

FUCAPE FUNDAÇÃO DE PESQUISA E ENSINO

BRUNO MARTINS FONSECA

**RELAÇÃO DO COMPORTAMENTO DO PREÇO DA SACA DE SOJA
COM VARIÁVEIS DOMÉSTICAS**

**VITÓRIA
2021**

BRUNO MARTINS FONSECA

**RELAÇÃO DO COMPORTAMENTO DO PREÇO DA SACA DE SOJA
COM VARIÁVEIS DOMÉSTICAS**

Trabalho apresentado ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino, como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Felipe Storch Damasceno.

**VITÓRIA
2021**

BRUNO MARTINS FONSECA

**RELAÇÃO DO COMPORTAMENTO DO PREÇO DA SACA DE SOJA
COM VARIÁVEIS DOMÉSTICAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino, como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração.

Aprovada em 23 de agosto 2021.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. FELIPE STORCH DAMASCENO
Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino

Prof. Dr. EDVAN SOARES DE OLIVEIRA
Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino

Prof. Dr. GERCIONE DIONIZIO SILVA
Fucape Fundação de Pesquisa e Ensino

AGRADECIMENTOS

À Karen, minha esposa, que compreendeu e entendeu as razões da minha ausência ao longo dessa jornada.

Aos meus colegas de turma, que fizeram das aulas, mais do que simplesmente aulas, em especial aos meus amigos Reidene e Sandra.

Aos professores da FUCAPE: Dr. Aziz Xavier Beiruth, Ms^a Silveli Cristo de Andrade, Dra. Arilda Magna Campagnaro Teixeira, Dra. Marcia Juliana D'angelo, Dra. Silvania Neris Nossa, Dr. Bruno Felix Von Borell de Araujo, que se destaca por sua visão impar sobre fatos e ideias, capacidade de abstração e uma didática espetacular; Phd. André Aroldo Freitas de Moura, que foi um dos professores na área de cálculo com maior performance didática que já pude ver, com nível de conhecimento elevado e humilde com os que sabem menos em sua área de atuação; e, Dr. Poliano Bastos da Cruz, umas das pessoas mais eruditas que já tive a oportunidade de conhecer, uma verdadeira enciclopédia ambulante.

Ao professor Dr. Emerson Wagner Mainardes, que mesmo não sendo o orientador específico deste trabalho, fez muito mais que orientar a condução deste estudo, me motivou a sempre fazer melhor e não ser medíocre.

RESUMO

A exploração da atividade econômica de cultura de soja no Brasil é destacada por sua ocupação na área agricultável do território nacional e por sua relevância na produção mundial. Esta afirmação sustenta-se, pois, segundo a EMBRAPA (2021) na safra 2020/2021 a área plantada de soja foi de 38,502 milhões de hectares, o que corresponde a 58,5% do total da área agricultável do Brasil. A produção de soja mundial na safra 2020/2021 foi de 362,947 milhões de toneladas. A expansão da produção de soja se deve à sua transformação em farelo, pois ele é a fonte proteica mais barata do mundo, sendo utilizada na alimentação de aves, suínos e bovinos. O objetivo deste estudo foi verificar se o comportamento das oscilações do preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro pode ser explicado por fatores domésticos, tais como, índice de preço da saca de milho no Brasil, volume exportado de soja do Brasil e taxa de juros do crédito rural, através de séries temporais mensais entre o período de março de 2011 e fevereiro de 2021, compondo assim um total de 120 observações. Como resultado auferiu-se que há existência de vetor cointegração entre as variáveis preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro e volume exportado de soja do Brasil, entretanto as relações entre preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro com índice de preço da saca de milho no Brasil e taxa de juros do crédito rural não possuem o mesmo vetor.

Palavras-chave: Soja; Cointegração; Exportação de Soja; Preço de Milho.

ABSTRACT

The exploration of the economic activity of soybean culture in Brazil is highlighted by its occupation in the arable area of the national territory and by its relevance in the world production of soybeans. This statement is supported because, according to EMBRAPA (2021) in the 2020/2021 harvest the planted area of soybeans was 38.502 million hectares, which corresponds to 58.5% of the total arable area of Brazil. The world soybean production in the 2020/2021 harvest was 362.947 million tons. The expansion of soybean production is due to its transformation into soybean meal, because it is the cheapest source of protein in the world and is used as feed for poultry, pigs and cattle. The objective of this study was to verify whether the behavior of the oscillations of the price of a bag of soybean paid to the Brazilian producer can be explained by domestic factors, such as the price index of the bag of corn in Brazil, the volume of soybean exported from Brazil and the interest rate on rural credit, through monthly time series between March 2011 and February 2021, thus composing a total of 120 observations. As result, it was found a cointegration vector between the variables price of a bag of soybean paid to the Brazilian producer and the volume of soybean exported from Brazil. However, the relations between the price of a bag of soybean paid to the Brazilian producer with the price index of a bag of corn in Brazil and the rural credit interest rate don't have this same vector.

Keywords: Soybean; Cointegration; Soybean Export; Corn Price.

SUMÁRIO

Capítulo 1.....	7
1 INTRODUÇÃO.....	7
Capítulo 2.....	10
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	10
2.1 A SOJA NO SÉCULO XXI.....	10
2.2 DETERMINANTES DA SOJA.....	12
2.2.1 POLÍTICAS ECONÔMICAS.....	12
2.2.2 MERCADOS CORRELATOS.....	16
Capítulo 3.....	19
3 METODOLOGIA.....	19
3.1 BASE DE DADOS E AMOSTRA.....	19
3.2 VARIÁVEIS.....	19
3.3 MÉTODO ESTATÍSTICO E MODELO MATEMÁTICO.....	20
3.3.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA E NÚMERO DE DEFASAGENS.....	20
3.3.2 COINTEGRAÇÃO E VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (VEC).....	21
Capítulo 4.....	23
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	23
4.1 ANÁLISES PRELIMINARES.....	23
4.2 ANÁLISE DOS DADOS.....	27
4.3 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	29
Capítulo 5.....	32
5 CONCLUSÕES.....	32
REFERÊNCIAS.....	34

Capítulo 1

1 INTRODUÇÃO

Segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada [CEPEA] (2021), o setor do agronegócio brasileiro expandiu sua participação no PIB brasileiro em 7,9% do ano de 2014 a 2020, chegando em 2020 a representar 26,6% de participação no total. A metodologia do CEPEA para a demonstração do PIB do setor do agronegócio reflete todo o valor agregado que a cadeia produtiva contempla, desde os insumos para produção primária, até atividades que processam e distribuem o produto ao seu destino (CEPEA, 2021). De acordo com dados disponibilizados pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária [EMBRAPA] (2017) a área agricultável do Brasil é de 65.913.738 hectares o que significa 7,6% do território brasileiro.

Por sua vez, a exploração da atividade econômica da cultura da soja no Brasil é destacada por sua ocupação na área agricultável do território nacional, e por sua relevância na produção mundial de soja. Segundo a EMBRAPA (2021), na safra 2020/2021 a área plantada de soja foi de 38,502 milhões de hectares, o que corresponde a 58,5% do total da área agricultável do Brasil. Ainda sobre a relevância da *commodity* de soja, dados disponibilizados pela EMBRAPA (2021), apontam que a produção de soja mundial na safra 2020/2021 foi de 362,947 milhões de toneladas. Neste montante, os Estados Unidos e o Brasil são responsáveis por 112,549 milhões de toneladas, equivalente a 31% do total produzido, e 135,409 milhões de toneladas, equivalente a 37,3% do total produzido, respectivamente.

A expansão da produção de soja se deve à sua transformação em farelo de soja, pois este é a fonte proteica mais barata do mundo, sendo utilizada na

alimentação de aves, suínos e bovinos (Campeão, Sanches, & Maciel, 2020). Souza (2018) aponta que o crescimento no consumo mundial de carnes (suína, bovina e de frango) impulsiona a exportação brasileira de soja e farelo de soja, que por sua vez traz atratividade na continuidade de sua produção por parte dos agricultores.

A expansão das áreas produtivas de soja no Brasil, também trouxeram a expansão do volume de milho produzido, já que segundo Souza *et al* (2018), 60% do volume de produção brasileira de milho, advém da “safrinha”, terminologia utilizada para o plantio da segunda safra no país. Souza (2018), em seu estudo destacou a agenda de plantio da cultura da soja por estado brasileiro, sendo que somente Roraima não possui calendário conflitante para plantio de milho primeira safra. Assim sendo, existem janelas conflitantes de plantio, havendo a necessidade da tomada de decisão de qual cultura será plantada na primeira safra, nas unidades de produção.

A volatilidade de preços de *commodities* agrícolas gera risco aos produtores, transformadores e comerciantes, pois a queda de preço sem previsibilidade gera perdas financeiras. As oscilações de preços não são restritas somente à oferta e demanda, mas também a fatores como clima e mercado futuro. A escolha do que será semeado, mesmo que indiretamente, está ligada ao preço, pois influi no lucro final da operação agrícola e determinará o volume ofertado para o mercado após a colheita (Maitra, 2018).

Neste trabalho, buscou-se analisar se o comportamento das oscilações do preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possui relação com fatores domésticos, tais como, índice de preço da saca de milho no Brasil, volume exportado de soja do Brasil e taxa de juros do crédito rural, através de séries temporais mensais entre o período de março de 2011 e fevereiro de 2021.

A contribuição teórica deste trabalho foi expandir o estudo de Pereira (2019), que auferiu resultados de cointegração que contribuíram para explicar o comportamento das oscilações do preço internacional da soja em grão a partir das variáveis preço médio da soja recebido pelos agricultores no Estado do Paraná, índice de exportações do setor agricultura e pecuária, índice de importações do setor agricultura e pecuária e taxa de câmbio real/dólar. Assim sendo, este estudo, por adotar variáveis diferentes, analisou a relação entre as variáveis domésticas.

Segundo Li *et al.* (2017) os impactos das oscilações sobre os preços das *commodities* agrícolas fazem com que as modelagens de análises de preços sejam utilizadas não somente com a função de prever o preço para executar, ou não, uma compra ou venda de produtos, mas também com o intuito de minimizar o impacto da volatilidade em consumidores de baixa renda de países em desenvolvimento. Observa-se a atenção nos preços de *commodities* agrícolas, tanto por governos que atuam em estratégias de médio e longo prazo, bem como a viabilidade, e por sua vez a continuidade, das empresas privadas remunerarem todos os interessados (Li *et al.*, 2017).

A contribuição prática deste estudo se identifica com a administração de preços da *commodity* soja, que gera riscos aos *stakeholders* quando sofrem alterações não previstas nos preços (Maitra, 2018). Nesta direção, este estudo pode auxiliar na estrutura orçamentária das unidades de produção de soja no Brasil e mitigação dos riscos envolvidos na atividade econômica do cultivo desta cultura.

Capítulo 2

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 A SOJA NO SÉCULO XXI

De acordo com Gazzoni e Dall'agnol (2018) até 1930 o cultivo de soja em larga escala permaneceu no oriente, em países como a China, Indonésia, Japão e Coréia. Somente em 1922 os Estados Unidos instalaram a primeira grande planta industrial para processamento da oleaginosa; em 1940, ultrapassaram a produção de soja da China e em 1950, superaram toda a produção de soja do Oriente. Entre os anos de 1960 a 2018 a produção de soja no mundo cresceu 1.202%, enquanto no mesmo período a produção de milho cresceu 407%, de arroz 124% e de feijão 152% (Gazzoni & Dall'agnol, 2018).

Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento [CONAB] (2021), a expansão da fronteira agrícola no Brasil, da safra de 1976/1977 até a safra de 2020/2021, foi de 432% em área plantada de soja, passando de 6.949 milhões de hectares plantados na safra 1976/1977 para 36.948 milhões de hectares na safra 2019/2020. Atualmente, oferta de soja no mercado brasileiro é consolidada em áreas de produção, que no Brasil se concentram nas regiões Centro-Oeste e Sul do país. Segundo a EMBRAPA (2021), em 2020 o Brasil passou a ser o maior produtor de soja no mundo, ultrapassando os Estados Unidos.

A expansão da fronteira agrícola do Brasil se desencadeou a partir de políticas governamentais específicas a partir 1975, com a criação e facilitação de acesso ao crédito rural, e a criação de órgãos como a Empresa Brasileira de Pesquisa

Agropecuária (EMBRAPA) que gera apoio tecnológico à produção (Teles, 2018). Estas ações governamentais surtiram efeito expressivo nas áreas plantadas de soja no país, que segundo dados da CONAB (2021), a região Centro Oeste foi a que mais se destacou nesta expansão, sendo que na safra 1976/1977 foram plantados 378 mil hectares de soja, e na safra 2019/2020 este número chegou a 16.639 milhões de hectares, um aumento de 4.302%.

Constatou-se este avanço não somente em áreas de plantio, mas também em produção. A produção de soja no Brasil passou de 12.145 milhões de toneladas na safra de 1976/1977 para 124.845 milhões de toneladas produzidas, na safra 2019/2020. Este dado é destacado com o aumento de produtividade nas unidades produtivas no Brasil, que foi de 29,12 sacas de soja por hectare na safra 1976/1977 para 56,31 sacas em 2019/2020, evidenciando o avanço tecnológico na produção de soja (CONAB, 2021).

De acordo com Teles (2018), sobre a demanda do mercado de soja, o principal fator do aumento da demanda de soja no mundo se deve ao crescimento no consumo de carne, já que a soja é a principal fonte proteica de alimentação animal. E, por sua vez, o consumo de carne é puxado pelo aumento de renda per-capita dos países asiáticos, principalmente da China que é a maior importadora e esmagadora de soja no mundo.

A soma de exportações do grão de soja, farelo de soja e óleo de soja do Brasil, passaram de 44.303 milhões de toneladas em 2010 para 101.021 milhões de toneladas em 2020 (ABIOVE, 2021). Estas informações justificaram a inserção da variável Volume Exportado de Soja do Brasil (VESBR) na análise deste estudo.

O escoamento das exportações do complexo de soja do Brasil é feito, principalmente por dois portos: de Santos e de Paranaguá. Segundo dados da Agência Nacional de Transportes Aquaviários [ANTAQ] (2020), dentre os portos brasileiros, são eles que mais se destacam em volume de exportação de soja, representando 61,58% do total da exportação deste produto. Este estudo utilizou o preço da saca de soja pago ao produtor no Porto de Paranaguá, que é disponibilizado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2021).

Segundo a Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais [ABIOVE] (2021), as exportações de grão de soja para o mundo totalizaram 82.978.952 milhões de toneladas, sendo que para a China foram exportados 60.601.379 milhões de toneladas, o que equivale a 73% do total de grão de soja exportado. O segundo maior destino foi a União Europeia com 8.376.783 milhões de toneladas, equivalente a 13,82% do total de grão de soja exportado. Diante deste cenário, elaborou-se a primeira hipótese deste trabalho:

H1: O preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possui relação de longo prazo com o volume de exportações brasileiras de soja.

2.2 DETERMINANTES DA SOJA.

2.2.1 Políticas econômicas

De acordo com Sun, Qi e Reed (2018), a atual segurança alimentar no mundo se pôs como uma preocupação eminente a partir do ano de 2007. Vários países, como China, Estados Unidos, Alemanha, Ucrânia e Rússia, instituíram políticas comerciais de concessão às importações e restrições às exportações de alguns produtos, com

ênfase em grãos. Por exemplo, a China, que corresponde a 2/3 das importações de soja do mundo, ajustou sua taxa de exportação de soja e farelo de soja de 5% para 10% e reduziu a taxa de importação de 3% para 1%, fomentando a manutenção do equilíbrio nos preços domésticos dos alimentos (Souza, 2018).

A insegurança quanto à disponibilidade de alimentos para atender o mercado interno, se desdobrou em políticas comerciais, como, por exemplo, a redução dos tributos nas importações pelos países que demandavam quantidades maiores de importação de alimentos, o aumento tarifário das exportações e proibições de exportação com preço mínimo por países exportadores de alimentos (Sun, Qi, & Reed, 2018). Ainda em seu estudo, apontaram que o impacto ocasionado por estas ações gerou desequilíbrio nos preços dos grãos comercializados.

Tem-se a perspectiva de que a lei de oferta e demanda de soja determina seu preço (Krugman *et al.*, 2015). Entretanto, Xiao, Tian, Hou e Li (2019) apontam que os fatores determinantes dos preços dos alimentos podem ser explicados tanto por aspectos relacionados a oferta e demanda quanto fatores macroeconômicos, como disponibilidade de dinheiro, taxas de câmbio e juros, para justificar as oscilações de preços.

Cashin, Céspedes e Sahay (2004) investigaram a relação do real preço das mercadorias com a taxa de câmbio em 58 países, entre 1980 e 2002, utilizando testes de cointegração e causalidade. E concluíram que, para 19 dos 58 países estudados, o preço real das *commodities* caminha juntamente com a taxa real de câmbio no longo prazo, de maneira a reequilibrar as duas relações. A comercialização de soja, por se tratar de nível global, possui a característica de preço único, ou seja, de um país para

o outro, o preço em dólar é o mesmo, ocorrendo apenas a conversão pela taxa de câmbio pelo país analisado (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2015).

Brandão e Lima (2006) analisaram o impacto das políticas domésticas de apoio do governo dos Estados Unidos na produção de soja e como isto afeta os produtores brasileiros. Em sua conclusão, o estudo aponta desvantagem competitiva dos produtores brasileiros, haja vista que os incentivos dos Estados Unidos advêm de desembolsos do governo aos produtores de soja, enquanto no Brasil são políticas comerciais para incentivo da produção. Tal estudo aponta a diferenciação das forças motrizes de incentivo à produção de soja, que por sua vez, geram impacto significativo no mercado brasileiro, prejudicando diretamente a estabilidade da continuidade da atividade, uma vez que não há igualdade nos custos de produção dos dois maiores produtores de soja do mundo, a tolerância diante das oscilações de preços também se vê de reduzida.

Ahumada e Cornejo (2016) propuseram analisar se os preços de soja no mercado futuro explicam os preços da soja no mercado a vista (*spot*). Para esta análise, utilizou-se o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), haja vista que se trata de uma análise multivariada, com dados entre o período de 2007 a 2014. Em conclusão, o estudo apontou que os preços futuros podem ser os melhores preditores dos preços do mercado a vista, porém há um aumento nos erros de previsibilidade quando os períodos são mais longos e sugere outro modelo para períodos mais curtos de análise.

Segundo Rondinone e Thomasz (2016), as inovações financeiras viabilizaram o incremento de *commodities* agrícolas em carteiras de investimentos que não fazem parte da cadeia produtiva destas. Assim sendo, investidores utilizam estas

commodities para diversificação de seus investimentos e mitigação de riscos, desta forma gerando oscilações nos preços das *commodities*, pois passam a tratar como um ativo financeiro e não como um bem de consumo.

De acordo com Dornelas (2020), a expansão tecnológica da agricultura brasileira teve seu impulsionamento com o Sistema Nacional do Programa de Crédito Rural (SNCR), criado em 1965, sendo este um instrumento financeiro padronizado para a concessão de crédito aos produtores rurais, visando, entre outros fatores, a modernização das propriedades, aumento de produtividade e fortalecimento econômico-financeiro dos produtores rurais.

Em 1994, foi criado o mecanismo financeiro de crédito rural chamado Cédula de Produtor Rural (CPR), que consistia em liberação de crédito para capital de giro com garantia da futura produção das propriedades (Dornelas, 2020). Em novembro de 1995, em meio à crise do setor agropecuário, o câmbio muito valorizado fez com que os preços mínimos ficassem baixos e os altos custos de produção rural, fizeram com que o governo tivesse que renegociar as dívidas dos produtores rurais. A inadimplência cresceu de 22,9% de julho de 1994 para 38,8% em dezembro de 1995 chegando a 54,7% em setembro 1997, sendo assim foi criado o primeiro sistema de renegociação de dívidas denominado Programa de Securitização, com objetivo de restaurar a liquidez do setor agrícola (Ramos & Martha, 2010).

No ano de 2004, outros instrumentos financeiros privados foram criados com o objetivo de impulsionar o crédito rural, como por exemplo o Certificado de Depósito Agropecuário e Warrant Agropecuário (CDA/WA); Letra de Crédito do Agronegócio (LCA); Certificado de Recebíveis do Agronegócio (CRA); e Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio (CDCA) (Rocha & Ozaki, 2020). O aumento de crédito

rural teve seu destaque na década de 2000, visto que desde o seu início, em meados de 1990, teve crescimento de 3,6% entre os anos de 1997 e 1999 para 152,8% de 2000 a 2009 (Ramos & Martha, 2010).

Diante dos novos mecanismos financeiros criados a partir de 1994, o Tesouro Nacional deixa de dispender dos recursos próprios para o crédito rural, passa a remunerar a diferença da taxa de juros que os bancos gostariam de receber e a que recebem dos produtores rurais, equalizando assim as taxas (Dornelas, 2020). Diante deste cenário, este estudo analisou a influência das taxas de juros do crédito rural no preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro, através das séries temporais Taxa de juros do crédito rural, pessoa jurídica e Taxa de juros do crédito rural, pessoa física. Com estas informações formulou-se a segunda hipótese deste estudo:

H2: O preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possui relação de longo prazo com a taxa de juro do crédito rural direcionado.

2.2.2 Mercados correlatos

Bini, Canever e Denardim (2015) aplicaram o modelo de vetor Autorregressivo e vetor de correção de erros, para apurar a transmissão de preços entre as *commodities* energéticas (petróleo, etanol) e *commodities* agrícolas (soja, milho e cana-de-açúcar). Assim sendo, apuraram que os preços das *commodities* energéticas possuem forte influência sobre os preços das *commodities* agrícolas, constatando interdependência nos preços destes dois grupos, ou seja, após picos ou baixas nos preços, no longo prazo, o preço tanto das *commodities* energéticas quanto das agrícolas, tendem a se reequilibrar devido à cointegração.

Melo, Silva e Esperancicni (2012), afirmam que houve um deslocamento da área de cultivo do milho para a cultura da soja, no estado do Paraná. Apontaram ainda que este deslocamento está atrelado a rentabilidade das culturas e redução de riscos da atividade. Entretanto, considerando a expansão da área de soja no Brasil (CONAB, 2021) e que 60% do volume de produção brasileira de milho advém da 2ª safra (Souza, Reis, & Pinto, 2018), o país teve aumento na sua produção.

Segundo a CONAB (2021) o volume de milho produzido no Brasil quase dobrou nos últimos dez anos, sendo que na safra 2010/2011 foram produzidas 57.406,90 milhões de toneladas e na de 2019/2020 foram 102.515,00 milhões de toneladas. Entretanto, o consumo interno do milho não acompanhou esse aumento de produção, pois na safra 2010/2011 o consumo foi de 50.653,30 milhões de toneladas e na de 2019/2020 foi de 68.662,50 milhões de toneladas. A explicação da absorção desta produção está no volume exportado de milho que quase quadruplicou da safra 2010/2011 para a 2019/2020, saindo de 9.278,46 milhões de toneladas para 34.892,90 milhões de toneladas, respectivamente.

Caldarelli e Bacchi (2012), apontaram que houve tanto a elevação da produção brasileira, bem como maior rentabilidade da cultura, constatados no preço da saca de milho pago ao produtor. O milho é o principal macronutriente no processamento de rações para aves e suínos, e seu consumo no Brasil entre as safras 2010/2011 e 2019/2020 corresponde a 70% da produção (CONAB, 2021), fazendo com que o preço da saca de milho pago ao produtor brasileiro sofra maior regulação interna pela oferta e demanda do que sendo afetado por oscilações do mercado externo (Caldarelli & Bacchi, 2012).

Estas informações a respeito do mercado de milho deram embasamento para a terceira hipótese deste estudo:

H3: O preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possui relação de longo prazo com o preço da saca de milho.

Capítulo 3

3 METODOLOGIA

3.1 BASE DE DADOS E AMOSTRA

Este estudo utilizou uma base de dados composta por dados secundários, sendo uma série temporal, com periodicidade mensal entre março de 2011 a fevereiro de 2021, com quatro variáveis, formando assim 120 observações.

As amostras utilizadas foram coletadas em sites de domínio público. As fontes utilizadas foram: ABIOVE (2021) para a variável Volume exportado de soja do Brasil (VESBR), BACEN (2021) para a variável Taxa de juros do crédito rural (TXCR) e CEPEA (2021) para as variáveis Preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro (PSBR) e Preço da saca de milho (IPSM).

Quanto aos tratamentos das observações, os dados das variáveis da série temporal foram dessazonalizados, para isso utilizou-se média móvel centrada. Destaca-se que não foi descartada nenhuma observação e todas as 120 observações formaram a base de dados final analisada neste estudo.

3.2 VARIÁVEIS

De forma a atender o objetivo deste estudo, buscou-se definir cada variável. As variáveis analisadas estão apresentadas na Tabela 1.

TABELA 1: VARIÁVEIS ANALISADAS

Variável	Definição	Fonte
----------	-----------	-------

PSBR	Entende-se por Preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro (PSBR) a cotação em reais de uma saca de soja de 60kg no porto de Paranaguá.	CEPEA (2021)
IPMB	Entende-se por Preço da saca de milho (IPSM) a cotação em reais de uma saca de milho de 60kg com base na metodologia do CEPEA.	CEPEA (2021)
VESBR	O Volume exportado de soja do Brasil (VESBR) refere-se à somatória dos volumes de soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja, com métrica em toneladas.	ABIOVE (2021)
TXCR	Taxa de juros do crédito rural (TXCR) refere-se a taxa média mensal de juros das operações de crédito rural com recursos direcionados para pessoa jurídica e pessoa física.	BACEN (2021)

Fonte: Própria (2021)

3.3 MÉTODO ESTATÍSTICO E MODELO MATEMÁTICO

3.3.1 Teste de raiz unitária e número de defasagens

A primeira análise, para averiguar as hipóteses deste estudo, verificou-se a estacionariedade das séries temporais utilizadas. Tal constatação aponta quando a série se desenvolve durante seu período em torno de uma média constante (Brahmasrene & Jiranyakul, 2002). Desta forma, quando uma variável dentro de um intervalo de tempo não possui estacionariedade, implica dizer que ela possui uma tendência estocástica (Bueno, 2008).

Desta maneira, a estacionariedade das séries temporais foi testada pela aplicação dos testes estatísticos: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). Ao analisar os testes ADF e PP, a

hipótese nula (H_0) é que a série não é estacionária, assim não rejeitar H_0 aponta que a variável não possui raiz unitária (estacionária). Já o teste KPSS possui sua H_0 estacionária, ou seja, ao rejeitar H_0 afirma-se que a série não é estacionária (Carvalho, Scalco, & Lima, 2009).

O segundo teste preliminar buscou o número ótimo de defasagens, que segundo Bueno (2008), precisa ser o menor possível para que não haja perda de graus de liberdade nas variáveis. Vale ressaltar que o objetivo do critério de informação é diminuir uma função com base em seus resíduos, penalizada pelo número de regressores, ou seja, é encontrar o melhor custo-benefício entre a variância dos resíduos e o número de regressores utilizados. Para determinar o número de defasagens, foram utilizados os critérios estatísticos: critério de informação Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ).

3.3.2 Cointegração e vetor de correção de erros (VEC)

O teste de cointegração entre séries temporais reflete um equilíbrio de longo prazo e ocorre quando elas não são estacionárias, mas, se movem conjuntamente no tempo e seus resíduos são estacionários (Carvalho, Scalco & Lima, 2009). Para testar a hipótese de equilíbrio a longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o modelo de Johansen que verifica, por meio de dois testes a cointegração de séries temporais: Teste de Traço e Teste de Valor Máximo (Bueno, 2008).

Quando as séries temporais não são estacionárias, mesmo com defasagens, utiliza-se o Vetor de Correção de Erros (VEC), que consiste em incorporar ao VAR um vetor de cointegração, que por sua vez significa uma combinação linear de modo a ter uma tendência comum, onde o resíduo é estacionário. Desta maneira, as oscilações

de curto prazo tendem a se dissipar no tempo, e por este motivo é denominado como relação de longo prazo ao se analisar que as variáveis possuem vetor de cointegração (Bueno, 2008).

Capítulo 4

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 ANÁLISES PRELIMINARES

Antes de apresentar os testes de verificação das hipóteses deste estudo, analisou-se a correlação entre as variáveis de cada hipótese. O coeficiente de correlação (r) busca medir o grau de associação linear entre as variáveis e ao se elevar o coeficiente de correlação ao quadrado (r^2) é possível verificar a variância compartilhada entre as variáveis (Gujarati & Porter, 2011).

Na análise de correlação utilizou-se o coeficiente de Pearson, por levar em consideração os valores das variáveis e não o número de posição na série temporal, como se aplica na correlação de Spearman. Nas figuras 1, 2 e 3 estão apresentados, de forma gráfica, o comportamento das variáveis de acordo com cada hipótese deste estudo.

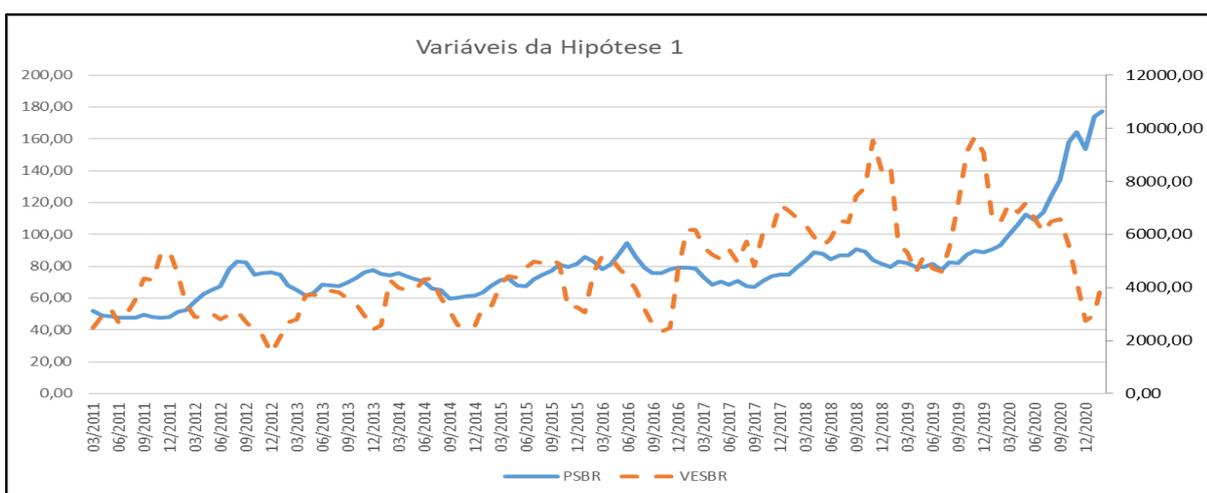


Figura1
Fonte: Dados da pesquisa.

Na Figura 1, de forma gráfica, não é possível detectar se há um padrão nas oscilações das variáveis. Entretanto, para as variáveis da primeira hipótese, PSBR e VESBR, obteve-se a correlação de 0.26. Isso indica uma correlação positiva, porém fraca, ou seja, ausência de um padrão sistemático forte, pois o indicador de correlação varia entre -1 e 1, sendo que quanto mais próximo este valor está nos extremos, maior a força de associação entre as variáveis, seja esta associação negativa no caso de proximidade a -1 ou positiva com proximidade a 1 (Gujarati & Porter, 2011).

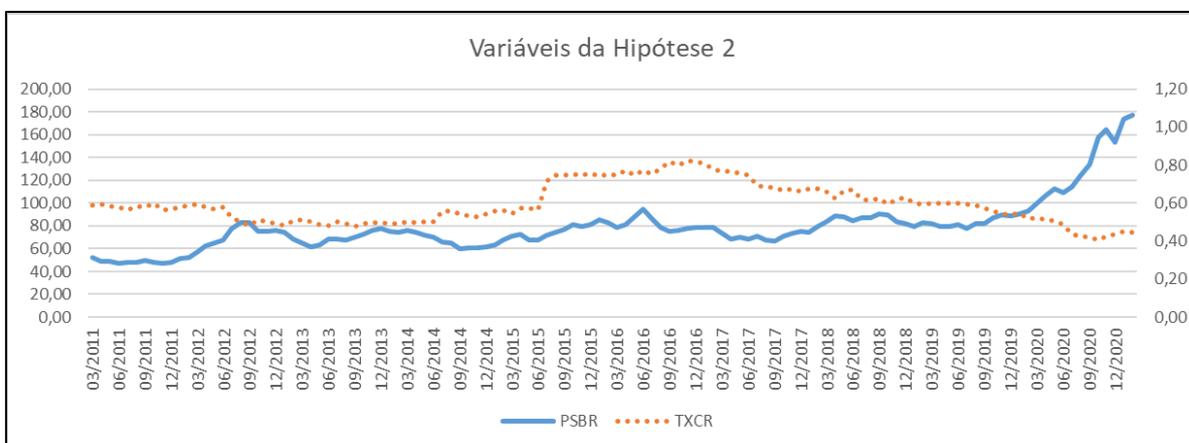


Figura 2

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Figura 2, onde está apresentado o comportamento das variáveis da segunda hipótese deste estudo, não é possível identificar se há algum padrão nas oscilações. O teste de correlação apresentou um indicador de -0.27, ou seja, o r^2 é de 0.073, o que indica que o preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro caiu 7,3% em média quando a taxa de juros do crédito rural aumentou, no intervalo de março de 2011 e fevereiro de 2021.

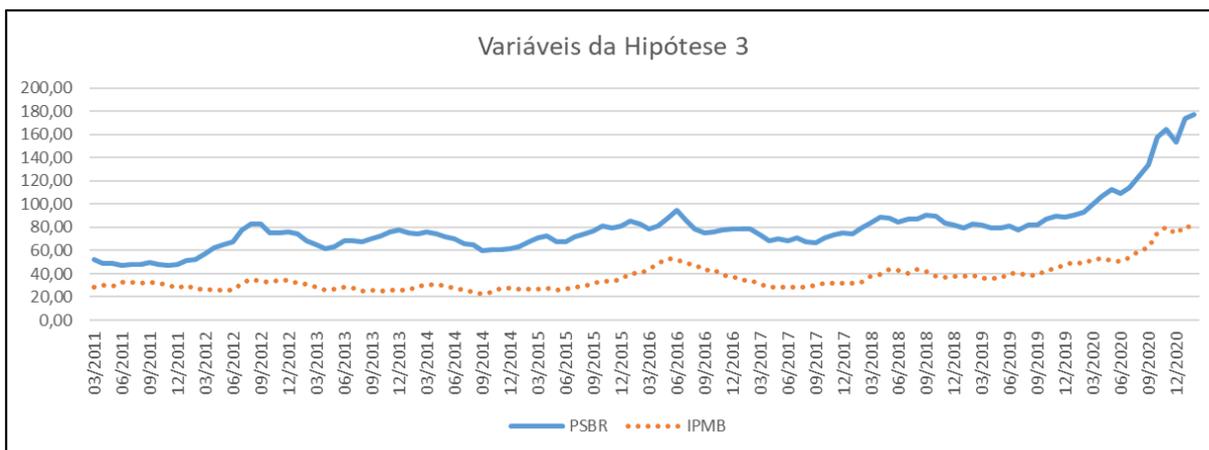


Figura 3

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Figura 3 foi possível constatar de forma gráfica que existe uma sincronia entre as oscilações de ambas as variáveis (PSBR e IPMB). O teste de correlação apresentou um indicador positivo e forte de 0.91, sendo r^2 igual a 0.83, então sabe-se que pelo indicador ser positivo há tendência crescente entre as variáveis, e que houve 83% de relação de crescimento entre PSBR e IMPB no período analisado.

Para que fossem analisadas as relações de longo prazo e oscilações das variáveis, propostas neste estudo, fez-se necessário determinar critérios estatísticos preliminares à análise. Para verificar a estacionariedade das variáveis na série temporal, foram utilizados os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips Perron* (PP) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) com constante e sem tendência, cujos resultados estão apresentados na Tabela 2.

TABELA 2: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA ADF, PP E KPSS

Variáveis	ADF	PP	KPSS
	Estatística do Teste	Estatística do Teste	Estatística do Teste
PSBR	1.810	2.544	0.476
IPMB	0.679	0.742	0.509
VESBR	-3.228**	-2.847**	0.195***
TXCR	-0.804	-0.892	1.020

Fonte: Elaboração própria

Nota: *** significativo à 1%, ** significativo à 5%, * significativo à 10%. ADF significa *Augmented Dickey-Fuller*, PP significa *Phillips Perron*, KPSS significa *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*. Variáveis: PSBR

é o Preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro; IPMB é o Índice de preço da saca de milho no Brasil; VESBR é o Volume exportado de soja do Brasil; TXCR é a Taxa de juros do crédito rural.

Conforme a Tabela 2, das quatro variáveis analisadas somente a variável VESBR é estacionária. As demais apresentam raiz unitária.

Quanto aos critérios estatísticos, após analisar a presença de raiz unitária nas variáveis, aplicou-se os testes de critério de informação para definir o número ótimo de defasagens. Deste modo, utilizou-se os testes de critério de informação Akaike (AIC), Schwarz's Bayesian (SBIC) e Hannan-Quinn (HQIC), cujos resultados estão apresentados na Tabela 3.

TABELA 3: NÚMERO ÓTIMO DE DEFASAGENS

Relação	Lags	AIC	HQIC	SBIC
PSBR VESBR	0	26.8848	26.9041	26.9323
	1	22.0752	22.1331*	22.2177*
	2	22.0400	22.1364	22.2774
	3	22.0462	22.1812	22.3786
	4	21.9667*	22.1401	22.3940
PSBR TXCR	0	5.8144	7.436	7.4553
	1	1.2914*	1.3493*	1.4339*
	2	1.3417	1.4380	1.5790
	3	1.3915	1.5264	1.7238
	4	1.4273	1.6007	1.8546
PSBR IPMB	0	15.1732	15.1925	15.2207
	1	10.1025	10.1603*	10.2449*
	2	10.0997*	10.1961	10.3371
	3	10.1506	10.2855	10.4829
	4	10.1730	10.3464	10.6003

Fonte: Elaboração própria

Nota: *Lags* define-se por defasagens. Akaike Information Criterion (AIC); Schwarz's Bayesian Information Criterion (SBIC); Hannan-Quinn Information Criterion (HQIC); * indica o número ótimo de defasagens para determinada relação.

Foi utilizado o critério de informação Akaike (AIC), pois segundo Bueno (2008), o AIC é mais parcimonioso em relação aos demais, considerando o número de observações deste estudo. Assim sendo, para a primeira relação analisada entre PSBR e VESBR, o resultado auferido foram de 4 *lags*, para a segunda relação entre

PSBR e TXCR foi de 1 *lag*, e para a terceira relação entre PSBR e IPMB foram de 2 *lags*, desta maneira estes valores de defasagens foram utilizados no teste de cointegração de *Johansen*.

4.2 ANÁLISE DOS DADOS

Após constatar-se que as séries temporais não são estacionárias, admite-se que um modelo de Vetor autorregressivo (VAR) não é contemplado perante suas premissas. Assim sendo, foi necessário verificar se as séries temporais são cointegradas e para isso, utilizou-se o teste de cointegração de *Johansen*, apresentado na Tabela 5.

TABELA 5: TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHASEN.

Relação	<i>Lags</i>	Rank	Estatística do Traço	Estatística do Traço (5%)	Estatística Máximo Valor	Estatística Máximo Valor (5%)
PSBR VESBR	4	0	21.4636	18.17	21.3850	16.87
		1	0.0786*	3.74	0.0786	3.74
PSBR TXCR	1	0	8.0294*	18.17	7.9729	16.87
		1	0.0565	3.74	0.0565	3.74
PSBR IPMBR	2	0	8.9128*	18.17	8.4528	16.87
		1	0.4600	3.74	0.4600	3.74

Fonte: Elaboração própria

Nota: *lags* significa defasagens e *rank* significa o número de equações cointegradas.

Os Testes de Cointegração de Johansen, estatística do traço e estatística de máximo valor, apresentados na Tabela 5, apresentaram que para a segunda e terceira hipótese deste estudo, não há relação de longo prazo, pois não foram identificados vetores de cointegração.

Após executados os testes estatísticos previstos para análise, foi estimado o modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) para a relação entre as variáveis PSBR e VESBR, que apresentam um vetor de cointegração. Entretanto, as análises que utilizam o modelo VEC precisam ser estáveis, ou seja, as variáveis que são analisadas, necessitam ser imunes a choques em seus valores, que são oscilações bruscas no decorrer da série temporal. Para esta constatação, o teste é apresentado na Figura 4, onde pode-se verificar que o requisito de estabilidade é atendido, pois os valores se concentram dentro do círculo, não incorrendo em trajetórias explosivas.

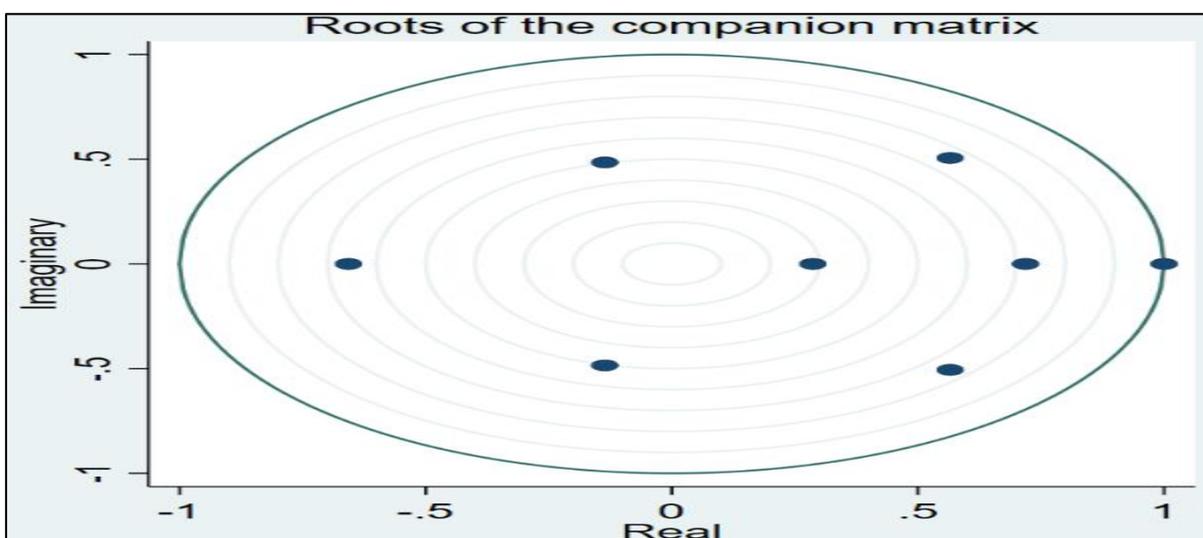


Figura 4
Fonte: Dados da pesquisa

Após o teste de estabilidade, foi estimado o VEC, que consiste em verificar se, no longo prazo, os valores das séries temporais analisadas tendem a um equilíbrio. Este resultado está apresentado na Tabela 7.

TABELA 7: MODELO VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (VEC):

Variável	Coefficiente	$P > z $
PSBR	1	.
VESBR	0.0195	0.000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: $P > |z|$ é a relação do P-Value sobre o teste estatístico. Variáveis: PSBR é o Preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro. VESBR é o Volume exportado de soja do Brasil.

Outra maneira de analisar os resultados do modelo é através da decomposição da variância, que consiste em o quanto da variável analisada pode ser explicada pela variabilidade de outra variável (Bueno, 2008). Na Tabela 8 são apresentados seus respectivos valores.

TABELA 8: DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Período	PSBR	VESBR
1	100,000%	0,000%
2	100,000%	0,000%
3	99,925%	0,076%
4	99,900%	0,100%
5	99,926%	0,074%
6	99,943%	0,057%
7	99,878%	0,122%
8	99,602%	0,398%
9	99,118%	0,882%
10	98,488%	1,512%
11	97,816%	2,184%
12	97,133%	2,868%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: Variáveis: PSBR é o Preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro. VESBR é o Volume exportado de soja do Brasil.

4.3 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A primeira hipótese deste estudo refere-se ao preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possuir relação de longo prazo com o volume de exportações brasileiras. De acordo com os resultados obtidos, não se pode rejeitar esta afirmação, pois conforme os testes indicaram, há um vetor de cointegração possível para o reequilíbrio de longo prazo. Entretanto, ao analisar a decomposição da variância

observou-se que o volume de exportações brasileiras de soja não exerce efeito expressivo no preço da saca pago ao produtor brasileiro.

Campeão, Sanches e Maciel (2020), ao relatarem a tendência de crescimento tanto do volume de exportação de soja do Brasil, quanto da área de produção e da própria produção, trouxeram que o principal destino das exportações é a China. Com isso, pode-se afirmar que o mercado chinês é responsável por absorver a maior parte da produção brasileira. Porém, essa tendência crescente não reflete significativamente no preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro, como verificado na Tabela 8, onde no décimo segundo período, somente 2,86% do preço da saca é explicada pelo volume de exportações.

A segunda hipótese deste estudo é de que o preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possui relação de longo prazo com as taxas de juros do crédito rural direcionado. Mas, conforme o teste não há relevância estatística para sustentar tal afirmação, já que são duas variáveis não estacionárias e sem vetor de cointegração. A rejeição desta hipótese traz reflexões acerca da continuidade do cultivo da soja, pois a captação de recursos para melhoramento tecnológico da atividade precisa ser ponderada com as oscilações nos preços, podendo não ser viável economicamente alguns pontos de investimento ou trazendo insegurança para o produtor rural diante de sua alavancagem financeira.

Os riscos do setor agropecuário não advêm somente do quesito financeiro ou está atrelado ao preço do produto, como também a fatores como falta ou excesso de chuva, queimadas e geadas, que são intrínsecos a produção agrícola (Romanelli, 2020). A exposição ao risco também está ligada à capacidade de geração de receita líquida da propriedade. Logo, a mitigação do risco da exploração rural é feita com o

plântio da safrinha, sendo uma das possibilidades de cultivo a cultura do milho (Lima, 2018).

Assim sendo, a terceira hipótese analisada foi de que o preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro possui relação com o preço da saca de milho. Esta hipótese é rejeitada, pois conforme o teste de cointegração apresentado na Tabela 7, não há relevância estatística para sustentá-la. A rejeição desta hipótese é de suma importância na gestão de risco dos produtores rurais, já que 60% da produção do milho advém da entre safra (Souza, Reis e Raymundo & Pinto, 2018). O cultivo do milho por ter as oscilações de seus preços independentes do preço da saca de soja, torna-se estrategicamente uma fonte de receita não associada aos mesmos fatores da safra principal, podendo assim ser mitigado o risco de rentabilidade da propriedade rural.

Capítulo 5

5 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi analisar se o comportamento das oscilações do preço da saca de soja pago ao produtor brasileiro, possui relação com fatores domésticos, tais como, índice de preço da saca de milho no Brasil, volume exportado de soja do Brasil e taxa de juros do crédito rural. Como resultado auferiu-se que há existência de vetor de cointegração entre as variáveis PSBR e VESBR, mas, nas relações de PSBR com IPMB e PSBR com TXCR não há.

Este estudo contribuiu teoricamente, ao analisar o comportamento das oscilações das variáveis estudadas, pois trouxe maior amplitude ao entendimento de como as relações entre as variáveis na série temporal se comportam. Mesmo que as variáveis indiquem correlação entre elas, os testes estatísticos comprovam que esta aderência ocorre somente no longo prazo na relação entre PSBR e VESBR, corroborando com o resultado encontrado por Pereira (2019). No entanto, não há vetor de cointegração entre as relações PSBR X IPMB e PSBR X TXCR. Vale ressaltar que, o incremento da gestão da variabilidade do preço da *commoditie* agrícola soja, que, por possuir raiz unitária em sua série temporal, contribui com as incertezas do mercado destacadas por Maitra (2018).

Como implicação prática deste estudo, pode-se destacar a contribuição na orientação da precificação da saca de soja. Este fator auxilia na gestão orçamentária dos *stakeholders* deste mercado e na mitigação de riscos, sejam eles produtores de soja e milho, intermediários de compra e venda da *commoditie* soja, indústrias de beneficiamento ou diretores de grupos agrícolas.

Quanto às limitações deste estudo, tem-se a restrição do número de 120 observações de abril de 2011 a fevereiro de 2021, tendo como recomendação para contornar essa limitação, utilizar série temporal mais longa a fim de analisar se corroboram os resultados aqui alcançados. Outra limitação encontrada foi na variável valor da saca de soja pago ao produtor brasileiro (PSBR), que se restringe ao preço praticado no Porto de Paranaguá. Assim sendo, recomenda-se estender esta série temporal aos demais portos exportadores de soja do Brasil.

Para estudos futuros, é sugerido incorporar mais variáveis ao modelo, como por exemplo, importação de soja pela China, preço da arroba do boi gordo, já que a maior parte da produção de soja é destinada ao consumo animal. Outra sugestão é adicionar variáveis oriundas de produtos substitutos da soja na alimentação animal, como, por exemplo, o caroço de algodão.

REFERÊNCIAS

- ABIOVE. (2020). *Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais*. Recuperado em 15, março, 2020, de <https://abiove.org.br/estatisticas/>.
- ANTAQ. (2020). Agência Nacional de Transportes Aquaviários. Recuperado em 15, março, 2020, <http://web.antaq.gov.br/ANUARIO/>.
- BACEN. (2021). *Banco Central do Brasil*. Recuperado em 15, junho, 2021, de <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>.
- Bini, D. A., Canever, M. D., & Denardim, A. A. (2015). Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. *Nova Economia*, 25(1), 143-160.
- Brahmasrene, T. & Jiranyakul, k. (2002). Exploring real exchange rate effects on trade balances in Thailand. *Managerial Finance*, 28(11), 16-27.
- Brandão, A. S. P., & Lima, E. C. R. (2006). Impacts of the U.S. subsidy to soybeans on World prices, production and exports. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 44(4), 631-676.
- Bueno, R. J. (2008). *Econometria de séries temporais*. 2ª ed. São Paulo: Cengage Learning Edições Ltda., 2008.
- Caldarelli, C. E., & Bacchi, M. R. P. (2012). Fatores de influência no preço do milho no Brasil. *Nova economia*, 22(1), 141-164.
- Campeão, P., Sanches, A. C., & Maciel, W. R. E. (2020). Mercado internacional de commodities: uma análise da participação do Brasil no mercado mundial de soja entre 2008 e 2019. *Desenvolvimento em Questão*, 18(51), 76-92.
- Carvalho, H. D., Scalco, P. R., & LIMA, J. E. (2009). Integração espacial entre os preços das cestas básicas nas capitais da Região Sudeste do Brasil. *Revista Economia*, 373-399.
- Cashin, P., Céspedes, L. F., & Sahay, R. (2004). Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics*, 75(1), 239-268.
- CEPEA (2021). *Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada*. Recuperado em 15, julho, 2021, de <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-dados-do-site.aspx>.
- CONAB (2021). *Companhia Nacional de Abastecimento*. Recuperado em 15, abril, 2021, de <https://portaldeinformacoes.conab.gov.br/produtos-360>.
- de Deus Dornelas, L. N. (2020). Evolução da política de crédito rural no Brasil: uma análise histórica. *Extensão Rural*, 27(2), 25-39.

- EMBRAPA. (2017). *Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária*. Recuperado em 14, julho, 2021, de <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/30972114/nasa-confirma-dados-da-embrapa-sobre-area-plantada-no-brasil>
- EMBRAPA. (2021). *Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária*. Recuperado em 8, abril, 2021, de <https://www.embrapa.br/web/portal/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>.
- IBGE (2021). Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Recuperado em 8, abril, 2021, de <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais.html>.
- Gazzoni, D., & Dall'agnol, A. (2018). A saga da soja: de 1050 aC a 2050 dC. *Embrapa Soja-Livro científico* (ALICE).
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica-5*. Amgh Editora.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M. & Melitz, M. J. (2015). *Economia internacional: teoria e política*. São Paulo: Pearson Prentice Hall.
- Li, N., Ker, A., Sam, A. G., & Aradhyula, S. (2017). Modeling regime-dependent agricultural commodity price volatilities. *Agricultural economics*, 48(6), 683-691.
- Lima, F. F. D. (2018). Gestão de risco em propriedades com sistemas de produção de algodão, soja e milho em Mato Grosso, Brasil. Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo.
- Maitra, D. (2018). Do seasonality, break and spillover effects explain commodity price volatility: Evidence from the Indian commodity markets. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, 8(1), 144-170.
- Medina, G. (2021). Economia do agronegócio no Brasil: participação brasileira na cadeia produtiva da soja entre 2015 e 2020. *Novos Cadernos NAEA*, 24(1).
- Melo, C. O. de, Silva, G. H. da, & Esperancini, M. S. T. (2012). Análise econômica da produção de soja e de milho na safra de verão, no Estado do Paraná. *Revista de Política Agrícola XXI*(1).
- Moraes, B. M. M., Bender, R. F., Vieira, K. M., & Ceretta, P. S. (2016). Análise de causalidade de preços no mercado internacional da soja. O caso do Brasil, Argentina e Estados Unidos. *Desenvolvimento em Questão*, 14(34), 301-319.
- Pereira, E. S. (2019). *A dinâmica dos preços internacionais de commodities: uma abordagem do caso brasileiro*. Tese de doutorado, Universidade de Lisboa, Lisboa, Portugal.
- Ramos, S. Y., & Martha, G. B., Jr (2010). Evolução da política de crédito rural brasileira. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados.

- Rocha, G. A. P., & Ozaki, V. A. (2020). Crédito rural: histórico e panorama atual. *Revista de Política Agrícola*, 29(4), 6.
- Romanelli, R. Í. (2020). Modelo de previsão de default para produtores rurais no Brasil. Dissertação de mestrado. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.
- Rondinone, G. & Thomasz, O. E. (2016). Financiarización de commodities: la incidencia de la tasa de interés en el precio del frijol de soja durante el periodo 1990-2014. *Análisis Económico*, XXXI (77), 53-83.
- Sims C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *The Econometric Society*, 48(1),1-48.
- Smaniotto, N. E., Alves, W. T., & Lelis, C. T. M. (2019). Atividade econômica e crédito: uma aplicação VAR/VEC sobre recursos livres e direcionados. *Perspectiva Econômica*, 15(1), 51-66.
- Souza, A. E. de, Reis, J. G. M., Raymundo, J. C., & Pinto, R. S. (2018). Estudo da produção do milho no Brasil. *South American Development Society Journal*, 4(11), 182.
- Souza, M. O. (2018). *Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos*. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- Sun, L., Qi, M., & Reed, M. R. (2018). The effects of soybean trade policies on domestic soybean market in China during the food crisis, *China Agricultural Economic Review*, 10(3), 372-385.
- Tarun S. K. (2014). Cointegration, linear and nonlinear causality. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, 4(2),157-171.
- Teles, G. C. (2018). A dinâmica da inovação e da apropriabilidade na produção de sementes de soja no Brasil. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- USDA. (2020). *United State Department Agriculture*. Recuperado em 15, março, 2020, de <https://data.ers.usda.gov/reports.aspx?ID=17821>.
- Xiao, X., Tian, Q., Hou, S. & Li, C. (2019), Economic policy uncertainty and grain futures price volatility: evidence from China. *China Agricultural Economic Review*, 11(4),642-654.