016).

Os pontos na figura são os valores efetivamente observados da variável de interesse, ou seja, os valores reais, a reta corresponde a estimativa desses valores dada pela regressão, já os desvios entre os pontos e a reta corresponde ao erro da estimativa, isto é, a diferença entre o valor estimado e o valor real da variável, no qual o estimador MQO faz com que a soma total da distância entre os pontos e a reta seja a menor possível.

$$\Delta S = \alpha + h\Delta f + u \quad (8)$$

Onde:

ΔS = variação no preço à vista

Δf = variação no preço do contrato futuro

α = parâmetro constante, isto é, não depende de Δf

h = inclinação da reta, isto é, a razão ótima de *hedge*

u = a variação de ΔS que não é explicada pelo modelo (*unknown*)

No tocante ao cálculo da efetividade dessa estratégia, conforme Hull, “A efetividade do *hedge* pode ser definida como a proporção da variância que é eliminada pelo *hedge*”. Ou

seja, esse modelo visa minimizar o desvio padrão do preço, cujo valor é determinado pelo R^2 da regressão de ΔS frente a Δf , que é igual a ρ^2 . A efetividade é definida pela equação 9.

$$e = \rho^2 \quad (9)$$

Onde:

e = eficiência do *Hedge*

ρ^2 = coeficiente de correlação entre Δs e Δf

2.4 EFICIÊNCIA DO HEDGE

O nível de eficiência do portfólio é obtido a partir do cálculo das variâncias dos portfólios com *hedge* e sem *hedge*, conforme a equação 10.

$$e = \frac{\sigma^2_s - \sigma^2(h.f)}{\sigma^2_s} \rightarrow e = 1 - \frac{\sigma^2(h.f)}{\sigma^2_s} \quad (10)$$

Onde:

σ^2_s = variância do portfólio sem hedge

$\sigma^2(h.f)$ = variância do portfólio com *hedge*

O valor de e será um número entre zero e um ($0 < e < 1$), isto é, a efetividade do *hedge* varia de zero até um, no qual quando o valor tender a um ($e \rightarrow 1$), a efetividade do *hedge* será alta, ou seja, quanto maior o nível de correlação, maior a eficácia. Já se o valor de e tender a zero ($e \rightarrow 0$), a efetividade do *hedge* será baixa, tornando o instrumento financeiro ineficiente.

2.5 TESTE DE HIPÓTESES DOS DADOS

Os testes de hipóteses das observações das variáveis em estudo corroboram para validar se a estratégia de mínima variância com a utilização do MQO é factível para a aplicação no mercado de bovinocultura de corte, utilizando como fonte bibliográfica Gujarati (2011) e Wooldridge (2016).

2.5.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Um processo estocástico estacionário numa série temporal é aquele em que suas distribuições e comportamento não variam no decorrer do tempo, já o processo não-estacionário possui suas estatísticas variantes ao longo de uma série de tempo.

Conforme Gujarati (2011), “A distinção entre processos estocásticos (aleatórios) estacionários e não-estacionários possui um aspecto essencial relacionado ao fato de a tendência (a lenta evolução de longo prazo da série temporal), observada nas séries temporais

ser determinística ou estocástica”. Se temos uma tendência que oscila de forma aleatória em torno de um padrão de crescimento em uma dada série de tempo, se trata de uma tendência estacionária, sendo uma função determinística de tempo, caso não seja previsível e sua variação ao longo do tempo seja aleatória e não fixa, observamos então uma tendência estocástica.

Há casos em que uma série de tempo apresenta uma tendência geral, isto é, apresentando, de forma simultânea, os dois tipos de tendência, a determinística e a estocástica.

Wooldridge (2016) exemplifica que para entendermos a relação entre variáveis utilizando regressão temporal, há a necessidade de pressupor uma estabilidade de longo prazo, e com isso, tornando factível descobrir como a mudança de uma variável irá afetar outra variável ao longo do tempo.

Segundo Gujarati (2011), “um processo estocástico é considerado estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos”. Myers e Thompson (1989) afirmam que mesmo que os dados em nível sejam não-estacionários, o ideal é estimar a regressão em primeira diferença para tornar a série estacionária, no mercado de commodities. Temos as propriedades de uma série estacionária nas equações 11, 12 e 13.

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (11)$$

$$\text{Variância: } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (12)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (13)$$

Em síntese, se uma série temporal for estacionária, a média, variância e covariância (em variadas defasagens) permanecerão as mesmas, não importa em que ponto calculemos, ou seja, elas serão invariantes no tempo, não se desviando de forma expressiva de seu valor médio.

Caso estivermos lidando com uma série não-estacionária, suas estatísticas serão variáveis com o tempo. Um termo clássico é o modelo de passeio aleatório (*Random-Walk*), conhecido na literatura como um processo de raiz unitária.

Podemos determinar o modelo de passeio aleatório, conforme Gujarati (2011), como:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (14)$$

Onde:

$|\rho| = 1$, se trata de um processo não-estacionário, com raiz unitária

$|\rho| < 1$, se trata de um processo estacionário, sem raiz unitária

ut = termo de erro de ruído branco (*white noise*)

Conforme Gujarati (2011), caso a equação 14 seja estimada por MQO e o teste *t* de *student* seja realizado, será por consequência enviesado caso haja uma raiz unitária. Com isso é necessário manipular a equação 14, com a aplicação de Y_{t-1} , isto é, a primeira diferença.

$$Y_t - Y_{t+1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + ut \quad (15)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + ut \quad (16)$$

Considerando que $\lambda = (\rho - 1)$:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + ut \quad (17)$$

Onde:

$\lambda = 0$, se trata de um processo não-estacionário, com raiz unitária

$\lambda < 0$, se trata de um processo estacionário, sem raiz unitária

Sob a hipótese nula ($\lambda = 0$), o valor estimado de Y_{t-1} não segue a distribuição *t*, isto é, não possui uma distribuição assintótica normal, conforme Gujarati (2011). Para isso, Dickey-Fuller (DF) desenvolveram a estatística τ (tau), tabelando os valores críticos através da simulação de Monte Carlo. A estatística do teste se dá por:

$$\tau = \frac{\lambda}{\sigma_\lambda} \quad (18)$$

Onde:

σ_λ = desvio-padrão do erro de lambda

O critério de decisão da estatística τ (tau), em que τ é o valor calculado e τ_c é o valor crítico tabulado por DF, se dá pela seguinte forma:

Se $\tau > \tau_c$, não rejeita a hipótese nula, no qual se trata de uma série não-estacionária.

Se $\tau < \tau_c$, rejeita-se a hipótese nula, em que se trata de uma série estacionária.

Segundo Gujarati (2011), caso a hipótese de que $\lambda = 0$ seja rejeitada, teremos uma série temporal estacionária e, com isso, pode-se aplicar o teste com distribuição *t* de *student*. Testa-se então, as seguintes hipóteses:

H0: se $\lambda = 0$, há uma raiz unitária, no qual este tipo de processo é denominado de não-estacionário, em que se trata de uma tendência estocástica;

H1: se $\lambda < 0$, não há raiz unitária, no qual este tipo de processo é chamado de estacionário, sendo factível a observação de uma tendência determinística.

A partir do teste de hipótese, é admitido, conforme Gujarati (2016), que o termo de erro u_t era não correlacionado. Entretanto, para os modelos em que os termos de erro são correlacionados, Dickey e Fuller desenvolveram um teste para identificar estes casos, o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Nesse teste, são consideradas defasagens a partir da primeira ordem, eliminando-se o problema de correlação serial dos termos de erro, caso possua, estimando a seguinte equação, para *Random-Walk* puro:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} - \varepsilon_t \quad (19)$$

A equação 18 leva em conta a quantidade de termos de diferenças defasados a serem incluídos suficientes para que o termo de erro ε_t seja serialmente não correlacionado e, com isso, obtendo uma estimação de λ não viesada.

2.5.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER

Gujarati (2011) afirma que, “a regressão de uma série temporal não-estacionária em outra série não-estacionária pode produzir uma regressão espúria”. Quando se busca por relações entre séries temporais, pode vir a incorrer o problema de regressão espúria se as séries analisadas sejam não-estacionárias. Como explicado no item anterior, a alternativa adotada nessa pesquisa caso se depare com uma série não-estacionária é a aplicação nas variáveis a primeira diferença, até tornar as variáveis em questão uma série estacionária. O problema de aplicar a diferença nas séries de tempo é que se pode perder as informações de tendência de longo prazo, tornando a regressão relevante apenas para o período de curto prazo.

Conforme Gujarati (2011), quando é submetido os resíduos ao teste de raiz unitária e seu resultado apresente que é estacionária, considera-se que as séries são integradas I(0) e, mesmo que as séries sejam individualmente integradas de ordem um I(1), ou seja, possuam tendência estocástica, a combinação linear é integrada I(0), tornando a regressão significativa, isto é, não espúria e que as duas variáveis são cointegradas.

Quando tratamos duas séries como cointegradas, temos que há uma tendência estocástica comum, no qual ambas se cancelam mutuamente; há uma relação de equilíbrio no

longo prazo, em que mesmo com a aplicação do operador de diferenças, essa relação se mantém; os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo são transientes, isto é, possuem característica não fixa e transitória e a regressão entre duas variáveis não é espúria.

Considerando que Y_t e X_t possuem ordem de integração $I(1)$, se há uma combinação linear entre as variáveis, isto é, que o termo de erro seja $I(0)$, então a série de tempo será cointegrada, conforme dito anteriormente. Conforme Gujarati (2011), dada a regressão por MQO estimada, teremos os seguintes resultados que explicam Y_t :

$$Y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_t + u_t \quad (20)$$

$$u_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t \quad (21)$$

Se o termo de erro u_t for estacionário, dada a combinação linear de Y_t e X_t , a tendência estocástica se torna nula para o resíduo, levando a conclusão de que no longo prazo, há uma relação de equilíbrio entre as variáveis.

Considerando que $Y_t \sim I(d > 0)$ e $X_t \sim I(d > 0)$, ou seja, que as variáveis possuem ordem de integração maior do que zero, temos que:

- Y_t e X_t serão cointegradas caso o resíduo $u_t \sim I(0)$.
- Y_t e X_t não serão cointegradas caso o resíduo $u_t \sim I(d > 1)$.

O teste para verificar se as séries são cointegradas é semelhante ao teste da raiz unitária, no qual a diferença é que será aplicado o teste ADF sobre a série dos resíduos da regressão do preço spot contra o preço futuro, conhecido na literatura como CRADF (*Cointegrated Residuals Augmented Dickey-Fuller*), em que possui as mesmas hipóteses nula e alternativa e utiliza a estatística de teste τ (tau).

2.5.3 TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO

Nas palavras de Gujarati (2011), autocorrelação é definida como “uma correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo” e “uma correlação defasada entre determinada série com ela mesma, com uma defasagem de algumas unidades de tempo”. Pode-se observar que, caso uma perturbação em um determinado período t afete o período seguinte $t+1$, isto é, as observações sucessivas se mostrarem interdependentes entre si, isto é, temos que $E(u_t, u_{t-1}) \neq 0$, tem-se um problema de autocorrelação na série de tempo.

Quando temos uma série temporal em que as variáveis dependente e independente são não-estacionárias e o erro da regressão seja não-estacionário, tem-se que os resíduos apresentem autocorrelação, conforme Gujarati (2011).

Dado a aplicação da primeira diferença, tem-se que os termos de erro no período t são gerados a partir de uma estimação do coeficiente de autocovariância multiplicado pelo valor de t no período anterior ($t-1$), isto é, de sua própria defasagem do período anterior, e com uma adição de um resíduo aleatório (ε), conforme a equação 22.

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 < \rho < 1 \quad (22)$$

Onde:

ρ = coeficiente de autocovariância

ε_t = termo de erro estocástico (*white noise*)

O teste dw de Durbin-Watson, conforme Wooldridge (2016), é o teste mais popular para se detectar níveis de autocorrelação, com base nos resíduos estimados do modelo MQO, definido conforme a equação 23.

$$dw = \frac{\sum_{t=2}^n (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2}$$

$$dw = \frac{\sum u_t^2 + \sum u_{t-1}^2 - 2 \sum u_t u_{t-1}}{\sum u_t^2} \quad (23)$$

Conforme Gujarati (2011), considerando que $\sum u_t^2$ e $\sum u_{t-1}^2$ diferem em apenas uma observação, pode-se considerar que são aproximadamente iguais ($\sum u_t^2 \approx \sum u_{t-1}^2$), pode-se rearranjar a equação 23 da seguinte forma:

$$dw \approx 2 \left(1 - \frac{\sum u_t u_{t-1}}{\sum u_t^2} \right) \quad (24)$$

Considerando que:

$$\hat{\rho} \approx \frac{\sum u_t u_{t-1}}{\sum u_t^2} \quad (25)$$

Aplicando a equação 25 na equação 24, tem-se que:

$$dw \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad 0 \leq d \leq 4 \quad (26)$$

As hipóteses a serem testadas são:

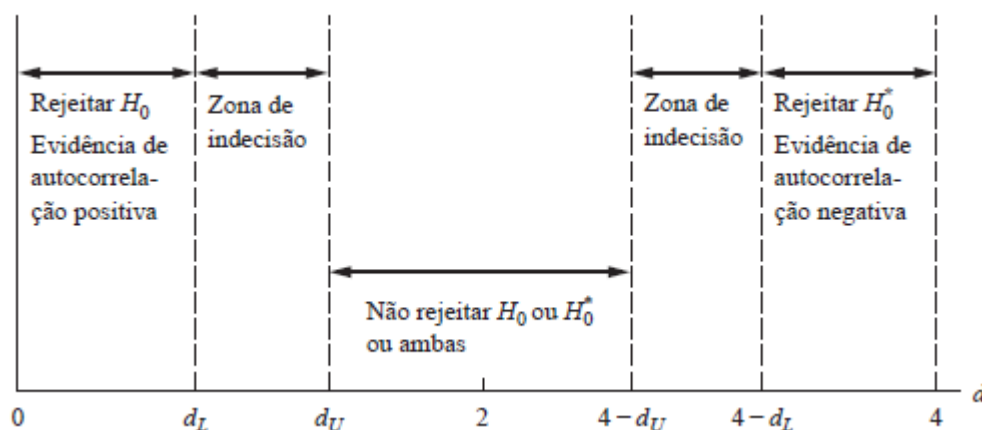
H_0 : se $\approx \hat{\rho} 0$, o valor de $dw \approx 2$, logo não se rejeita a hipótese nula, obtendo então uma série com nenhuma autocorrelação (tanto positiva quanto negativa).

H1: se $\hat{\rho} > 0$, com $\hat{\rho} \rightarrow 1$, o valor de $dw \rightarrow 0$, logo se rejeita a hipótese nula, estando então com uma presença de autocorrelação positiva nos dados.

H1*: se $\hat{\rho} < 0$, com $\hat{\rho} \rightarrow -1$, o valor de $dw \rightarrow 4$, logo se rejeita a hipótese nula, estando então com uma presença de autocorrelação negativa nos dados.

Segundo Gujarati (2011), Durbin e Watson conseguiram determinar valores para comparar o valor de dw com dois limites críticos, um inferior e outro superior, em que o limite inferior é denominado como d_L e o limite superior como d_U , conhecido na literatura como uma zona de indecisão. Durbin e Watson tabularam os valores dos limites para o nível de significância de 5%, no qual dependem apenas do número de observações e do número de variáveis explanatórias, conhecida como variável independente na maioria das literaturas. A Figura 2 sintetiza a tomada de decisão em relação a esse teste.

FIGURA 2 – ESTATÍSTICA DE DURBIN-WATSON



FONTE: GUJARATI (2011).

Caso o valor de dw caia na zona de indecisão, não é possível concluir se há ou não um problema de autocorrelação, segundo Gujarati (2011).

2.6 DADOS UTILIZADOS NA PESQUISA

Serão utilizadas as séries históricas de preços diários da arroba do boi gordo (R\$/arroba) disponíveis pelo CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada), com preços adequados para a análise econômica, sendo um estudo das praças de São Paulo (SP) (indicador CEPEA/B3), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Cuiabá (MT) e Goiânia (GO). Foram utilizados para os contratos futuros a série histórica dos preços diários de fechamento do boi gordo, do pregão da B3.

O período analisado ficou compreendido entre 2014 à 2019, escolhido devido à acessibilidade dos dados e por englobar um cenário recente, com acontecimentos que afetaram diretamente o preço do ativo, como o início da recessão econômica no Brasil, em 2014; as fortes quedas no PIB (Produto Interno Bruto), em 2015 e 2016; a operação deflagrada da Polícia Federal, em 2017, denominada “carne fraca”, a qual acusava as maiores empresas do setor de adulterar seus produtos; e a retomada da economia brasileira, em 2018, e o aumento das exportações de carne *in natura* para o mercado chinês.

Os cálculos são feitos para dois períodos do ano: (i) o período considerado a safra do boi gordo, no qual os animais são finalizados em pasto, considerando o contrato futuro do mês de maio como amostra a ser analisada, visto que o mês é o pico do período; e (ii) o período considerado a entressafra do boi gordo, no qual os animais são finalizados normalmente em confinamento e semiconfinamento, devido as baixas qualidades do pasto no inverno, considerando o contrato futuro do mês de outubro como amostra a ser analisada, dado que o mês normalmente é o ápice do período.

Tomando como premissa, considera-se o início da trava da safra o início do ano no mês de fevereiro, pois como o pasto não possui um custo crescente com o confinamento, então pode-se alocar os animais por um período maior na engorda dos bovinos a pasto. Já na entressafra, isto é, bois finalizados por meio de confinamento, adota-se o período médio de engorda de 120 dias, sendo a trava realizada no início do mês de julho, para liquidação em outubro.

No Quadro 1 é demonstrado a estrutura de contrato futuro oferecido para negociação na B3, que contém o ativo negociado e suas especificações, como a quantidade de arrobas por contrato, sua forma de liquidação, entre outras informações de estrutura do contrato.

QUADRO 1: ESPECIFICAÇÕES DO CONTRATO FUTURO DO BOI GORDO DISPONÍVEL NA B3

Características técnicas do contrato futuro do boi gordo

| | |
|-------------------------------|--|
| Objeto de negociação | Bovinos machos, com 16 arrobas líquidas ou mais de carcaça e idade máxima de 42 meses. |
| Código de negociação | BGI |
| Tamanho do contrato | 330 arrobas líquidas. |
| Cotação | Reais por arroba líquida, com duas casas decimais. |
| Variação mínima de apregoação | R\$ 0,05. |
| Lote padrão | 1 contrato. |
| Último dia de negociação | Última sessão de negociação do mês de vencimento do contrato. |
| Data de vencimento | Última sessão de negociação do mês de vencimento do contrato. |
| Meses de vencimento | Todos os meses. |
| Liquidação no vencimento | Financeira. |

Fonte: B3, 2020.

3. ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS

A presente seção apresenta a aplicação da metodologia do item 2 com a utilização dos dados descritos no item 2.6.

3.1 ESTATÍSTICA DOS DADOS

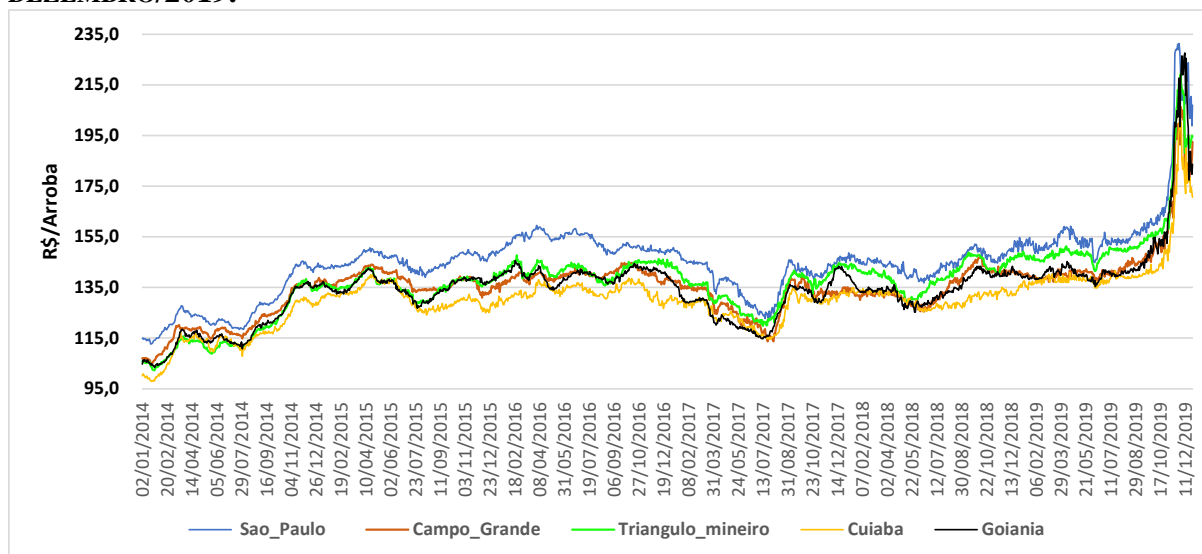
A presente seção é a aplicação do referencial da metodologia e dos dados descritos anteriormente.

Na primeira etapa, demonstra a série histórica dos preços do boi gordo no mercado físico no período em estudo das praças de São Paulo (CEPEA/B3), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Cuiabá (MT) e Goiânia (GO). Nota-se um crescente aumento dos preços entre o início de 2014 até o mês de maio de junho de 2016 (período referente ao fim da safra do boi gordo), no entanto, no final de 2016 e o início de 2017 já está em declínio os preços das respectivas praças, e, com a operação da polícia federal denominada “carne fraca”, os preços chegaram a cair em média 8%, período no qual os principais importadores da carne brasileira, como a China e Hong Kong impuseram restrições temporárias no período ao produto brasileiro.

O envolvimento de 21 frigoríficos, sendo um deles a JBS, uma das maiores empresas de alimento do mundo e um dos principais fornecedores de proteína bovina e derivados, prejudicando a produção do setor. Com a retomada das exportações, a demanda por bovinos reaqueceu, elevando-se os preços da arroba do boi gordo no segundo semestre de 2017.

Com o aumento da demanda da China pela carne brasileira, devido as restrições de oferta da carne suína do país asiático, ocorreu um choque nos preços do boi gordo gerando um aumento em torno de 40% em 2019. O Gráfico 1 representa o movimento dos preços nas praças em estudo ao longo do tempo.

GRÁFICO 1 - A SÉRIE HISTÓRICA DOS PREÇOS CORRENTES DO BOI GORDO NO MERCADO FÍSICO DAS PRAÇAS DE SÃO PAULO (CEPEA/B3), CAMPO GRANDE (MS), TRIÂNGULO MINEIRO (MG), CUIABÁ (MT) E GOIÂNIA (GO). PERÍODO ENTRE JANEIRO/2014 – DEZEMBRO/2019.



Fonte: CEPEA e B3. Elaborado pelo autor.

A seguir, foi elaborada uma síntese de dados estatísticos descritivos, na Tabela 3, no qual são descritos os preços máximos, mínimos, médios e os desvios-padrões anuais para as praças em análise.

TABELA 3 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS PREÇOS DAS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA (EM R\$)

| Praça | Mínimo | Máximo | Média | Mediana | DP |
|-------------------|--------|--------|--------|---------|-------|
| São Paulo | 112,60 | 231,30 | 145,10 | 145,80 | 14,91 |
| Campo Grande | 104,40 | 206,30 | 135,20 | 137,10 | 12,06 |
| Triângulo Mineiro | 102,30 | 219,20 | 137,40 | 138,50 | 14,73 |
| Cuiabá | 97,87 | 204,80 | 130,00 | 131,10 | 11,49 |
| Goiânia | 103,50 | 227,60 | 134,40 | 136,00 | 14,22 |

Fonte: CEPEA. Elaborado pelo autor.

No ano de 2015, houve uma queda em torno de 9,6% do volume de abates de bovinos no Brasil em relação à 2014, devido ao início de recessão vivida no país, no qual houve uma queda no PIB (Produto Interno Bruto) de 3,5%, prejudicando o poder de compra do consumidor no mercado doméstico. Isto levou a uma queda na demanda dos frigoríficos por animais, que culminou na queda da produção. Com a diminuição da oferta de animais registrada em 2015, houve um aumento dos preços, em todas as praças em estudo, retomando o crescimento da oferta por parte dos pecuaristas em 2017, em torno de 3,9%, reflexo dos preços elevados da arroba em 2016, um dos estímulos para a retomada da produção.

3.2 ANÁLISE DE SÉRIE TEMPORAL

Apresenta-se nesse tópico a avaliação dos dados da série temporal, com o objetivo de identificar se as variáveis possuem raiz unitária, através do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e verificar se as séries são estacionárias ou não-estacionárias e a realização do teste de cointegração de Engle-Granger para identificar se os resíduos das regressões possuem raiz unitária e se são cointegradas no longo prazo.

3.2.1 PERÍODO DE SAFRA

Na Tabela 3, foram tabulados os resultados obtidos através do teste ADF para o contrato futuro de maio e para as praças em análise, testando o modelo sem constante (passeio aleatório), com constante (passeio aleatório com deslocamento) e com constante em torno de uma tendência determinística, em que a análise da estatística tau se dá pela interpretação do P-valor assintótico.

TABELA 3 – TESTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER SEM CONSTANTE, COM CONSTANTE E E COM CONSTANTE E TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA APLICADO ÀS SÉRIES DE PREÇOS DO CONTRATO FUTURO DE MAIO E DAS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA - APLICADOS NO NÍVEL

| Contrato Futuro com vencimento no mês de maio (LSK) | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0004 | 0,9088 | 0,9033 |
| Com Constante | -0,0119 | -2,1282 | 0,2336 |
| Com Constante e Tendência | -0,0133 | -1,9984 | 0,6016 |
| Praça de São Paulo | | | |
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0005 | 0,9627 | 0,9115 |
| Com Constante | -0,0167 | -2,4696 | 0,1230 |
| Com Constante e Tendência | -0,0185 | -2,2861 | 0,4410 |
| Praça de Campo Grande | | | |
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | 0,0005 | 0,9484 | 0,9094 |
| Com Constante | -0,0195 | -2,6871 | 0,0762 |
| Com Constante e Tendência | -0,0203 | -2,5037 | 0,3263 |

Praça do Triângulo Mineiro

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | 0,0006 | 0,9145 | 0,9042 |
| Com Constante | -0,0170 | -2,4871 | 0,1186 |
| Com Constante e Tendência | -0,0240 | -2,5982 | 0,2812 |

Praça de Cuiabá

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | 0,0005 | 0,8913 | 0,9006 |
| Com Constante | -0,0235 | -3,0354 | 0,0317 |
| Com Constante e Tendência | -0,0284 | -2,9067 | 0,1602 |

Praça de Goiânia

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | 0,0004 | 0,7844 | 0,8825 |
| Com Constante | -0,0176 | -2,6620 | 0,0808 |
| Com Constante e Tendência | -0,0185 | -2,4316 | 0,3629 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tem-se que, para o contrato futuro de milho, as praças de São Paulo, Campo Grande, Triângulo Mineiro, Cuiabá e Goiânia, um P-valor assintótico maior do que o nível crítico de 10%, não se rejeita a hipótese nula de que as séries são não-estacionárias, invalidando a aplicação do Mínimos Quadrados Ordinários.

Para buscar tornar a série estacionária e, por consequência, tornar o método MQO válido, aplica-se uma defasagem nas séries de tempo e verificar se a série se torna estacionária no tempo, apresentando os resultados na Tabela 4.

TABELA 4 - TESTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER SEM CONSTANTE, COM CONSTANTE E E COM CONSTANTE E TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA E TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ANGLE-GRANGER APLICADOS ÀS SÉRIES DE PREÇOS DO CONTRATO FUTURO DE MAIO E DAS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA - APLICADOS NA PRIMEIRA DIFERENÇA

| Contrato Futuro com vencimento no mês de Maio (LSK) | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -0,9486 | -14,9772 | 4,01E-32 |
| Com Constante | -0,9534 | -15,0170 | 3,25E-35 |
| Com Constante e Tendência | -0,9562 | -15,0325 | 3,55E-43 |
| Praça de São Paulo | | | |
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,1643 | -17,1079 | 2,357E-36 |
| Com Constante | -1,1702 | -17,1574 | 3,661E-41 |
| Com Constante e Tendência | -1,1744 | -17,1904 | 1,97E-54 |
| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos São Paulo - LSK | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,4876 | -20,6656 | 7,465E-41 |
| Com Constante | -1,4876 | -20,6441 | 1,76E-48 |
| Com Constante e Tendência | -1,4888 | -20,6410 | 8,56E-73 |
| Praça de Campo Grande | | | |
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0915 | -16,2690 | 8,27E-35 |
| Com Constante | -1,0968 | -16,3128 | 6,34E-39 |
| Com Constante e Tendência | -1,1008 | -16,3424 | 5,81E-50 |
| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Campo Grande - LSK | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,2834 | -18,2719 | 3,29E-38 |
| Com Constante | -1,2834 | -18,2530 | 8,09E-44 |
| Com Constante e Tendência | -1,2847 | -18,2502 | 4,56E-60 |
| Praça do Triângulo Mineiro | | | |
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0527 | -16,0360 | 2,38E-34 |
| Com Constante | -1,0581 | -16,0809 | 2,77E-38 |
| Com Constante e Tendência | -1,0609 | -16,0971 | 1,11E-48 |
| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Triângulo Mineiro - LSK | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,1719 | -17,5108 | 4,91E-37 |
| Com Constante | -1,1719 | -17,4925 | 5,25E-42 |
| Com Constante e Tendência | -1,1722 | -17,4778 | 5,89E-56 |

| Praça de Cuiabá | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,1384 | -16,8216 | 7,60E-36 |
| Com Constante | -1,1438 | -16,8681 | 2,06E-40 |
| Com Constante e Tendência | -1,1501 | -16,9266 | 4,89E-53 |
| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Cuiabá - LSK | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,2730 | -18,2026 | 4,15E-38 |
| Com Constante | -1,2730 | -18,1838 | 1,17E-43 |
| Com Constante e Tendência | -1,2764 | -18,2079 | 7,67E-60 |
| Praça de Goiânia | | | |
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0126 | -15,8026 | 7,03E-34 |
| Com Constante | -1,0168 | -15,8341 | 1,37E-37 |
| Com Constante e Tendência | -1,0217 | -15,8761 | 1,58E-47 |
| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Goiânia - LSK | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,1869 | -17,9165 | 1,11E-37 |
| Com Constante | -1,1869 | -17,8978 | 5,44E-43 |
| Com Constante e Tendência | -1,1892 | -17,9101 | 2,96E-58 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme a Tabela 4, com a aplicação da primeira diferença na série, a partir da realização do teste de Dickey-Fuller Aumentado sobre as séries defasadas, nota-se que o contrato futuro e todas as praças observadas obteve um P-Valor Assintótico significante a nível de 1%, e, com isso, se rejeita a hipótese nula e afirma-se que as séries são estacionárias no tempo, o que torna a estimação por meio do método de MQO factível para se testar o modelo de mínima variância para as respectivas séries.

Realiza-se ainda o teste de identificação de raiz unitária nos resíduos, conforme Engle e Granger, com o intuito de identificar se mesmo após a defasagem das séries, as praças continuam integrando com o contrato futuro de maio. Para isso, foi realizado o teste ADF sobre os resíduos da estimação de cada praça frente ao contrato futuro, conforme a tabela 4. Nota-se um P-Valor Assintótico significativo ao nível de 1%, o que leva a rejeitar a hipótese nula, concluindo que os termos de erro são estacionários ao longo do tempo e, portanto, há uma relação de longo prazo entre as séries, que nos leva a conclusão de que os preços das regiões caminham junto ao longo do tempo no período considerado a safra do boi gordo.

3.2.2 PERÍODO DE ENTRESSAFRA

Na Tabela 5, foram tabulados os resultados obtidos através do teste ADF para o contrato futuro de outubro e para as praças em análise, conforme realizado anteriormente para a safra.

TABELA 5 - TESTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER SEM CONSTANTE, COM CONSTANTE E E COM CONSTANTE E TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA APLICADO ÀS SÉRIES DE PREÇOS DO CONTRATO FUTURO DE OUTUBRO E DAS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA - APLICADOS NO NÍVEL

| Contrato Futuro com vencimento no mês de outubro (LSV) | | | |
|---|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0005 | 0,9777 | 0,9137 |
| Com Constante | -0,0118 | -1,6891 | 0,4369 |
| Com Constante e Tendência | -0,0205 | -2,2379 | 0,4678 |

| Praça de São Paulo | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0007 | 1,3394 | 0,9551 |
| Com Constante | -0,0081 | -1,2506 | 0,6546 |
| Com Constante e Tendência | -0,0149 | -1,7621 | 0,7232 |

| Praça de Campo Grande | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0005 | 1,1293 | 0,9336 |
| Com Constante | -0,0094 | -1,4355 | 0,5664 |
| Com Constante e Tendência | -0,0166 | -1,9391 | 0,6338 |

| Praça do Triângulo Mineiro | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0007 | 1,5996 | 0,9737 |
| Com Constante | -0,0057 | -1,0411 | 0,7406 |
| Com Constante e Tendência | -0,0209 | -2,1300 | 0,5284 |

| Praça de Cuiabá | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0006 | 1,1942 | 0,9409 |
| Com Constante | -0,0086 | -1,1208 | 0,7099 |
| Com Constante e Tendência | -0,0207 | -1,9637 | 0,6205 |

| Praça de Goiânia | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | 0,0006 | 1,2273 | 0,9444 |
| Com Constante | -0,0093 | -1,3135 | 0,6256 |
| Com Constante e Tendência | -0,0197 | -2,0352 | 0,5814 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tem-se que, conforme apresentado na Tabela 5, para o contrato futuro de outubro, as praças de São Paulo, Campo Grande, Triângulo Mineiro, Cuiabá e Goiânia, um P-Valor Assintótico maior do que o nível crítico de 10%, portanto não se rejeita a hipótese nula de que as séries são não-estacionárias, invalidando a aplicação do Mínimos Quadrados Ordinários.

TABELA 6 - TESTE AUMENTADO DE DICKEY-FULLER SEM CONSTANTE, COM CONSTANTE E COM CONSTANTE E TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA E TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ANGLE-GRANGER APLICADOS ÀS SÉRIES DE PREÇOS DO CONTRATO FUTURO DE OUTUBRO E DAS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA - APLICADOS NA PRIMEIRA DIFERENÇA

| Contrato Futuro com vencimento no mês de outubro (LSV) | | | |
|---|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0145 | -15,8488 | 5,66E-34 |
| Com Constante | -1,0194 | -15,8897 | 9,55E-38 |
| Com Constante e Tendência | -1,0194 | -15,8734 | 1,63E-47 |

| Praça de São Paulo | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0892 | -16,1061 | 1,72E-34 |
| Com Constante | -1,0974 | -16,1880 | 1,40E-38 |
| Com Constante e Tendência | -1,0974 | -16,1717 | 4,54E-49 |

| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos São Paulo - LSV | | | |
|---|------------------------|--------------------------|---------------------|
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,2569 | -17,6824 | 2,59E-37 |
| Com Constante | -1,2569 | -17,6642 | 1,99E-42 |
| Com Constante e Tendência | -1,2569 | -17,6462 | 7,51E-57 |

| Praça de Campo Grande | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0284 | -15,6064 | 1,78E-33 |
| Com Constante | -1,0344 | -15,6607 | 4,28E-37 |
| Com Constante e Tendência | -1,0344 | -15,6446 | 2,51E-46 |

| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Campo Grande - LSV | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0804 | -15,8942 | 4,58E-34 |
| Com Constante | -1,0804 | -15,8780 | 1,03E-37 |
| Com Constante e Tendência | -1,0804 | -15,8615 | 1,88E-47 |

| Praça do Triângulo Mineiro | | | |
|--|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) | | | |
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0307 | -15,6087 | 1,77E-33 |
| Com Constante | -1,0422 | -15,7247 | 2,81E-37 |
| Com Constante e Tendência | -1,0423 | -15,7093 | 1,16E-46 |

| Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Triângulo Mineiro - LSV | | | |
|---|------------------------|--------------------------|---------------------|
| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
| Sem Constante | -1,0492 | -15,7020 | 1,13E-33 |

| | | | |
|---------------------------|---------|----------|----------|
| Com Constante | -1,0492 | -15,6861 | 3,62E-37 |
| Com Constante e Tendência | -1,0493 | -15,6700 | 1,86E-46 |

Praça de Cuiabá

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | -1,1069 | -16,2696 | 8,25E-35 |
| Com Constante | -1,1133 | -16,3266 | 5,81E-39 |
| Com Constante e Tendência | -1,1140 | -16,3184 | 7,75E-50 |

Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Cuiabá - LSV

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | -1,1981 | -17,1371 | 2,10E-36 |
| Com Constante | -1,1981 | -17,1195 | 4,58E-41 |
| Com Constante e Tendência | -1,1992 | -17,1139 | 5,00E-54 |

Praça de Goiânia

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | -1,1001 | -16,6438 | 1,61E-35 |
| Com Constante | -1,1074 | -16,7168 | 5,15E-40 |
| Com Constante e Tendência | -1,1076 | -16,7022 | 7,47E-52 |

Teste de Cointegração (Engle-Granger) - Resíduos Goiânia - LSV

| | $\lambda = (\rho - 1)$ | estatística τ (tau) | P-valor assintótico |
|---------------------------|------------------------|--------------------------|---------------------|
| Sem Constante | -1,1932 | -17,6272 | 3,17E-37 |
| Com Constante | -1,1932 | -17,6091 | 2,71E-42 |
| Com Constante e Tendência | -1,1935 | -17,5940 | 1,42E-56 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme a tabela 6, com a aplicação de uma defasagem na série, com a aplicação do teste ADF, nota-se que o contrato futuro e todas as praças observadas possuem um P-Valor Assintótico significativo a nível de 1%, e, com isso, se rejeita a hipótese nula e afirma-se que as séries são estacionárias no tempo, o que torna a estimação por meio do método de MQO factível para se testar o modelo de mínima variância para as respectivas séries da entressafra.

Realiza-se ainda o teste de identificação de raiz unitária nos resíduos, conforme realizado para o período da safra. Para isso, foi realizado o teste ADF sobre os resíduos da estimação de cada praça frente ao contrato futuro de outubro, conforme a tabela 6. Nota-se um P-Valor Assintótico significativo ao nível de 1%, o que leva a rejeitar a hipótese nula, concluindo que os termos de erro são estacionários ao longo do tempo e, portanto, há uma relação de longo prazo entre as séries, que nos leva a conclusão de que os preços das regiões caminham junto ao longo do tempo no período considerado a entressafra do boi gordo.

3.3 ANÁLISE DO MODELO DE *HEDGE* ÓTIMO

Apresenta-se os parâmetros do modelo de Mínima Variância na Tabela 7 para o contrato futuro de maio e na Tabela 8 para o contrato futuro de outubro, para identificar qual o nível ótimo de contratos futuros para cada praça analisada nos períodos de safra e entressafra.

TABELA 7 – PARÂMETROS DO MODELO DE MÍNIMA VARIÂNCIA PARA O RISCO DE OSCILAÇÕES DE PREÇO DO BOI GORDO A PARTIR DA ESTIMAÇÃO PARA AS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA, FRENTE AO CONTRATO FUTURO DE MAIO.

| Praça | Hedge ótimo | R² | R² ajustado | DW |
|-------------------|--------------------|----------------------|-------------------------------|-----------|
| São Paulo | 0,7769 | 0,4697 | 0,4686 | 2,5581 |
| Campo Grande | 0,6363 | 0,4368 | 0,4357 | 2,3899 |
| Triângulo Mineiro | 0,9060 | 0,5558 | 0,5549 | 2,1671 |
| Cuiabá | 0,6332 | 0,3404 | 0,3390 | 2,3694 |
| Goiânia | 0,7576 | 0,5648 | 0,5639 | 2,1381 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados obtidos na Tabela 7 e Tabela 8 demonstram níveis de taxas ótimas de hedge, a partir da estimação do modelo de Mínima Variância, o coeficiente de determinação (R²), o coeficiente de determinação ajustado (R² ajustado) e o valor do teste de Durbin-Watson (DW), sendo significantes a níveis de 1%.

TABELA 8 - PARÂMETROS DO MODELO DE MÍNIMA VARIÂNCIA PARA O RISCO DE OSCILAÇÕES DE PREÇO DO BOI GORDO A PARTIR DA ESTIMAÇÃO PARA AS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA, FRENTE AO CONTRATO FUTURO DE OUTUBRO.

| Praça | Hedge ótimo | R² | R² ajustado | DW |
|-------------------|--------------------|----------------------|-------------------------------|-----------|
| São Paulo | 0,6122 | 0,4136 | 0,4124 | 2,4677 |
| Campo Grande | 0,4220 | 0,2634 | 0,2619 | 2,2623 |
| Triângulo Mineiro | 0,5740 | 0,4785 | 0,4775 | 2,1879 |
| Cuiabá | 0,4827 | 0,3227 | 0,3213 | 2,3795 |
| Goiânia | 0,5508 | 0,3622 | 0,3609 | 2,2299 |

Fonte: Elaborado pelo autor.

O teste de Durbin-Watson, para a identificação de autocorrelação nas séries, apresenta para as praças analisadas, valores estatísticos (DW) muito próximo de 2, assim, se rejeita a hipótese nula de que há problema de autocorrelação nas séries de tempo analisadas.

Para a praça de São Paulo, nota-se para o período de safra, uma taxa ótima de hedge de 77%, com uma efetividade em reduzir os riscos em torno de 46%, enquanto na entressafra, os níveis ótimos diminuiram para 61%, mantendo uma efetividade acima de 40%.

Já para a praça de Campo Grande, uma adoção de 63% de proteção dos ativos na safra, leva uma diminuição dos riscos em 43%, enquanto na entressafra, uma adoção de 42% de contratos futuros gerou uma eficiência em torno de 26%, se mostrando menos eficiente no contrato futuro de outubro.

A praça do Triângulo Mineiro, na safra, demonstra que, para uma taxa de hedge ótimo de 90%, os riscos diminuem em torno de 55%, já no período da entressafra, nota-se uma diminuição do nível ótimo de contratos para 57% e uma redução nos riscos de 47%.

Para a praça de Cuiabá, para o período de safra, tem-se uma taxa ótima de hedge de 63%, com uma efetividade em reduzir os riscos em torno de 34%, enquanto na entressafra, os níveis ótimos diminuíram para 48%, mantendo uma efetividade acima de 30%.

A última praça analisada, a de Goiânia, tem-se uma taxa ótima de hedge de 75% para o contrato de maio, em que se reduz os riscos em torno de 56%, já para o contrato futuro de outubro, dado a adoção de 55% de proteção, obteve-se uma diminuição de riscos de apenas 36%.

3.4 ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DE HEDGE

A Tabela 9 apresenta uma comparação dos desvios-padrão e o nível de eficiência do hedge das estratégias, isto é, a efetividade de diminuição dos riscos, para as praças de São Paulo, Campo Grande, Triângulo Mineiro, Cuiabá e Goiânia.

TABELA 9 - COMPARAÇÃO DOS DESVIOS-PADRÃO E O NÍVEL DE EFICIÊNCIA DO HEDGE AS PRAÇAS DE SÃO PAULO, CAMPO GRANDE, TRIÂNGULO MINEIRO, CUIABÁ E GOIÂNIA, COM OS FUTUROS DA B3

| Praça | Estratégia | D.P. Portfólio | | Eficiência do Hedge | |
|-------------------|-------------|----------------|-------------|---------------------|-------------|
| | | Safra | Entressafra | Safra | Entressafra |
| São Paulo | Sem hedge | 11,26 | 11,41 | - | - |
| | Full hedge | 10,42 | 11,75 | 7,4% | -3,0% |
| | Hedge ótimo | 5,98 | 6,70 | 46,9% | 41,2% |
| Campo Grande | Sem hedge | 8,93 | 9,71 | - | - |
| | Full hedge | 5,77 | 8,36 | 35,4% | 13,9% |
| | Hedge ótimo | 5,04 | 7,17 | 43,6% | 26,2% |
| Triângulo Mineiro | Sem hedge | 12,04 | 11,74 | - | - |
| | Full hedge | 11,98 | 12,42 | 0,5% | -5,8% |
| | Hedge ótimo | 5,36 | 6,14 | 55,5% | 47,7% |
| Cuiabá | Sem hedge | 9,40 | 8,55 | - | - |
| | Full hedge | 6,71 | 6,04 | 28,6% | 29,4% |
| | Hedge ótimo | 6,21 | 5,80 | 33,9% | 32,1% |
| Goiânia | Sem hedge | 10,28 | 10,07 | - | - |

| | | | | |
|--------------------|------|------|-------|-------|
| Full <i>hedge</i> | 8,47 | 9,08 | 17,6% | 9,8% |
| <i>Hedge</i> ótimo | 4,48 | 6,44 | 56,4% | 36,1% |

Fonte: Elaborado pelo autor.

Com a comparação das eficiências obtidas a partir das estratégias de *full hedge* e de *hedge* ótimo, frente ao modelo sem *hedge*, conforme a Tabela 9, em relação a praça de São Paulo, método de mínima variância se mostrou mais eficaz em relação as demais estratégias, em que atingiu uma eficiência em reduzir os riscos acima de 40%, tanto para o contrato com vencimento em maio quanto o contrato com vencimento em outubro, enquanto o modelo de proteção total obteve a uma eficiência nula, notando um descolamento dos preços à vista com os preços futuros.

No que se refere a comparação da eficiência do *hedge* na praça de Campo Grande, no período de safra ao longo da série analisada, foi observado uma eficiência em torno de 43% no método de mínima variância, já a estratégia de *full hedge*, obteve uma eficiência de 35%. No entanto, no tocante a entressafra, nota-se, tanto para o método de mínima variância quanto ao modelo de proteção total, uma baixa eficiência, devido ao descolamento dos preços da praça com os futuros.

Em relação a praça do Triângulo Mineiro, no qual o modelo de mínima variância diminuiu o risco de base durante a safra em 55% e na entressafra em 47%, frente a uma eficiência nula do modelo *full hedge*, devido ao descolamento dos preços da praça com o mercado futuro.

A praça de Cuiabá, demonstra uma eficiência próxima entre os modelos de *hedge* ótimo e *full hedge* em ambos os períodos, sendo uma queda no risco em torno de 29% no modelo de proteção total e de 32% na quantidade ótima de proteção.

A comparação das eficiências do *hedge* para a praça de Goiânia, nota-se uma eficácia do modelo de mínima variância na safra em torno de 56%, superior em 39% ao modelo de *full hedge*, enquanto que na entressafra, a eficiência da taxa ótima foi em torno de 36%, enquanto a proteção total obteve uma diminuição dos riscos em menos de 10%, dado que ocorre um descolamento dos preços spot e futuros no contrato futuro de outubro.

Dada as simulações realizadas para os períodos de safra (contrato futuro de maio) e entressafra (contrato futuro de outubro), é observado uma maior efetividade da estratégia de mínima variância na maioria dos momentos, mostrando-se mais eficiente no que condiz com a redução do risco de base.

A estratégia de não realizar o *hedge* se mostra eficiente quando ocorrem descolamentos dos preços do mercado físico em relação ao mercado futuro. É importante ressaltar que pode ser calculado outros períodos de duração do *hedge*, dependendo de cada realidade dos players.

Em relação ao preço do boi gordo e ao período de duração do *hedge* analisado nessa pesquisa, percebe-se uma eficiência mais elevada do modelo de *hedge* ótimo a partir do modelo de mínima variância, frente as demais estratégias analisadas, que na prática afeta a decisão da quantidade de contratos futuros a serem negociados no mercado futuro, podendo vir a comprometer os resultados dos players, e, para evitar isso, é necessário recalculá-lo constantemente a taxa ótima dos contratos futuros em momentos de descolamento dos preços do mercado físico em relação ao mercado futuro, e, em determinados casos, o encerramento da posição futura, quando a taxa ótima estiver próximo de zero.

4. CONCLUSÃO

O objetivo desse estudo foi avaliar a eficiência do *hedge* no gerenciamento de riscos do preço do boi gordo, demonstrar sua efetividade e alterações destes valores nos períodos de safra, com o vencimento futuro de maio, e de entressafra, com o vencimento futuro no mês de outubro, para as praças de São Paulo (CEPEA/B3), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Cuiabá (MT) e Goiânia (GO), principais estados finalizadores de engorda de bovinos e produtores de carne bovina do país. Para isso, foi utilizado as estratégias sem *hedge*, *full hedge* e *hedge* de mínima variância, com os preços do mercado físico do CEPEA e os preços do mercado futuro da B3, entre os anos de 2014 e 2019.

Com a apresentação dos resultados encontrados nos cálculos desta pesquisa, foi observado que os preços do boi gordo são marcados por fortes oscilações dentro dos períodos de safra e entressafra, e com isso, justificando a necessidade dos pecuaristas e frigoríficos de se realizar uma proteção com os contratos futuros e de buscar métodos e estratégias mais eficazes para tal, que no caso deste trabalho foram analisadas as estratégias descritas anteriormente para maximizar seus resultados. Para isso, é necessário conhecer a correlação de cada praça em relação ao contrato futuro e o risco de base, isto é, o desvio-padrão, identificando eventuais descolamento de preços da proteção e o mercado físico.

Dado isso, o risco de base se eleva no método de *full hedge*, onde o risco de base aumenta no final do período de safra e entressafra, afetando os resultados do *hedge* realizado pelos *players*. Devido ao método de mínima variância definir uma taxa ótima de contratos a ser negociados com operações no mercado futuro, se mostra mais eficaz que o modelo de *hedge* simples e do modelo sem *hedge* na maioria dos momentos, pois minimiza o risco de

base entre as praças e o mercado futuro, proporcionando maior eficiência na eliminação de volatilidade do preços. Dessa forma, pecuaristas e frigoríficos que buscam maximizar seus resultados não devem negociar no mercado futuro todas as suas vendas e compras do mercado físico, mas sim um nível ótimo delas, levando a maximização das operações de *hedge* do boi gordo.

Este estudo contribui para que os players do mercado da pecuária analisem taxas ótimas de *hedge* a serem negociadas no mercado futuro e atualiza resultados obtidos em estudos passados.

A limitação deste trabalho de dá pela análise estática dos níveis ótimos de *hedge* e de sua eficiência, em que este estudo poderá ser aprofundado com métricas mais robustas, como o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), que identifica níveis dinâmicos de proteção para a determinação do nível ótimo de contratos futuros.

Em resumo, os resultados obtidos neste presente trabalho atualizaram um tema relevante para a gestão de risco dos preços na bovinocultura de corte para as praças de São Paulo (CEPEA/B3), Campo Grande (MS), Triângulo Mineiro (MG), Cuiabá (MT) e Goiânia (GO) utilizando os contratos futuros disponíveis na B3, no qual os resultados podem ser aplicados nas decisões dos players desse mercado em relação ao *hedge* e sua eficiência. Como futura pesquisa, é indicado a aplicação de modelos mais sofisticados para a análise em questão e para outras commodities agrícolas.

5 REFERÊNCIAS

Brasil, Bolsa e Balcão – B3. Cotação do mercado futuro do boi gordo. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/servicos/market-data/cotacoes> Acesso em Mar. 2018.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P..**Estatística Básica**. São Paulo: Saraiva, 9ª Edição. 2018.

Centro de estudos avançados em economia aplicada – CEPEA. Indicador do boi gordo. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/boi-gordo>> Acesso em Mar.2018.

CRUZ, A. C.; LIMA, J. E.. **Efetividade nas operações de *hedge* com contratos de boi gordo da BM&FBOVESPA**. Revista de Economia e Administração, v.8, n.1, 120-140p, jan./mar. 2009.

EDERINGTON, L.H.. *The hedging performance of the new futures markets*. *Journal of Finance*, v.34, n.1, p. 157-70, 1979.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C.. **Econometria Básica**. São Paulo, Bookman. 5ª Edição. 2011.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Disponível em: < <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9203-pesquisas-trimestrais-do-abate-de-animais>>.

HARZER, J.H.; FUMAGALLI, L.A.W.; SOUZA, A.. **Efetividade do hedge de Variância Mínima no mercado futuro de café negociado na BM&FBovespa**. XXXV encontro ANPAD, Rio de Janeiro, 2012.

HULL, J. C.. **Opções, Futuros e outros Derivativos**. 9ª edição. Porto Alegre. Bookman, 2016.

JÚNIOR, A. G. V; OLIVEIRA NETO, O. J.; MACHADO, W. B.; REZENDE, S. O.. **Efetividade de Hedging do milho no mercado futuro da BM&FBovespa para as principais praças produtoras do Brasil**. Conjuntura Econômica Goiana, nº 34, set. 2015.

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

MAIA, F. N. C.S.; AGUIAR, D. R. D. **Estratégias de hedge com os contratos futuros de soja da Chicago Board of Trade**. Gestão & Produção, v. 7, nº 3, p. 617-626, 2010.

MYERS, R.J.; THOMPSON, S.R.. *Generalized optimal hedge ratio estimation*. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 71, n.4, p. 858-567, nov-1989.

OLIVEIRA NETO, O. J. **Análise das operações de hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o estado de Goiás**. Revista Gestão e Planejamento, v.9, n.º 1, p. 77-93, 2008.

RODRIGUES, M. A. **Ensaio sobre eficiência nos mercados agropecuários**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – Esalq/USP, 2015.

Secretaria de Comércio Exterior - SECEX. Disponível em: < <http://www.mdic.gov.br>>

SILVEIRA, R. L. F; JÚNIOR, J. C. C.,; SAES, M. S. M.. **Uma análise da gestão de risco de preço por parte dos produtores de café arábica no Brasil**. RESR, Piracicaba-SP, vol.50, n.3, p.397-410, jul/set, 2012.

SOUZA, W. A. R.; COSTA, A. R. R.; CAVALCANTE, T. S. B.; ZANCAN, C.; MARQUES, P. V. **Avaliação de estratégias de hedge para o risco de preço do café do Brasil com o uso de contratos futuros da BM&FBovespa**. Ver. Adm. UFSM, Santa Maria, v. 10, nº 5, p. 908-928, 2017.

WOOLDRIDGE, J. M.. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 6ª Edição. 2016.