

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ – UNIOESTE
CAMPUS DE TOLEDO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – MESTRADO

ESTER FERNANDA DA SILVA

ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO NO MERCADO INTERNACIONAL
DE PETRÓLEO E ÓLEO DE SOJA

TOLEDO
2020

ESTER FERNANDA DA SILVA

ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO NO MERCADO INTERNACIONAL
DE PETRÓLEO E ÓLEO DE SOJA

Dissertação apresentada como requisito para obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica ao Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) – *campus* Toledo.

Orientador: Prof. Dr. Cristiano Stamm

TOLEDO
2020

ESTER FERNANDA DA SILVA

ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO DO MERCADO INTERNACIONAL
DE PETRÓLEO E ÓLEO DE SOJA

Dissertação de Mestrado apresentada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica ao Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Economia, Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA), da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) – *Campus* Toledo, pela seguinte banca examinadora:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Cristiano Stamm (Orientador)
Universidade Estadual do Oeste do Paraná - UNIOESTE

Prof. Dr. Carlos Alberto Piacentti
Universidade Estadual do Oeste do Paraná - UNIOESTE

Prof. Dr. Kilmer Coelho Campos
Universidade Federal do Ceará - UFC

TOLEDO

2020

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Joneide e Nilton, pelo apoio e por estarem ao meu lado em todos os momentos.

Ao professor orientador, Dr. Cristiano Stamm, por ter me orientado com sabedoria e paciência.

A todos os professores que contribuíram de alguma forma.

Aos colegas do mestrado, especialmente Roberta, pelos momentos divididos e por toda a ajuda durante o mestrado.

À Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) – Campus Toledo, pelo ensejo de cursar o Mestrado em Economia.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela oportunidade de ser bolsista e pelo apoio financeiro durante o Mestrado.

A todos os que, de alguma forma, contribuíram em minha trajetória de vida, muitíssimo obrigada!

Aos meus pais.

“Não será provavelmente um bom economista, quem não é nada mais do que isso.”

Alfred Marshall

SILVA, ESTER FERNANDA DA. **Elasticidade de transmissão de preço no mercado internacional do petróleo e óleo de soja**. 2020, 86 f. Dissertação de Mestrado (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, 2020.

RESUMO

Com o aumento da utilização de biocombustíveis na matriz energética mundial, destacando o biodiesel, tem-se como nova questão de relevância empírica o relacionamento entre preços de *commodities* alimentares envolvidas na produção de energia. O objetivo deste trabalho foi mensurar e analisar a elasticidade de transmissão de preço no mercado internacional do petróleo e óleo de soja com dados mensais do período de janeiro de 1980 a agosto de 2019. Com base em conceitos de teorias e integração de mercados, estimaram-se testes econométricos dentre os quais: testes de raiz unitária, cointegração, causalidade, modelo de correção de erro (VECM) e função de impulso resposta. Os resultados mostram ausência de relação entre estas variáveis no curto prazo, já no longo prazo, a relação é existente. Foi possível verificar que choques nos preços do petróleo e do óleo de soja respondem com volatilidade a cada mês defasado nos mercados.

Palavras-chave: Transmissão de preço. Petróleo. Óleo de soja. VECM.

SILVA, ESTER FERNANDA DA. **Elasticity of price transmission in the international market of petroleum and soybean oil**. 2020, 86 f. Masters Dissertation (Master's in Economy) – Western Paraná State University, 2020.

ABSTRACT

With the increase in the use of biofuels in the world energy matrix, highlighting the biodiesel, the relationship between the prices of food commodities involved in energy production has a new empirical relevance. This work aimed was to measure and analyze the price transmission elasticity in the international petroleum and soybean oil market with monthly data from January 1980 to August 2019. Based on concepts of theories and market integration, we estimated econometric tests, among wich: unit root tests, cointegration, causality, error correction model (VECM) and impulse response function. The results show the absence of a relationship between these variables in the short term, whereas in the long term, the relationship exists. It was possible to verify that shocks in the prices of petroleum and soybean oil respond with volatility to each lagged month in the markes.

Keywords: Price transmission. Petroleum. Soybean oil. VEC.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. APORTE TEÓRICO	12
2.1 Elasticidade de transmissão de preços	13
2.2 <i>Tradeoff</i> bioenergia x alimento	16
2.3 Aumento do preço dos alimentos	22
3. REVISÃO DE LITERATURA	32
4. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	38
4.1 Base de dados	38
4.2 Testes Econométricos	38
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES	47
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	57

1. INTRODUÇÃO

O problema do uso intensivo de combustíveis de origem fóssil tem tomado grande atenção científica e governamental em todo o mundo pelo fato da influência negativa no meio ambiente e na mudança das condições climáticas. De fato, o uso destes combustíveis libera na atmosfera grandes quantidades de dióxido de carbono, conseqüentemente aumentando os impactos do efeito estufa (MELO, 2018).

Por conseguinte, as fontes de energia renovável tornam-se ainda mais importantes, sendo um meio de alcançar a segurança energética dos países, bem como reduz os impactos gerados pelos gases de efeito estufa. Este debate fez com que alguns países se unissem para propor ações que diminuíssem as externalidades negativas ao meio ambiente, como o Protocolo de Kyoto, que desenvolveu metas de diminuição de emissões de gases do efeito estufa de cinquenta e cinco países no ano de 1997, em Kyoto, no Japão (COSTA, 2011; PASQUAL, 2011).

No âmbito econômico, as novas ideias de variação de energia surgem antes. A discussão em torno de novos combustíveis que pudessem substituir o petróleo ganhou destaque no final da década de 1970, quando o preço dos combustíveis fósseis teve elevação acentuada. Os países em desenvolvimento sentiram o resultado mais intenso desta crise, em que o consumo de combustíveis estava crescendo e contraditoriamente a balança de pagamentos estava em déficit (BURNQUIST; BACCHI, 1999).

Nesse mesmo período, no Brasil, o governo passou a incentivar o uso de energia renovável, principalmente, àquela proveniente da biomassa, na qual se destaca a bioenergia, dentre os principais programas de fomento, citam-se: o Programa Nacional do Alcool (Proálcool), criado em 1975, como uma política aplicada para incentivar o consumo de etanol. E, em 2004 o Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel (PNPB) foi importante para a ampliação do mercado de biodiesel (LEITE, 2011).

A principal matéria-prima utilizada no Brasil para a produção de etanol é a cana-de-açúcar e de biodiesel é a soja. Em 2018, foi o ano em que o País mais produziu biodiesel na história, 446.508 m³. Isto pode ser explicado pelo fato da obrigatoriedade do aumento da mistura de biodiesel no diesel ter aumentado de 7%, em 2016, para 10% até dezembro de 2018. Nos Estados Unidos a principal matéria-prima para a produção de etanol é o milho e para o biodiesel também é a soja. Na Europa o biodiesel é produzido principalmente a partir da canola e o etanol a partir da beterraba (BIODIESELBR, 2019; AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCMBUSTÍVEIS – ANP, 2016; REN21, 2015).

Dentre as opções de matérias-primas vegetais que podem ser utilizadas para a produção de biocombustíveis tem-se a canola, a cana-de-açúcar, o girassol, a soja, o sebo, entre outros. No caso do biodiesel é possível ser produzido a partir de alternativas agrícolas não comestíveis como a mamona, pinhão-manso, tungue e crambe. Entretanto, ainda assim, a terra fica à competição de uso para energia ou alimento (LIMA et al., 2010).

Este problema de as matérias-primas agrícolas competirem com a produção de alimentos gera uma discussão sobre a controvérsia em declarar biocombustíveis provenientes dessa fonte como energia realmente renovável. A utilização de biocombustíveis vem crescendo na matriz energética mundial e, concomitantemente, há uma preocupação mundial com a fome e o elevado aumento da inflação dos alimentos nos últimos anos. Isto traz à luz a relação mais próxima que as *commodities* envolvidas na produção de biocombustíveis tem com a elevação de preços dos alimentos, já que a terra, insumo chave da produção destas *commodities*, sofre competição para a destinação de bioenergia ou alimento, ou seja, um *trade-off* entre esses dois mercados (LIMA et al., 2010; MARGARIDO; BUENO; TUROLLA, 2014).

Destaca-se que um efeito do preço do petróleo sobre os preços agrícolas ocorre na ocupação de áreas de produção agrícola que são cultivadas para serem matéria-prima de fontes alternativas de energia, como milho para produção de etanol nos Estados Unidos e a cana-de-açúcar para o etanol brasileiro. Essa área ocupada para produção de bioenergia afeta o preço de *commodities* agrícolas, pois modifica a quantidade ofertada (MARGARIDO; BUENO; TUROLLA, 2014).

Margarido, Bueno e Turolla (2014) complementam que fatores como o aumento da renda em países em desenvolvimento, com a diminuição de oferta de alimentos, desencadeando aumento de preços destes, abre porta para uso ainda maior de investimentos especulativos na agricultura e na compra de terras. O alinhamento destes fatores aumenta a volatilidade de preços agrícolas, decorrente do envolvimento entre os mercados de energia e agropecuário, especialmente perante mudanças nos preços do petróleo para os preços de grãos.

Ao fazer a análise de preços da cadeia da soja Santos (2003) destaca que há de se fazer a separação entre o grão, farelo e o óleo. Pois, no caso do óleo, este tem uma dinâmica diferente, já que sofre concorrência com outros tipos de óleo e tem diferentes utilizações no mercado.

Neste contexto, cabe destacar a importância que a cadeia da *commodity* soja ocupa no mercado mundial e seu principal produto desenvolvido para a alimentação humana, óleo de soja, que tem sido utilizado cada vez mais na produção de biocombustível, especificamente o biodiesel. E, a partir disto, estudar a relação entre estes dois mercados, petróleo e óleo de soja, ou seja, energia e alimento.

Segundo CME Group (Chicago Mercantile Exchange) (2018), em pesquisas feitas pelo grupo, os preços do óleo de soja têm conduzido movimentos dos preços do petróleo em um total de 11 eventos em que os preços do óleo de soja acarretaram mudanças nos preços do petróleo desde 2005. Sem a certeza do porquê os preços do óleo de soja tendem a conduzir os preços do petróleo, suspeita-se que tenha a ver com o incentivo de políticas públicas referente ao uso de biocombustíveis em mais de 60 países e o tamanho modesto do mercado de óleo de soja em comparação com o do petróleo.

Levando em consideração a existência de vários trabalhos que tratam da transmissão de preço entre o petróleo e a soja, o surgimento de biocombustíveis como bens substitutos ao petróleo, e, contando que a soja é a principal matéria-prima utilizada para produção de biodiesel sendo que a produção deste vem crescendo sucessivamente. O presente trabalho buscará responder a seguinte pergunta de pesquisa:

Existe relação de longo prazo entre os preços internacionais do petróleo e do óleo de soja?

A hipótese, por ordem de conhecimento de estudos semelhantes, é de que haja uma relação de longo prazo entre as séries temporais de petróleo e óleo de soja. Assim, poder-se-á calcular e analisar a elasticidade de transmissão de preço entre estas duas séries de tempo.

A importância deste assunto se concretiza pelo fato do crescente uso de biocombustíveis na matriz energética global, induzindo a questão de relacionamento mais próximo entre os preços de cada vez mais *commodities* envolvidas na produção de energia, e automaticamente concorrendo com a produção de alimentos.

Segundo Bini, Canever e Denardin (2015), a elevação de renda em países em desenvolvimento aumenta a demanda por alimento e energia, enquanto países desenvolvidos têm relação direta entre renda e energia, e relação inversa entre renda e alimentos. Margarido, Bueno e Turolla (2014), concordam que o aumento de renda nos países em desenvolvimento, aliado a escassez da oferta de alimentos, resulta no aumento do preço das *commodities* e consequentemente aos seus alimentos derivados, dando espaço a oportunidades de investimentos e especulação na agricultura e compra de terras nos países em desenvolvimento. Esta crescente interação entre os setores agrícola e de energia induz a um aumento da volatilidade, principalmente no primeiro mercado por conta dos preços do petróleo para os preços dos grãos.

Decorrente deste problema, o objetivo geral do presente trabalho é analisar a relação de longo prazo entre as *commodities* de petróleo e óleo de soja de janeiro de 1980 a agosto de 2019.

Os objetivos específicos são os seguintes:

- Evidenciar os mercados de petróleo e óleo de soja realizando uma contextualização empírica do assunto;
- Contextualizar historicamente a temática de transmissão de preços nos mercados de energia e alimento;
- Analisar se existe relação de longo prazo entre as séries temporais de petróleo e óleo de soja;
- Analisar a elasticidade de transmissão de preço no mercado.

O período analisado foi escolhido de acordo com a disponibilidade dos dados, que foram obtidos na base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), e com intuito de captar, ao longo do tempo, o desenvolvimento das séries.

Esta dissertação está estruturada em seis partes, além desta introdução. No segundo momento apresenta-se o referencial teórico. A terceira parte apresenta a revisão de literatura. A quarta seção é composta pela metodologia. A quinta pelos resultados e discussões, e na última seção a conclusão.

2. APORTE TEÓRICO

O preço do petróleo desencadeia mudanças na maioria dos setores econômicos, já que ele pode ser utilizado como insumo diretamente em várias cadeias produtivas, abastecendo meios de transporte ou de produção, e indiretamente como fertilizantes (que tem em sua composição petróleo ou derivados) e defensivos agrícolas. Sendo assim, acredita-se que o aumento de seu preço acarreta mudanças também nos preços de produtos em sua cadeia (BINI et al., 2016).

Segundo Von Braun; Ahmad; Okyere; Fan; Gulati e Hoddinott (2008), o preço do petróleo tem demonstrado volatilidade, principalmente a partir dos anos 2000 e, como o preço de fertilizantes e custos de transporte são dependentes do preço do petróleo, existe então um potencial para que esta volatilidade se espalhe pelos preços dos produtos agrícolas. Neste caminho, Baffes (2007) demonstra em seu estudo que modificações nos preços de *commodities* energéticas e do petróleo tem sido repassado de forma relevante para as *commodities* alimentares e fertilizantes.

Mitchell (2008) concluiu que nos Estados Unidos o preço do petróleo foi responsável por cerca de 15% nos custos de transporte e produção de alimentos. Ainda para os Estados Unidos, Saghalian (2010) observou que existe alta correlação entre as séries de preços agrícolas, como o trigo, milho e soja e as séries de preço de petróleo. Taheripour e Tyner (2008) e Harri e Darren (2009) também identificaram a existência de transmissão de preço entre o petróleo e a *commodity* milho, importante produto utilizado para alimentação humana, alimentação animal e produção de biocombustível. Seguindo esta linha de estudos, Margarido, Bueno e Turolla (2014) argumentaram que o petróleo tende a experimentar cada vez mais a elasticidade cruzada com outras *commodities*.

O petróleo possibilita a viabilidade da produção de biocombustíveis quando ocorre a elevação de seu preço, apresentando assim um efeito indireto sobre as *commodities* agrícolas. O aumento da produção de etanol nos EUA desencadeou a elevação do preço do milho no mercado internacional, além de interferir nos preços do arroz, do trigo e da soja, já que muitos produtores optaram pela produção de milho devido a demanda pelo biocombustível ter aumentado (OLIVEIRA, 2008).

Entretanto, no caso da produção agrícola, a literatura sobre essa influência do preço do petróleo pode divergir. Alguns trabalhos confirmam a transmissão de preços de choques do petróleo, como Baffes (2007) e Chen et al. (2010). Já o estudo de Mutuc, Pan e Hudson (2010) está no grupo dos trabalhos que discordam da hipótese de transmissão, apesar de seu trabalho

mostrar especificamente a cultura do algodão, enquanto os outros dois estudaram as principais *commodities* de grãos, sejam elas milho, soja e trigo.

Um exemplo a ser considerado é o que aconteceu na década de 1970 e 1980 ~~do século~~ ~~XX~~, momento no qual o mundo sofreu com as altas do preço do petróleo. A importância deste combustível fóssil nas economias industrializadas tivera implicações macroeconômicas. A exemplo, as recessões de 1975 e 1980, em que o preço do petróleo contribuiu causando queda na renda real dos países importadores de petróleo, e ainda levando a “efeitos ajustamentos” – inflação e perda de renda real (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Para detalhar esta retórica com embasamento teórico, o presente capítulo apresenta três subtítulos que explicam especificamente sobre a elasticidade de transmissão de preços, o *trade-off* que existe entre a produção de alimentos e energia, e a relevância de estudar o aumento do preço dos alimentos.

2.1 Elasticidade de transmissão de preços

Uma medida que admite captar a sensibilidade da demanda com relação às variações no preço ou na renda é extremamente importante na economia. A definição de inclinação de uma curva de demanda é a variação na quantidade de demanda dividida pela variação do preço. Entretanto, esta função depende das unidades de medida da quantidade e preço. Para isto a elasticidade tem a vantagem de ser uma medida de sensibilidade que independe dessas unidades.

O conceito de elasticidade é extremamente útil para compreender o efeito da variação exógena das variáveis econômicas e, além disso, a variação marginal das variáveis examinadas. O procedimento tradicional que os economistas utilizam ao trabalhar com elasticidade é o de logaritmizar as séries. Isto posto, é possível estimar as elasticidades de forma mais clara e fácil de se interpretar do que comparado a funções não lineares como do tipo Cobb-Douglas (CAMPOS, 2011). Prager (1993) define elasticidade como a variação percentual de uma variável em termos de outra.

Campos (2011) ainda classifica os quatro tipos de elasticidades:

A) Elasticidade-Preço da Procura: relaciona a variação percentual da quantidade procurada de um produto com a variação percentual do preço deste produto. Ela determina as reações do consumidor às mudanças de preços do produto em análise. Muitas das vezes a elasticidade preço da procura, também chamada de elasticidade preço da demanda, depende da quantidade de substitutos próximos que este bem tiver. O produtor, quando conhecedor desta

elasticidade, é possibilitado a deduzir que tipos de variações poderão incutir no preço do produto para elevar sua renda total. Sua fórmula é dada pela variação percentual da quantidade procurada do bem X, dividido pela variação percentual do preço do bem X.

B) Elasticidade-Preço da Oferta: relaciona a variação percentual da quantidade ofertada de um produto com a variação percentual do seu próprio preço. Ela demonstra a reação do produtor em comparação com os preços do produto. Seu cálculo é feito pela variação percentual da quantidade ofertada do bem X, dividido pela variação percentual do bem X.

C) Elasticidade-Preço Cruzada: relaciona a variação percentual da quantidade ofertada de determinado produto (X) com a variação percentual do preço de outro produto (Y). Ela determina o tipo de relação de consumo entre dois produtos (X e Y), permitindo avaliar se estes são complementares ou substitutos. Calculada pela variação percentual da quantidade demandada do bem X, dividido pela variação percentual do preço do bem Y.

D) Elasticidade-Renda da Procura: mede a relação entre a variação percentual da quantidade demandada de um bem em função da variação percentual decorrente de mudança na renda, permitindo verificar se o produto é um bem de normal, inferior ou de luxo. Sua fórmula é dada pela variação percentual demandada do bem X, dividido pela variação percentual da renda.

No que se refere a elasticidade de transmissão de preço, esta diz respeito a intensidade e ao período de ocorrência da transmissão. Logo, a elasticidade é estimada para medir a intensidade da transmissão, ou seja, para evidenciar qual o impacto em porcentagem de uma variação do preço em determinado segmento sobre o preço de outro. Por exemplo, se a elasticidade for igual a 1, isto significa que os preços de determinado segmento estão sendo transmitidos na mesma proporção da sua variação original. Isto implica dizer que existe uma perfeita transmissão de preços. Se a elasticidade for menor ou maior que 1, existe então uma transmissão imperfeita, indicando a possibilidade de que haja ganhos de margem por parte de um lado da cadeia (FIGUEIREDO et al., 2010).

A elasticidade, neste trabalho, servirá para medir a transmissão de preço no mercado internacional de petróleo e óleo de soja. Segundo o Instituto de Economia Aplicada (IEA) (2011), a expansão do agronegócio é proeminente na sociedade brasileira e as cadeias produtivas são cada vez mais conexas, agregando processos de produção agropecuária, transporte, comercialização, indústria e serviços no setor, gerando efeitos multiplicadores que ampliam a representatividade setorial. Efeitos estes que podem ser sentidos no contexto global também.

Desde a década de 80 são identificadas e analisadas presenças de assimetria de transmissão de preços em diferentes mercados, entretanto, as explicações deste feito ainda estão em seus primórdios. Há uma convenção em que quando o resultado indica transmissão mais intensa de acréscimos de preços, chama-se de ATP positiva ou simetria, e quando existe transmissão mais intensa de decréscimos de preços, chama-se de ATP negativa. Existem estudos que demonstram elasticidade de transmissão de preço com acréscimos maiores de preços do que decréscimos, estes são em termos de magnitude. E, em termos de velocidade, são quando os acréscimos de preços são transmitidos mais rápido do que os decréscimos, ou o contrário (SANTOS; AGUIAR; FIGUEIREDO, 2015).

A elasticidade de transmissão de preço pode mostrar como variações de preços de um determinado produto em certo mercado são transmitidos para o mesmo produto só que em outro nível do mesmo mercado. Neste caso, chama-se de elasticidade de transmissão de preço vertical. Uma segunda possibilidade é a elasticidade de transmissão de preço horizontal ou espacial, em que se estuda como variações de preços em determinado produto são transmitidas para o mesmo produto em outro mercado (MARGARIDO; SHIKIDA; CALVO, 2018). Então, há estas duas vertentes em relação a transmissão de preços entre mercados. No entanto, ainda há as transmissões de preços entre produtos.

Rosegrant (2008), a respeito deste movimento de preço entre produtos, coloca a mudança de comportamento do lado da procura entre o milho e o arroz, por exemplo. O aumento do preço do milho fez com que consumidores deste grão mudassem para o arroz e trigo. Do lado da oferta, o aumento do preço do milho estimula os fazendeiros a cultivar ainda mais deste grão. Estes movimentos de oferta e demanda impactam inclusive a “recente” demanda por bioenergia, como na produção de biocombustíveis, principalmente a partir de 2006.

O procedimento de integração de preços entre os diferentes mercados vem seguido de outro feito, a conexão entre as próprias *commodities* agrícolas. Elas se caracterizam como bens substitutos no processo produtivo, competindo pelas áreas de cultivo, ainda podem ser por vezes complementares na fase de consumo, decorrendo de correlação de preços e elasticidade entre as próprias *commodities* agrícolas (BINI; CANEVER; DENARDIM, 2015).

Bini, Canever e Denardim (2015) descrevem que os desequilíbrios de curto prazo da soja e do milho são consertados pelos próprios preços defasados, juntamente com uma contribuição do preço do petróleo. No caso do Brasil, no longo prazo, a contribuição do etanol se dá pela integração dos mercados brasileiro e norte-americanos de milho e etanol. Isto mostra a tendência da relação entre os mercados de bioenergia e de alimentos no aspecto mundial. Ou

seja, há transmissão de preço entre estes dois mercados. Este fato também foi verificado por Margarido, Bueno e Turolla (2014), que ressaltam o aumento da demanda mundial e escassez de área para produção agrícola e de bioenergia, pressionando de forma generalizada os preços dos alimentos, que decorre em interligação entre os mercados de alimento e energia.

2.2 Tradeoff bioenergia x alimento

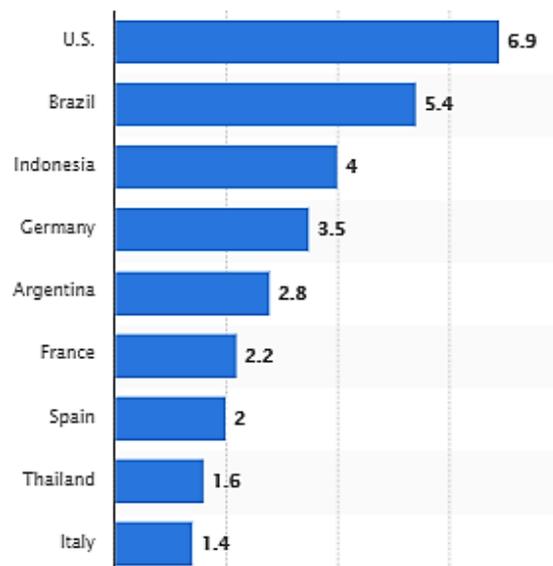
Como já citado, a utilização da terra para a produção de biocombustível vem aumentando. Grande parte desta utilização produz biomassa, que pode ser considerada toda matéria orgânica, seja de origem tanto animal quanto vegetal e que tenha capacidade para ser transformada em energia (elétrica, mecânica ou térmica). A biomassa é umas das principais alternativas de energia renovável que, além de tudo, serve para a diversificação da matriz energética mundial (GOMES, 2013; MELO, 2018).

Toda energia obtida da biomassa é designada bioenergia. Esta pode ser utilizada como energia elétrica e como biocombustível. Entre as vantagens proporcionadas pela produção e uso de biocombustíveis destacam-se: o aumento na segurança da oferta nacional de energia; a redução de impactos ambientais locais e globais, além da criação de novos mercados para produtos (FINCO, 2012). O termo biocombustível refere-se a combustíveis tanto líquidos como gasosos que tenham aplicação no setor de transporte e predominantemente produzidos por biomassa. Eles trazem como benefício uma emissão de gases de efeito estufa menor do que comparada aos combustíveis fósseis (petróleo) (FERREIRA, 2015). Os biocombustíveis, diferentemente da bateria elétrica ou do hidrogênio, por exemplo, não possuem obstáculos tecnológicos e econômicos para que o tornem inviáveis como alternativa energética. Ao contrário, com pequenas modificações os biocombustíveis são compatíveis com a infraestrutura já existente, o que facilita sua difusão (MELO, 2018).

Dentre os biocombustíveis produzidos, está o biodiesel. De acordo com a resolução nº 30/2016 da Agência Nacional do Petróleo (ANP, 2016, p. 2), o biodiesel é “um combustível composto de alquil ésteres de ácidos carboxílicos de cadeia longa, produzido a partir da transesterificação e/ou esterificação de materiais graxos, de origem vegetal ou animal, e que atenda determinada especificação”. O biodiesel como bioenergia resulta na criação de empregos, diversificação de produção para cultura de oleaginosas, redução de envio de divisas para o exterior, menor poluição ambiental quando comparado a combustíveis fósseis, e a possibilidade de reaproveitamento de óleos já utilizados (LEITE, 2011).

Segundo Statista (2019), o Brasil é o segundo maior produtor de biodiesel com uma produção de 5,4 bilhões de litros, atrás dos Estados Unidos, que produziu 6,9 bilhões de litros em 2018. A Indonésia ultrapassou a Alemanha na produção do biocombustível em 2018. Vale lembrar que países como Alemanha, França e Itália possuem grandes incentivos governamentais para produção e consumo do biodiesel, seja por subsídios das plantações ou isenção de impostos. A Figura 1 mostra os dados de produção dos principais produtores mundiais de biodiesel em 2018.

Figura 1 – Principais países produtores de biodiesel em 2018 (em milhões de litros)



Fonte: Statista (2019).

Foi a partir da década de 1970, com a crise do petróleo, que houve interesse em desenvolvimento e pesquisa sobre biocombustíveis no Brasil, e de forma geral no mundo todo, buscando-se novas alternativas de combustíveis. Foi então, ainda no governo militar em que criaram os primeiros programas para tal finalidade, como o Plano de produção para óleos vegetais para fins energéticos (Pró-óleo) e Proálcool. Porém, assim que o preço do petróleo voltou a cair, e conseqüentemente o preço do diesel, logo na década seguinte, este processo tecnológico foi interrompido, não sendo mais viável a produção do biodiesel. Pois, as pesquisas demonstravam viabilidade ambiental e técnica, mas não mais econômica, sendo oportuno o incentivo ao etanol (LIMA et al., 2010).

Em 1975, foi criado Proálcool, um biocombustível renovável produzido, no Brasil, a partir da cana-de-açúcar, sendo um subproduto da fabricação do açúcar. O álcool anidro foi

desenvolvido para mistura adicionado à gasolina e o álcool hidratado para automóveis movidos a álcool exclusivamente (BURNQUIST; BACCHI, 1999). A demanda do etanol cresceu ainda mais após 2003 quando começaram a ser produzidos os carros *flex fuel* (movidos tanto a gasolina como a álcool).

No início do milênio, volta-se novamente a atenção para o biodiesel, considerando que ele possa ser uma importante fonte de energia, foi instalado no Brasil o Probi biodiesel (Programa Brasileiro de Desenvolvimento Tecnológico do Biodiesel), lançado pelo Ministério da Ciência e Tecnologia em 2002. E, em 2004, se tornou o Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB), projeto interministerial, gerido pelo Ministério de Minas e Energia, estabelecido por associações empresariais como a Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (ANFAVEA) e Associação Brasileira da Indústria de Óleos Vegetais (ABIOVE) e decretado pelo presidente da República. Observando o aspecto social, os principais objetivos do Programa foram promover a inclusão social, principalmente por meio do desenvolvimento da agricultura familiar; garantir preços competitivos e qualidade; e, incentivar diferentes matérias-primas como fontes oleaginosas em diferentes regiões do País. E, como citado anteriormente, confere a ANP as responsabilidades de contratação, fiscalização e regulação dos biocombustíveis, incluindo o biodiesel (PAULILLO et al., 2007).

Outro aspecto do Programa foi a autorização da adição de biodiesel ao diesel. Quando criado, não havia a obrigatoriedade de adição, apenas autorização para misturar 2% de biodiesel no diesel. Posteriormente, foi criada a Lei nº 11.097, de 13 de janeiro de 2005, que estabelecia a adição de 5% de biodiesel ao diesel obrigatoriamente em até oito anos após a implantação desta, e obrigatoriamente o percentual intermediário de 2% logo no ato de implantação da Lei. Os artigos 16 e 17, que atribuíam linhas de crédito para construção de usinas produtoras de biodiesel e cultivo de oleaginosas, foram vetados (PAULILLO et al., 2007).

Apesar de o biodiesel emitir 98% menos dióxido de carbono (CO₂) do que o petróleo, não produzir fumaça preta e nem odores, seu custo de produção é três vezes maior se comparado ao do óleo diesel comum. Porém, esta obrigatoriedade de adição ao diesel impactaria somente em dois centavos para o consumidor final, sendo assim, o principal motivo desta Lei era o avanço do Plano Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PAULILLO et al., 2007; BIODIESELBR, 2019), com diversificação da matriz energética brasileira assim como a inclusão da agricultura familiar, garantindo renda e diversificação da cultura para esses produtores.

Fato que comprova a tendência de crescimento da produção e uso do biodiesel é a Resolução nº 490, de 16 de novembro de 2018. Em que, o CONAMA (Conselho Nacional do

Meio Ambiente) estabelece a fase PROCONVE P8 (Programa de Controle da Poluição do Ar por Veículos Automotores) para controle de emissões de gases poluentes e de ruído para veículos automotores pesados (DIÁRIO OFICIAL DA UNIÃO, 2018).

Como pode-se perceber, diferentemente dos outros combustíveis utilizados no Brasil, como etanol e gasolina, o biodiesel não tem sua demanda relacionada diretamente a seu preço e a renda dos consumidores. Além disso, ele não é um combustível final, ou seja, ele não é vendido na bomba dos postos e sim utilizado apenas na mistura do diesel, com uma porcentagem mínima determinada por lei. Apesar disto, os preços do diesel, etanol e gasolina também sofrem interferência do Estado. Um mecanismo para tentar equilibrar o preço do mercado internacional ao mercado interno e conter a elasticidade preço da demanda no país.

O biodiesel é um mercado criado pelo Governo para ajudar a garantir diversidade energética e controle de emissões de poluentes, já que economicamente ele é inviável, contribuindo para o setor energético brasileiro decorrendo de que a demanda por energia vem crescendo sucessivamente. O setor de transportes tem grande influência nisto, pois consome grande parte desta energia (BURNQUIST; BACCHI, 1999; ANP, 2019). De acordo com a Empresa de Produção Energética (EPE) (2019), o setor de transportes consumia 32,2% do total de energia do País, sendo que a frota de veículos leves correspondia a algo em torno de 95% do total de veículos no Brasil, com isto a EPE (2019) espera que o consumo de combustível proveniente do biodiesel aumente e a gasolina diminua nos próximos anos.

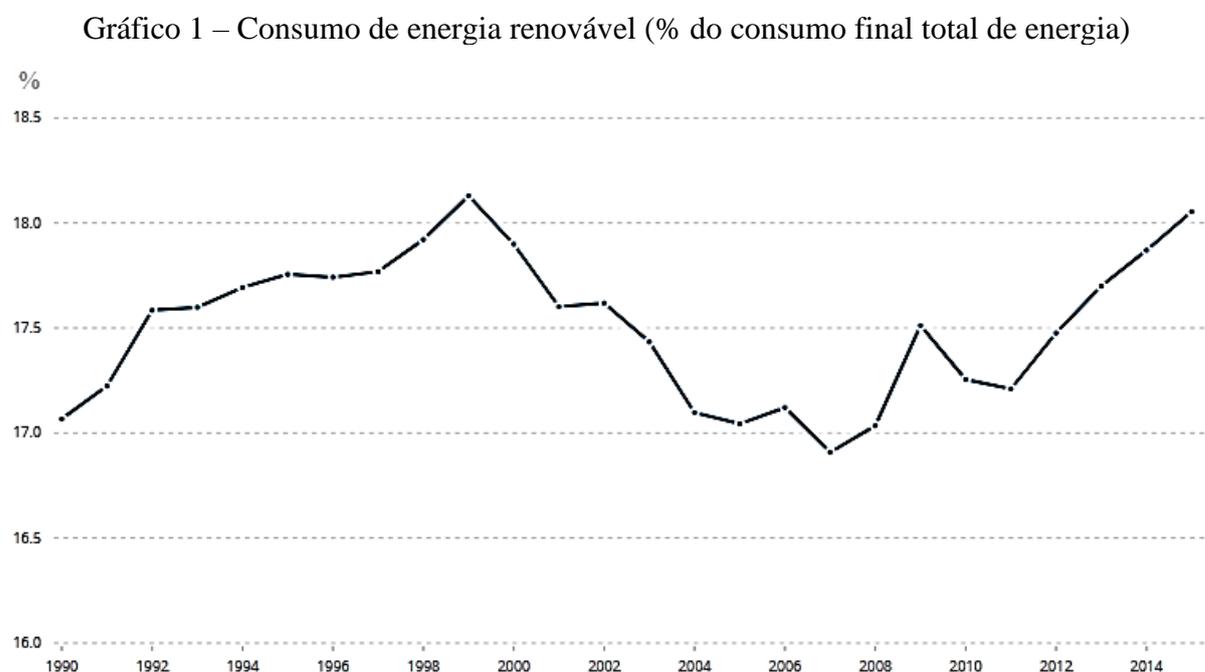
Além de tudo, com o objetivo de reconhecer a importância estratégica dos biocombustíveis o Estado instituiu por meio da Lei nº 13.576, de 26 de dezembro de 2017 a Política Nacional de Biocombustíveis (RenovaBio). De acordo com a Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2019), esta medida objetiva estabelecer uma estratégia de expansão da produção de biocombustíveis para garantir a segurança energética e redução de emissões de gases causadores do efeito estufa na produção, comercialização e uso de biocombustíveis.

De acordo com a Resolução do Conselho Nacional de Política Energética (CNPE) nº 16, de 29 de outubro de 2018, foi autorizada a elevação do percentual de mistura de biodiesel ao diesel de 1% ao ano, a partir de 1º de junho de 2019, até o patamar de 15% em 2023. Além disto, também existe a possibilidade de uma mistura maior de forma voluntária para casos específicos de até 100% para uso experimental e específico, até 30% para uso agrícola e industrial, até 30% no transporte ferroviário e até 20% para consumidores rodoviários atendidos por ponto de abastecimento e frotas cativas (EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA, 2019).

O uso de energia mundial, medido por quilograma de óleo equivalente per capita, é constituinte por sucessivos crescimentos. Em 1971, este uso era de 1.336 quilos de óleo equivalente per capita, alcançando em 2014, 1.920 quilogramas (BANCO MUNDIAL, 2019).

De acordo com o Banco Mundial (2019), no contexto global, o consumo de energia de combustíveis fósseis apresenta uma queda desde a crise mundial do petróleo na década de 1970. De 1960 a 1970 a porcentagem do consumo de energia proveniente de combustíveis fósseis girava em torno de 94%. Já em 1971, com a grande elevação dos preços do petróleo, esta porcentagem de consumo caiu para 84%, chegando à mínima porcentagem registrada em 1987 com 78%. O último registro de consumo de energia de combustíveis fósseis é do ano de 2015 com 79%. Entretanto, as emissões de CO₂ continuam aumentando. Em 1960 elas eram de 9.396.705 milhões de kt (1 nó = 1 milha náutica por hora), chegando a 36.138.285 em 2014.

O Gráfico 1, obtido da fonte de dados do Banco Mundial, mostra o desenvolvimento global do consumo de energia renovável a partir do ano de 1990 até 2015. Em 1999 o uso de energia renovável chegou a 18,13%, e a partir deste ano o consumo decaiu, voltando a crescer após 2008, ano de crise mundial, indicando a necessidade de variabilidade de fontes de energia, mas só voltou a crescer de forma consecutiva em 2011, chegando ao ponto de 18,05% de consumo em 2015 (BANCO MUNDIAL, 2019).



Fonte: Banco Mundial (2019).

Bini, Canever e Denardim (2015) verificaram a relação de causalidade entre os preços do petróleo, *commodities* agrícolas e fontes de bioenergia. Eles colocam que o mercado destes produtos é muito dinâmico mundialmente, decorrendo em um procedimento de integração de preços. Contudo, podem surgir relações de causalidade entre produtos agrícolas inclusive porque estes produtos oferecem natureza de complementariedade e/ou substituição durante as etapas de cultivo e consumo. Logo, a formação de preços leva em consideração não só relações espaciais, mas também causais entre produtos. Quando isto acontece, variações no preço de um produto provocam mudanças em outro, diz-se que existe elasticidade cruzada de transmissão de preços.

Para analisar o que se refere como segurança energética, Zezza (2008) propôs que é necessário analisar quatro aspectos essenciais, sejam eles: físico, relacionado à oferta de energia; econômico, relacionado ao preço; social, relacionado à distribuição de emprego e renda, e ambiental, relacionado aos impactos ambientais. Pois, a quantidade de energia disponível está diretamente ligada aos choques sobre o meio ambiente e com o preço da energia, que quando em alta pode levar ao desemprego e ter efeitos na distribuição de renda. Consequente a isto, as fontes de alternativa renovável visam suprir a segurança energética em todos estes aspectos, sendo ainda necessário o desenvolvimento da sustentabilidade ambiental, econômica e social no processo de produção das fontes renováveis para que o uso seja viável em comparação ao uso de fontes tradicionais.

Segundo Burnquist e Bacchi (1999), grande parte do consumo de petróleo no Brasil tem sido dependente da demanda por óleo diesel, que na década de 1990 representava quase 50% entre os combustíveis utilizados no setor de transportes. A gasolina é que esteve apresentando crescimento neste setor. Passando em torno de 18% em 1988 e para 30% em 1997, enquanto a porcentagem do diesel se manteve praticamente estática. Contudo, EPE (2019) prevê mudanças, esperando que o consumo de diesel e, conseqüentemente, de biodiesel venha a crescer novamente, e com isto, aumentar a demanda por terras agrícolas, já que as principais matérias-primas para a produção de biodiesel são vegetais.

De acordo com o Banco Mundial (2019), as terras agrícolas ocupavam 37,43% da área terrestre. Pouco mais do que comparado ao ano de 1980 que atingia 37,34%. Com estes dados pode-se perceber o aumento da produtividade, em 1980, o rendimento de cereais era de 2.318,879 quilos por hectare, atingindo em 2017, 4.074,176 quilos por hectare.

Um explicativo para o maior uso da terra com finalidade para produção de combustíveis pode ser analisado conforme a visão cepalina, que assinala um decaimento da agricultura e dos preços de bens primários. Esta visão defende dois principais fatores pertinentes a perda de

importância da atividade agrícola no longo prazo. Um deles são as inovações tecnológicas, como modernização de máquinas e insumos, que resulta na elevação da produtividade e na quantidade de alimentos ofertada, direcionando a queda nos preços. O outro, é o lado da demanda por esses produtos que se caracteriza como inelástica tanto para renda, como para preço. Ou seja, mesmo com a baixa dos preços dos alimentos, o aumento da demanda não é proporcional, assim como o aumento da renda, não aumenta proporcionalmente a demanda. Também se deve levar em consideração a diminuição de nível de crescimento da população nos países em desenvolvimento, desacelerando o crescimento da demanda por alimentos, que até então era muito maior com o elevado crescimento da população no mundo todo (MARGARIDO; TUROLLA; BUENO, 2014).

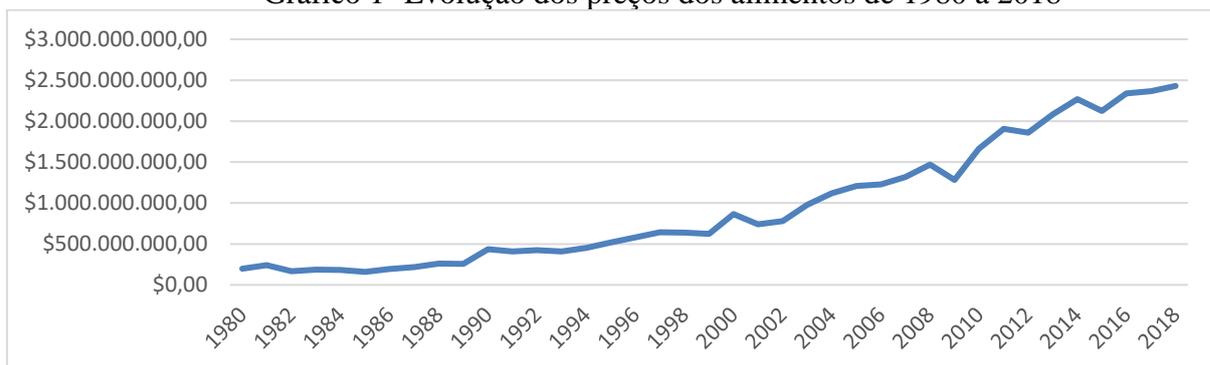
Tyner (2010) analisou o comportamento de ligação e evolução dos mercados energético e agrícola nos Estados Unidos. Ele observou que antes de 2005 havia uma correlação fraca entre o preço de *commodities* agrícolas e energéticas, e a partir de 2006, quando ocorreu a grande expansão do etanol, a ligação entre os preços do petróleo bruto, da gasolina e do milho tornaram-se mais fortes.

Dentre os trabalhos que verificaram relações entre os preços das *commodities* e do petróleo, Chand (2008) analisou a crise mundial dos alimentos. Ele afirma que grande parte dos aumentos nos preços globais dos alimentos se atribui ao aumento nos preços do petróleo, principalmente a partir do ano de 2004. Ele indica que contribuiu para esta crise tanto a substituição de áreas cultivadas para bioenergia, quanto o aumento dos custos de produção via insumos, fazendo com que os preços dos alimentos se elevassem expressivamente.

2.3 Aumento do preço dos alimentos

A elevação nos preços dos alimentos tem ganhado atenção maior principalmente a partir de 2005, em que as mudanças dos preços alcançaram médias mais elevadas do que anteriormente, alcançando um pico de aumento em 2008. Enquanto entre 1990 e 2003 as variações foram mais suaves, como mostra o Gráfico 1, com índice geral dos alimentos em valor por dólar desde 1980 até 2018.

Gráfico 1- Evolução dos preços dos alimentos de 1980 a 2018



Fonte: elaboração da autora a partir de dados da USDA (2019).

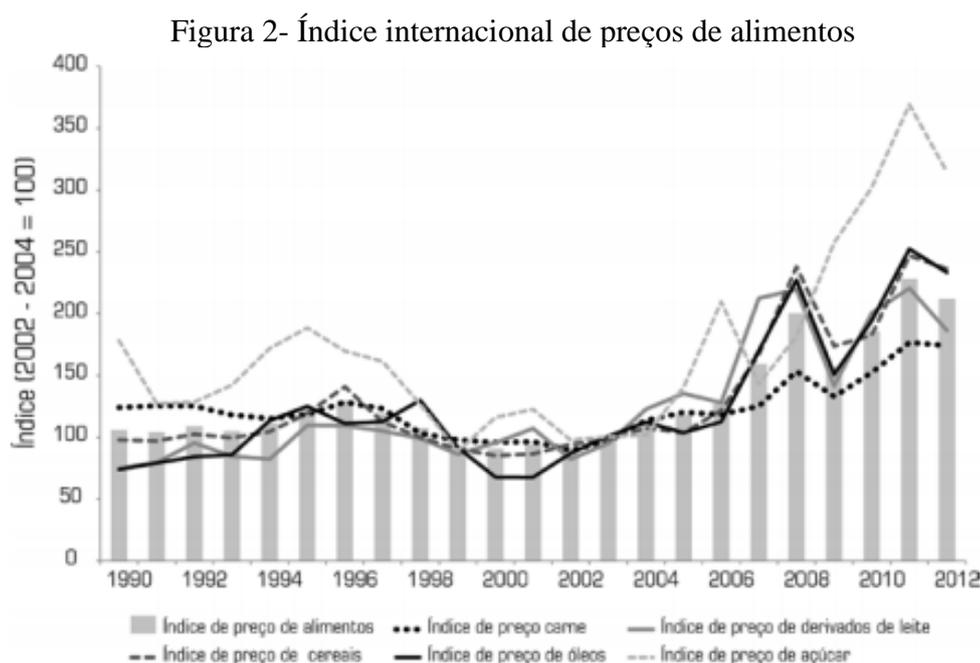
Dentre os fatores que contribuem para a elevação dos preços das *commodities* agrícolas e, conseqüentemente, a elevação dos preços dos alimentos, podem ser citados o crescimento da demanda mundial impulsionado pelo aumento da população e o aumento da renda per capita em países em desenvolvimento, a integração dos mercados globais, os choques climáticos, a queda nos estoques mundiais, a diminuição do crescimento da produção agrícola, a especulação financeira, os aumentos do preços do petróleo e a expansão dos biocombustíveis (BRANDÃO; ALVES, 2013).

Rosegrant (2008) estudou os drásticos aumentos de preços dos alimentos em 2007 e 2008, os quais tomaram grandes proporções de importância internacional, já que quase todos os produtos agrícolas foram afetados, como a soja, carne, trigo, leite, arroz, etc. Ele estimou que cerca de 30% do aumento do preço de grãos foi resultado do crescimento da demanda por biocombustíveis. No caso do milho, a expectativa é que este percentual tenha sido de 39%, já que este grão é a principal matéria-prima para a produção de etanol nos EUA.

Já no caso brasileiro, Modenesi e Ferrari Filho (2011) defendem que a inflação é impactada por dois componentes principais, o primeiro tem uma natureza estrutural e histórica, conhecida como inércia inflacionária, a segunda possui um caráter conjuntural e advém dos choques nos preços internacionais das *commodities* tanto agrícolas como minerais e energéticas, que também pode ser chamada de ‘inflação importada’. Segundo Ono (2014), nos países com base econômica exportadora de produtos primários, tais como o Brasil e vários outros países em desenvolvimento, o repasse de uma alta do preço das *commodities* sobre a inflação é menor, em decorrência da apreciação do câmbio. Por outro lado, a valorização da moeda local apresenta efeitos sobre a inflação por meio dos custos de produção, dos preços dos bens finais importados e dos preços dos bens comercializáveis, conforme explicam Martinez e Cerqueira (2011).

Além do aumento da demanda por biocombustíveis, Rosegrant (2008) também cita outros fatores que contribuíram para a elevação do preço dos alimentos no período citado, como o mau tempo em regiões de grande produção de grãos como a Austrália; preços mais altos de petróleo que afetam também o custo de insumo, de produção e transporte; políticas públicas governamentais, por exemplo, proibições de exportação e subsídios, além de negociações especulativas, como armazenagem de grãos; e ainda a crescente demanda por alimentos na maioria dos países em desenvolvimento. Ele salienta que todos estes fatores devem lidar ainda com os problemas de mudanças climáticas e aumento da pressão por uso da terra, isso incumbiria que a produtividade teria que crescer mais rapidamente do que cresceu nos anos 2000.

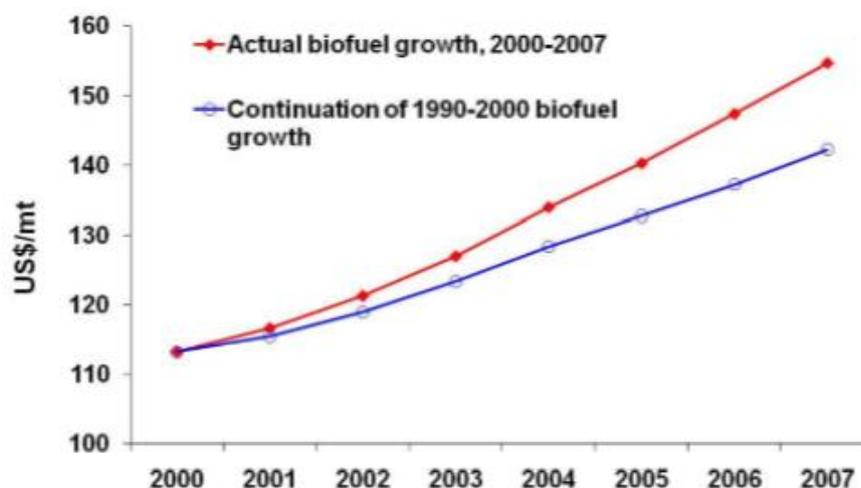
A Figura 2 mostra a evolução do índice internacional de preços de alimentos em geral e dividido por setores: açúcar, carne, cereais, derivados de leite e óleos.



Fonte: Bini; Canever; Denardim (2015).

Já a Figura 3 apresenta uma simulação real dos preços internacionais de grãos, que visivelmente há um crescimento acentuado entre os anos 2000 a 2007, mesmo com os dados do Banco Mundial (2019) mostrando que a produção de cereais também foi crescente. O ano de 2000 teve uma produção de 3.088 kg por hectare, em 2007 chegou a 3.410 kg por hectare e em 2017 a 4.074 kg por hectare.

Figura 3 - Simulação real de preços de grãos (US\$/mt ton)



Fonte: Von Braun et al. (2008).

Segundo Castro (2016) o consumo de óleos vegetais vem aumentando ao longo dos anos em todo o mundo. Um dos principais motivos é a diminuição do consumo de gordura animal. Este aumento de consumo de óleos pode ser identificado quando analisada a produção, que tem aumentado de forma significativa, ainda mais depois da liberação do comércio de sementes transgênicas.

As sementes transgênicas foram liberadas em vários países a partir do ano de 1996. A produção mundial na safra de 1992/93 foi de 61 milhões de toneladas, desta produção, pouco mais de 21 milhões de toneladas de óleos vegetais foram exportados. Já a safra mundial de 2015/16 foi de pouco mais de 177 milhões de toneladas, destas, quase 75 milhões de toneladas foram exportadas. Ou seja, a produção quase triplicou em 12 anos (CASTRO, 2016).

A Tabela 1, com a base de dados retirada de *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO) (2019), mostra o índice de produção mundial de alimentos.

Tabela 1 – Índice de produção mundial de alimentos

Índice de produção (2004/06 = 100)	1995	2005	2016	(% de 1995 a 2016)
Alimentos	77	100	129	67
Cereais	84	100	125	48
Óleos vegetais	63	99	150	138
Açúcar	89	97	134	50
Carne	81	100	117	44

Fonte: elaboração da autora com base nos dados da FAO (2019).

A primeira linha da Tabela 1 mostra o índice de produção de alimentos em geral, e nas linhas seguintes o índice da produção de alguns produtos separadamente, comparando os anos de 1995, 2005 e 2016, com o índice indexado na produção de 2004/06. A produção total de alimentos cresceu 67% de 1995 até 2016. A produção de óleos vegetais foi a categoria que mais cresceu dentre todas as categorias alimentícias, um aumento total de 138% na produção de 1995 até 2016, enquanto a segunda categoria que mais aumentou foi a do açúcar que cresceu apenas 50% de 1995 até 2016.

A Tabela 2 apresenta em milhões de toneladas e em porcentagem o consumo mundial de óleos vegetais com destinação alimentar e agrícola.

Tabela 2 – Consumo mundial de óleos vegetais segundo uso, em milhões de toneladas, safra 2015/16

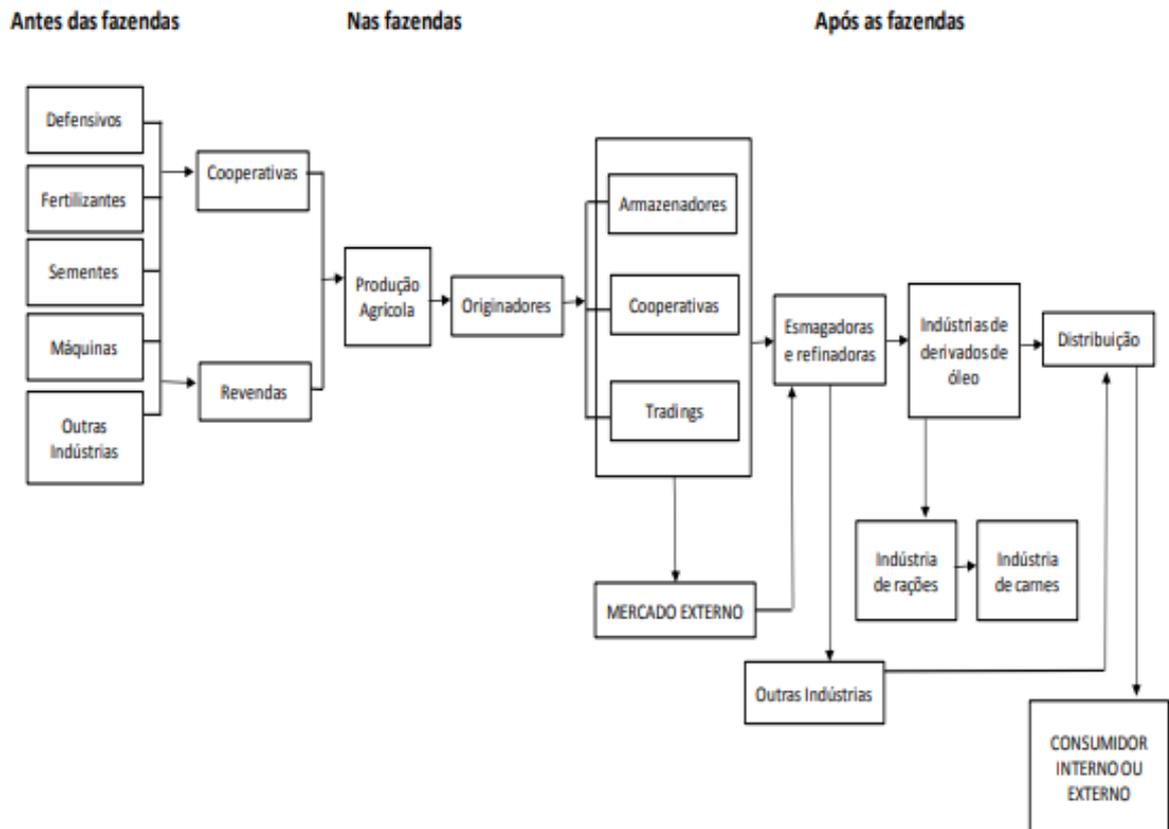
Tipo de óleo vegetal	Alimentar	%	Industrial	%	Total
Palma	43,15	73,33	15,69	26,67	58,84
Soja	51,63	99,75	0,13	0,25	51,76
Girassol	15,01	96,90	0,48	3,10	15,49
Canola	19,76	71,31	7,95	28,69	27,71
Outros	6,06	26,00	17,25	74,00	23,31
Total	135,61	76,57	41,5	23,43	177,11

Fonte: Castro (2016).

O óleo de soja é o mais consumido na alimentação humana, apesar de estar em segundo lugar na produção total mundial atrás somente do óleo de palma, que é muito utilizado no meio industrial. Isto é resultado inclusive da expressiva produção de soja no mundo, que de acordo com *United States Department of Agriculture (USDA)* (2016) a safra de 2015/16 resultou em 313,2 milhões de toneladas da oleaginosa. Toda esta produção de soja resulta em, inclusive, no crescimento do mercado de farelo de soja, em especial nos países desenvolvidos. Isto posto, o que também justifica a expansão da comercialização do óleo de soja é que ele fica na condição de subproduto da produção de farelo (BARBOSA; PEREZ, 2006).

Na Figura 4, encontra-se o organograma que explica a cadeia da soja, em que pode ser observado onde ela atinge o objeto de estudo deste trabalho. A cadeia de soja pode ser considerada agroindustrial, pois antes mesmo da sua produção é necessário um setor de insumos e máquinas para viabilizar seu cultivo. Após sua colheita, é preciso que ela passe por um processo de industrialização para poder ser utilizada, gerando dois principais produtos, o farelo e o óleo de soja (SISTEMA FAMATO, 2015).

Figura 4 – Organograma da cadeia

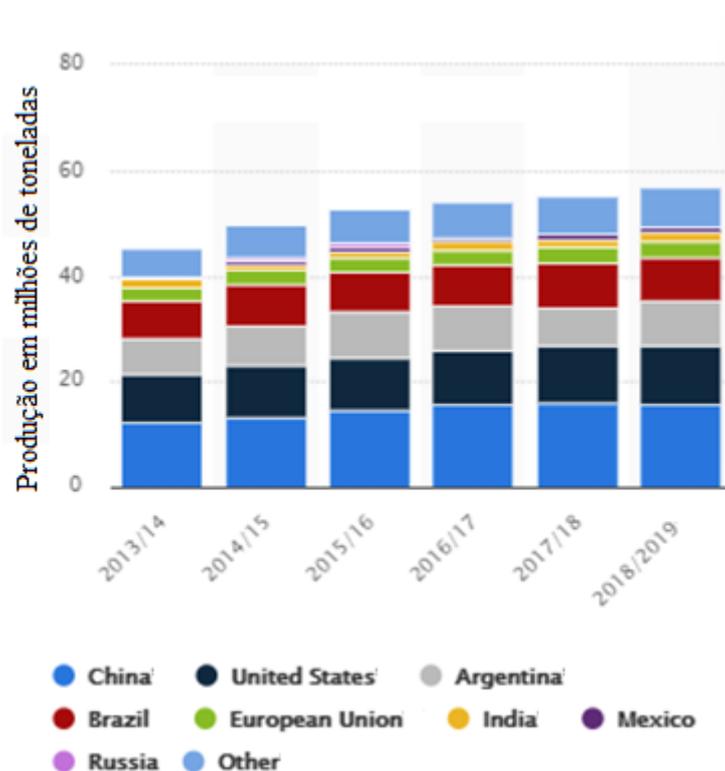


Fonte: Sistema Famato (2015).

Os Estados Unidos são os maiores produtores de soja do mundo, atingindo a produção de 123 milhões de toneladas na safra de 2018/2019. O Brasil fica em segundo lugar, com uma produção de 114 milhões de toneladas para o mesmo período. Entretanto, o país que mais produz óleo de soja no mundo é a China, seguida dos Estados Unidos, Argentina e Brasil¹, como mostra a Figura 5, onde também é possível perceber a crescente produção mundial de óleo de soja (STATISTA, 2019; EMBRAPA, 2019).

¹ Isso porque o Brasil ainda exporta muito produto *in natura*.

Figura 5 – Produção mundial de óleo de soja, de 2013/2014 a 2018/2019



Fonte: Statista (2019).

A produção brasileira de óleo de soja passou de 3,56 milhões de toneladas em 1997 para 5,35 milhões em 2003, alcançando 8,33 milhões de toneladas em 2018. Desta produção, 1,4 milhões foram exportados e 7,45 milhões para consumo interno. Até julho de 2019 a produção já alcançou o valor de 8,6 milhões de toneladas (ABIOVE, 2019; BARBOSA; PEREZ, 2006).

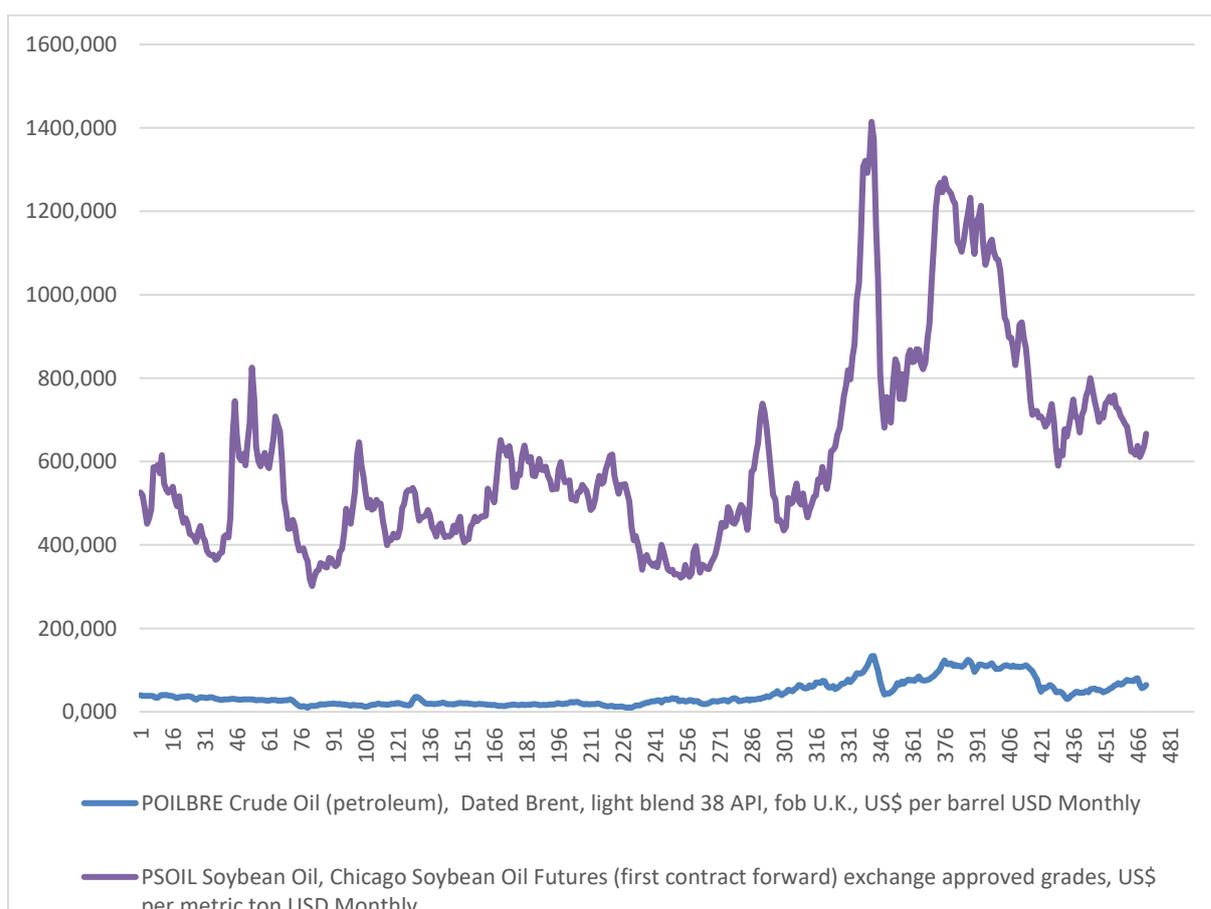
Os óleos vegetais são produzidos em diversos países e têm vários destinos para diferentes importadores, mas a principal utilização deles é para alimentação humana. O que influencia a decisão dos países sobre qual óleo importar está relacionado com os costumes dos consumidores, mas sobretudo o preço. A possível substituição entre os óleos vegetais pode variar de acordo com suas propriedades físico-químicas e sua finalidade, seja para fritura, salada, etc. (CASTRO, 2016).

Freitas, Margarido e Zeferino (2001) verificaram que uma maior similaridade na composição química de óleo de soja em relação aos óleos de canola e girassol refletia em uma maior elasticidade de transmissão de preço no curto prazo em Rotterdam na Holanda. E que no longo prazo, considera-se lenta a velocidade com que os preços tendem a eliminar desequilíbrios.

O óleo de soja, assim como o petróleo, é um produto homogêneo e padronizado, seguindo atributos fundamentais para se caracterizar como uma *commodity*. Ele é comercializado na Bolsa de Mercadorias de Chicago (CBOT) criada em 1848, é uma das mais importantes e antigas existentes. A CBOT se uniu com a *Chicago Mercantile Exchange* (CME), que vieram ainda a controlar as bolsas de *New York Mercantile Exchange* (NYMEX) e a *Commodities Exchange* (CMEX), formando uma das maiores empresas controladoras de bolsas do mundo, comercializando desde *commodities* a taxas de juros, metais e até energia. (SANTOS, 2003).

O Gráfico 2 apresenta a evolução mensal dos preços do petróleo e óleo de soja, o primeiro em dólar por barril e o segundo em dólar por metro tonelada. Dos meses 1, que representa janeiro de 1980 até 2019.

Gráfico 3- Evolução mensal dos preços do petróleo e óleo de soja



Fonte: elaboração da autora com base nos dados do FMI (2019).

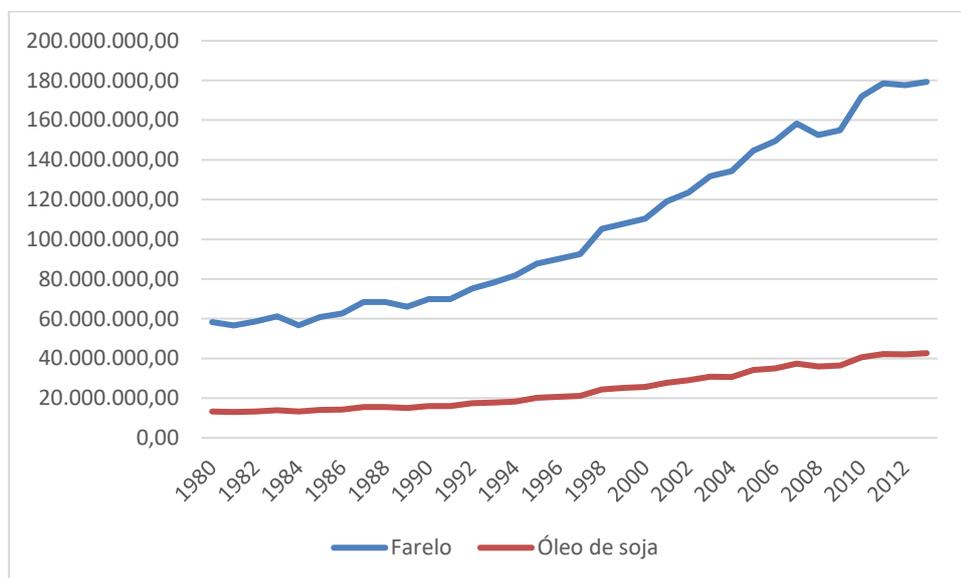
Estima-se que para cada tonelada de soja processada, possam gerar o equivalente a 190 quilos de óleo de soja, em que teor do óleo de soja é de 19%, e 780 quilos de farelo. O óleo

pode ser encaminhado para o consumo industrial, parte dele para produção de biodiesel, ou alimentício. E o farelo é direcionado, principalmente, para ração animal (BIODIESELBR, 2019).

A produção do farelo da soja em 2018/2019 foi dominada por quatro países: Argentina, Brasil, China e Estados Unidos, mas os países que somam quase 95% das exportações do produto são: Argentina, Brasil, Estados Unidos, acrescidos da Bolívia e do Paraguai, que somam mais de 60 milhões de toneladas de farelo de soja anualmente. Já os maiores responsáveis pelo uso do farelo são Brasil, China, EUA e União Europeia, que usam cerca de 65% do total global, relacionados, principalmente, às empresas de gado e aves dos países (SOYBEAN MEAL INFO CENTER, 2020).

O Gráfico 2 mostra a produção mundial em toneladas de óleo e farelo de soja. Em 1980 a produção de farelo de soja era de 58.278.445,00 toneladas e a de óleo de soja era de 13.184.626,00. Em 2013 a produção de farelo de soja alcançou 179.266.069,00 toneladas, representando um aumento de 307%, já a produção do óleo de soja atingiu 42.629.444,00 toneladas, um crescimento de 323%.

Gráfico 2 – Produção Mundial de Óleo de Soja e Farelo de Soja em Toneladas



Fonte: elaboração da autora com base nos dados da FAO (2019).

Tendo em vista o contexto teórico abordado, o Gráfico 2 confirma a teoria de que a demanda pelo óleo de soja aumentou, pois mesmo o óleo sendo um subproduto do farelo, a produção deste aumentou 16% a mais do que a de farelo.

Além da análise econômica de preços entre os alimentos e combustíveis, é preciso destacar a questão social que este fator gera. Preços mais altos de alimentos, dificulta o acesso dos mais pobres, gerando consequências para a saúde, bem-estar e até mesmo produtividade do trabalho. Se a expansão por biocombustíveis aumentar de forma acelerada, mesmo o crescimento da agricultura acontecendo, a disponibilidade por alimentos em países em desenvolvimento deverá ser dificultada, conseqüentemente induzindo a um maior número de desnutrição nestes países (ROSEGRANT, 2008).

3. REVISÃO DE LITERATURA

Esta revisão de literatura tem como objetivo focar fundamentalmente em estudos de transmissão de preços, buscando trazer um melhor entendimento acerca do assunto. Assim, apresentam-se trabalhos publicados em periódicos científicos tanto nacionais como internacionais, que abordam tanto o tema de transmissão de preço, como correlação de diferentes segmentos agrícolas.

Utiliza-se o método de revisão sistemática da literatura, que permite a outros pesquisadores repetirem o procedimento a partir dos critérios adotados e divulgados. Focada em uma questão bem definida que permite identificar e avaliar estudos de melhor qualidade sobre o assunto e que possibilite avaliar e sintetizar as evidências disponíveis e relevantes de forma abrangente e não tendenciosa (GALVÃO; PEREIRA, 2014).

Dentre os critérios de inclusão de revisão da literatura desta pesquisa, utilizou-se a busca no portal de periódicos CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) com a palavra-chave “transmissão de preços” e “*price transmission*” na busca por assunto, com trabalhos publicados nos últimos seis anos que tratam especificamente deste assunto e estão disponíveis gratuitamente (PERIÓDICOS CAPES, 2019).

Margarido, Bueno e Turrolla (2014) analisaram a transmissão de preços e das volatilidades nos mercados internacionais de petróleo e soja. Utilizando os testes de (Dickey-Fuller Aumentado) ADF, causalidade de granger, co-integração de Johansen, exogeneidade, VECM, função de impulso resposta e modelo *generalized ARCH* (GARCH) multivariado. Concluíram que não há relação para estas variáveis no curto prazo, e no longo prazo as variações no preço do petróleo são transferidas para o preço da soja menos que proporcionalmente.

Santos, Aguiar e Figueiredo (2015) estudaram a presença de poder de mercado no varejo de etanol em algumas cidades paulistas. Assumindo que se aumentos ou reduções de preços são transmitidos assimetricamente e mais intensos aos consumidores, então há presença de poder de mercado. É isto que o estudo mostra utilizando os testes de raiz unitária e cointegração de Johansen, que os varejistas, de forma geral, conseguem transmitir os aumentos de preços para os consumidores mais rapidamente e mais que proporcional do que os decréscimos.

Bini, Canever e Denardim (2015) testaram a relação de causalidade e cointegração dos preços do petróleo, etanol, milho, cana, soja, taxa de câmbio e preços americanos de etanol e milho, utilizando testes ADF para estacionariedade, cointegração de Johansen, VECM, causalidade Granger e Função impulso resposta. Concluíram que há transmissão de preços das *commodities* energéticas para as agrícolas e entre as *commodities*. Também se identificou

causalidade no sentido Granger do etanol e milho americano para o etanol brasileiro, e do milho americano para a soja e o milho brasileiro.

Frascaroli e Carvalho (2016) buscaram analisar a transmissão de preço do bioetanol anidro e hidratado nos estados de Alagoas e Pernambuco, objetivando captar o funcionamento da Lei do Preço Único, por meio de séries temporais dos preços do bioetanol nos estados supracitados no período de 2003 a 2013. Estes autores utilizaram os testes de raiz unitária, cointegração de Johansen e Teste de Hansen e Seo para analisar se a cointegração entre estes mercados apresentam componentes lineares ou não. Assim, mostram que as séries trabalhadas têm alto grau de cointegração entre os estados tanto no curto, quanto no longo prazo.

Frascaroli, Silva e Sousa (2016) objetivaram captar a transmissão de preço da *commodity* soja levando em consideração os custos de transação e a perspectiva da presença da Lei do Preço Único. O preço da soja foi analisado para as cidades de Passo Fundo e Rondonópolis. Utilizado o ferramental econométrico de séries temporais VECM, concluíram de que no longo prazo o preço da soja tende a acompanhar os preços internacionais.

Castro (2016) avaliou a elasticidade de transmissão de preços no período de 1997 a 2016 no mercado internacional de óleo de soja para os óleos de canola, girassol e palma. Utilizou testes para defasagens, raiz unitária, causalidade Granger e VECM. Concluiu que no longo prazo os mercados dos demais óleos vegetais são integrados ao óleo de soja e podem ser considerados substitutos. Isto significa que variações nos preços do óleo de soja afetam os demais óleos de maneira significativa estatisticamente.

Bini et al. (2016) avaliaram a transmissão de preço do petróleo para os preços de cloreto de potássio, superfosfato simples e sulfato de amônia, milho, soja e frango. A metodologia utilizada foi teste de raiz unitária Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), para determinação do número de defasagens o teste Akaike, teste de cointegração de Johansen e VECM. Os primeiros três produtos são considerados fertilizantes básicos, e mesmo para eles, a influência da mudança do preço do petróleo é pouco expressiva. O aumento de 1% no preço do petróleo aumentou em menos de 0,25% no preço de todos os outros produtos analisados.

Cifuentes e Nates (2016) examinaram a relação de magnitude e velocidade entre o preço internacional do café e o preço de varejo do café nas cinco maiores cidades da Colômbia; Barraquilla, Bogotá, Cali, Cartagena e Medellín. Confirmando a existência de relação de longo prazo entre estas variáveis, e existência de causalidade unidirecional do preço internacional do café aos preços do varejo, depois de utilizarem os testes ADF, KPSS, HEGY (Hylleberg, Engle, Granger e Yoo, 1990), cointegração de Engle e Granger, Cointegração de Johansen, causalidade de Granger, VECM e Função de Impulso resposta.

O estudo de Santos, Dallemole e Manso (2017) analisou a transmissão de preços entre os mercados de boi gordo, milho e soja no estado do Mato Grosso, de 2012 a 2015. Utilizando as ferramentas de séries temporais, quais sejam: testes ADF, cointegração de Johansen e modelo VECM, chegaram ao resultado de que existe na relação de longo prazo a cointegração entre os mercados supracitados, ocorrendo a transmissão de preços em todas as direções.

Um estudo sobre a transmissão de preço internacional de trigo para o mercado suíço, feito por Esposti e Listorti (2017), utilizando VECM com modelos de quebra estrutural foram estimados e mostraram o resultado de integração dos preços domésticos de trigo aos preços internacionais. Sendo assim, mesmo com o grau de proteção nacional, não impede que o preço suíço responda aos sinais do mercado internacional.

Bekkers et al. (2017) examinaram os determinantes da variação de transmissão de preços globais dos alimentos para os consumidores locais em uma amostra de 147 países. Também se utilizou o teste de Engle Granger para mostrar que apenas 4 países da amostra não apresentavam cointegração, ainda aplicaram o teste de Johansen para os países onde existia cointegração e após, o modelo VECM. Chegaram ao resultado de cerca de -0,3% de transmissão em relação a renda per capita, significando que há uma transmissão de preço maior dos choques dos preços globais de alimentos (especificamente *commodities*) para os consumidores finais nos países mais pobres, alertando implicações futuras na segurança alimentar dos países de rendas consideradas baixas.

A relação entre a produção de cereais e óleos vegetais e a produção de energia oriunda de alimentos foi estudada por Aké (2017). Ele estudou o aumento da demanda de energia de forma geral decorrente do crescimento da atividade econômica mundial, utilizando a metodologia GARCH. Aké (2017) defende, com base nos resultados, que há um mecanismo de sincronização entre os mercados de alimentos e biocombustíveis, desde que estes começaram a ser produzidos e comercializados, e que ainda é possível evidenciar uma capacidade do sistema energético-alimentar lidar com os desequilíbrios no sistema.

Ahmed (2018) avaliou a transmissão de preços ao longo da cadeia de comercialização de tomates no Egito, no período que segue a primavera árabe. Ao utilizar métodos de cálculo estatístico e variados no tempo: função copular multidimensional, que avalia a dependência entre preços ao longo da cadeia, e GARCH. Concluiu-se a relação de preços do produtor, atacadista e revendedor de tomates apresenta assimetria de preços, em que os aumentos de preços tendem a serem transferidos mais completamente ao longo da cadeia do que os declínios de preços.

Vargova e Rajcaniova (2018) analisaram a transmissão de preços, tanto no sentido vertical quanto horizontal, no mercado de leite de vaca, buscando explicar a Lei do preço único nos países V4 (Polônia, República Tcheca, Hungria e Eslováquia) no período de 2005 a 2017. Utilizou-se a metodologia de séries temporais como os testes ADF, AIC, cointegração de Johansen e VECM. Vargova e Rajcaniova confirmaram a existência da Lei de um preço único quando os preços ao produtor de leite em diferentes locais são cointegrados.

Rezende, de Oliveira Neto e Silva (2018) analisaram a volatilidade e transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil. Utilizando os testes ADF, cointegração de Johansen e VECM de séries temporais do preço do trigo americano, argentino e brasileiro. Concluíram que há uma correlação forte e positiva dos preços internacionais para com o doméstico, influenciando, inclusive, produtos derivados do trigo no Brasil.

Margarido, Shikida e Calvo (2018) examinaram a elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços domésticos brasileiros por meio do modelo estrutural, que diferente dos métodos já citados, leva em consideração componentes não observáveis como tendência, sazonalidade, ciclo e componente irregular. Eles chegaram ao resultado de que a relação entre o preço internacional e doméstico é inelástica, caracterizando que não se verifica a Lei do Preço Único, de acordo com a teoria que posiciona o açúcar como um alimento protegido e com muitas interferências comerciais.

Pham et al. (2018) analisaram a relação entre os preços nominais de filé de pangasius (espécie de peixe) nos estágios de produção e exportação no Vietnã e Polônia entre 2010 e 2014. Utilizaram os testes Phillips-Perron (PP), DF-GLD, AIC, Hanna-Quin, Schwarz Bayesian Criterion (SBC), Cointegração de Johansen e VECM. Concluíram que a transmissão de preços do atacado para exportação e da exportação para a fazenda demonstra simetrias de curto e longo prazo. Já a relação de longo prazo entre os varejistas e atacadistas é inexistente.

O Quadro 1 apresenta resumidamente os trabalhos revisados e suas metodologias utilizadas a respeito do tema transmissão de preços.

Quadro 1 – Relação de periódicos revisados

Autores	Título	Variáveis	Metodologia
Pham et al. (2018)	<i>Price transmission along the Vietnamese pangasius export chain</i>	Preços mensais de pangasius nos estágios de fazenda, exportação, atacado e varejo	ADF; PP; DF-GLD; AIC; Hanna-Quin; SBC; Cointegração de Johansen; VECM
Margarido, Shikida e Calvo (2018)	Análise da elasticidade da transmissão dos preços no	Preço mensal internacional do açúcar e preço médio	Modelo Estrutural

	Brasil: uma aplicação do modelo estrutural	recebido pelo exportador de açúcar do Brasil	
Rezende, de Oliveira Neto e Silva (2018)	Volatilidade e transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil	Preço mensal do trigo, preço da farinha de trigo e preço do pão francês no Brasil, preço do trigo nos EUA e preço do trigo na Argentina	ADF; Causalidade Granger; Cointegração de Johansen; VECM; Função impulso Resposta; GARCH
Vargova e Rajcaniova (2018)	<i>Spatial price transmission of milk prices among visegrad countries</i>	Preço mensal internacional do leite na Eslováquia, Polônia, República Tcheca e Hungria	ADF; AIC; Cointegração de Johansen; VECM
Ahmed (2018)	<i>Vertical price transmission in the Egiptian tomato sector after the arab spring</i>	Preço semanal no Egito do tomate na produção, no atacado e no varejo	Função copular multidimensional; GARCH
Aké (2017)	<i>The nonlinear relation between biofuels and food prices</i>	Índice de gorduras e óleos, índice de energia de combustível, índice de alimentos, consumo total de biocombustíveis, consumo total de combustíveis líquidos, PIB global.	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); DCC; GARCH
Bekkers et al. (2017)	<i>Local food prices and international price transmission</i>	Preço mensal internacional dos alimentos	Teste Engle-Granger; Cointegração de Johansen, VECM; ARIMA.
Esposti e Listori (2017)	<i>Price transmission in the swiss wheat Market: does sophisticated border protection make the difference?</i>	Preço mensal do trigo doméstico para o produtor e para a alimentação doméstica, preços internacionais do trigo e o preço internacional com taxas.	ADF, PP, KPSS; Cointegração de Johansen; VECM
Santos, Dallemole e Manso (2017)	Análise da transmissão de preços nos mercados de boi gordo, milho e soja de Mato Grosso	Preço diário do boi gordo, milho e soja.	ADF, Coitegração de Johansen, VECM; Função impulso resposta.
Cifuentes e Nates (2016)	<i>El precio mundial del café y su efecto em el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia</i>	Preço mensal internacional do café e o preço do café em cinco cidades da Comlômbia.	ADF, KPSS, HEGY, Cointegração de Engle Granger, Cointegração de Johansen, VECM, Função impulso resposta.
Bini et al. (2016)	Transmissão de preços ao longo das cadeias produtivas do Brasil	Preço mensal do petróleo, cloreto de potássio, superfosfato, sulfato de amônia, milho, soja, frango e taxa de câmbio	DF-GLS; MAIC; Coitegração de Johansen; VECM; Causalidade de Granger
Castro (2016)	Analisando a substitutibilidade no mercado mundial de óleos	Preço mensal internacional do óleo de soja, de palma e de canola	ADF; AIC, SC; Causalidade Granger; teste de Engle-Granger; VECM

	vegetais via transmissão de preços		
Frascaroli e Carvalho (2016)	Transmissão de preços no mercado de bioetanol entre Alagoas e Pernambuco: uma análise de cointegração	Preço mensal do etanol anidro e hidratado em Alagoas e Pernambuco	ADF, PP, KPSS; Cointegração de Johansen; VECM; TVEC
Frascaroli, Silva e Sousa (2016)	<i>Restrictions for biodiesel markets growth: an analysis of transaction costs and price transmission of soybean from the US to Brazil</i>	Preço mensal da soja no EUA, no Oeste-PR, Passo Fundo-RS e Rondonópolis-MT do Brasil	ADF e PP; KPSS; Cointegração de Johansen; VECM
Bini, Canever e Denardim (2015)	Correlação e causalidade entre os preços de <i>commodities</i> e energia	Preço mensal internacional do petróleo, preço brasileiro da cana, etanol, milho e soja, preço americano do milho e do etanol e câmbio	AIC, SC, HQ; Causalidade Granger; VECM; Função impulso resposta;
Santos, Aguiar e Figueiredo (2015)	Assimetria na transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejista de etanol no estado de São Paulo	Preço mensal do etanol para o varejo em grupos de cidades de São Paulo	NG e Perron, Cointegração de Johansen; LR, FPE, AIC, SC, HQ; Teste LM; Teste de White; Teste Jarque-Bera;
Margarido, Bueno e Turolla (2014)	Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja	Preço mensal internacional do petróleo e da soja	ADF; Causalidade de Granger; Cointegração de Johansen; Exogeneidade; VECM; Função Resposta de Impulso; GARCH

Fonte: elaborado pela autora (2020).

Feito o levantamento da revisão de literatura, é possível perceber com base em tais estudos empíricos a relevância do assunto de transmissão de preço, sobretudo do preço do petróleo sobre os preços de produtos agrícolas, identificando-se uma relação insumo produto existente nestes mercados. Além disso, observou-se que dos dezessete trabalhos analisados, 13 deles utilizaram teste econométricos e o modelo de vetores autoregressivos, mais especificamente, o modelo de correção de erros (VECM).

Nesse sentido, no próximo tópico é descrito a metodologia proposta, conforme a análise do estado da arte apresentada neste tópico, e assim ter sido optado por utilizar neste estudo a metodologia VECM.

4. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

4.1 Base de dados

Serão utilizadas séries temporais com periodicidade mensal de janeiro de 1980 a agosto 2019. As séries foram obtidas da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI) (*International Monetary Fund*, 2019) com o preço indexado no ano de 2016. A escolha do período de análise está diretamente ligada à disponibilidade temporal do banco de dados utilizado. A série de petróleo corresponde ao *Crude oil (petroleum)* e encontra-se em dólar por barril. A série do óleo de soja corresponde a *soybean oil* e encontra-se em dólar por metro tonelada, ambas a preço do mercado internacional.

Conjuntos de dados de séries temporais são observações sobre cada variável ao longo do tempo. Considerando que nas ciências sociais, os eventos passados podem influenciar os eventos futuros, o tempo é um fator importante em um conjunto de dados de séries temporais, em que a ordenação cronológica das observações transmite informações relevantes. Raramente pode-se dizer (se é que pode se afirmar) que as observações econômicas são independentes ao longo do tempo, pois a grande maioria delas estão relacionadas. Outra característica importante é a frequência dos dados, que no caso deste estudo são mensais (WOOLDRIDGE, 2015).

O *software* utilizado para realização dos testes econométricos foi o Eviews versão 10.

4.2 Testes Econométricos

Primeiramente, os preços foram convertidos em logaritmos neperianos de modo que as relações entre as variáveis pudessem ser interpretadas como elasticidades. O quadro abaixo mostra quais testes e seus devidos procedimentos serão avaliados:

Quadro 2 – Procedimentos adotados para realização dos testes econométricos

Teste	Procedimento
Número de defasagens	AIC (Akaike); Schwarz's (SBIC) e Hannah-Quinn (HQIC)
Raiz Unitária	ADF, KPSS
Causalidade	Teste de Causalidade Granger
Cointegração	Teste de Johansen
Relação de curto e longo prazo	VECM
Impulso resposta	Função Impulso Resposta

Fonte: elaborado pela autora (2020).

Os testes e seus decorrentes procedimentos foram colocados na tabela de forma a simplificar resumidamente as etapas adotadas para este estudo de acordo com o estado da arte já apresentados no tópico anterior.

4.2.1 Determinação do número de defasagens

Antes de fazer o teste de raiz unitária, é preciso determinar o número de defasagens necessário para cada fase do teste. O número de defasagens é importante para garantir que os resíduos das auto regressões feitos no teste de raiz unitária não sejam correlacionados, e assim garantir resultados não viesados (GUJARATI; PORTER, 2011). Para a determinação do número de defasagens foram utilizados o critério de Akaike (AIC), Schwarz's (SBIC) e Hannah-Quinn (HQIC) que são definidos como:

$$AIC(m) = \ln|\hat{I}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (1)$$

$$SBIC(m) = \ln|\hat{I}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (2)$$

$$HQIC(m) = \ln|\hat{I}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (3)$$

cujo mn^2 corresponde ao número total de parâmetros estimados em todas as equações. É necessário observar o menor valor dado pelos critérios de informação para determinar o número adequado de defasagens em todas as variáveis endógenas (BUENO, 2012).

4.2.2 Teste de Raiz Unitária - Dickey-Fuller Augmented (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Após o número de defasagens ser alcançado, passa-se para o teste de raiz unitária. Primeiramente é preciso saber que se uma série temporal é não estacionária, é possível estudar seu comportamento apenas pelo período em consideração. Pois, cada conjunto de dados de série temporal será individualmente especificado, sendo assim, não possível generaliza-lo para períodos sequentes. Logo, é interessante para nós que as séries sejam estacionárias (GUJARATI; PORTER, 2011).

Uma característica sólida para o estudo de séries temporais é que as séries sejam estacionárias. Para atender esta característica é necessário a série ter média e a variância constantes ao longo do tempo, e a covariância entre dois períodos depender apenas da defasagem entre eles e não o tempo real em que a variância é computada. Na literatura, este processo é chamado de processo estocástico fracamente estacionário, e pode-se defini-lo deste modo:

$$\text{Média} \quad E(Y_t) = \mu \quad (4)$$

$$\text{Variância} \quad \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (5)$$

$$\text{Covariância} \quad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (6)$$

em que Y_t é considerado uma série temporal estocástica, γ_k , a covariância na defasagem k , é a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} , ou seja, entre dois valores de Y separados por k (GUJARATI; PORTER, 2011).

Segundo Vasconcellos e Alves (2000), grande parte das séries macroeconômicas são integradas de ordem 1. Os testes mais difundidos se destinam a estas séries integradas de grau 1 ou estacionárias em nível.

Considera-se o seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

tal que μ é o termo erro e ρ é o parâmetro, então a série é considerada estacionária se $|\rho| < 1$. Caso $\rho=1$, a série é não estacionária (é um passeio aleatório), significando que a variância se intensifica com o tempo. Logo, o teste de raiz unitária serve para o teste de hipótese $H_0: \rho=1$ contra $H_1: \rho < 1$, do modelo em questão.

A primeira ideia que pode surgir é que para estimar ρ seria possível utilizar Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e testar H_0 por meio do teste t . Entretanto, se a hipótese nula for aceita, ρ apresentará um viés negativo, e a estatística t não terá distribuição t de Student. A partir disto, Dickey e Fuller (1979) derivaram a distribuição de ρ estimado quando $\rho=1$ por meio de simulações, assim desenvolveram o teste para uma raiz unitária (VASCONCELLOS; ALVES, 2000).

O teste ADF será utilizado para determinar a ordem de integração de cada variável utilizada. Este teste foi uma correção do primeiro teste idealizado por Dickey e Fuller (1979),

em sua segunda edição, por assim dizer, considerando-se o erro correlacionado. Sendo assim, o teste funciona com a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que ε_t representa o termo erro do ruído branco puro e os números defasados da variável dependente são representados pela expressão $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$. O número de defasagens serve para que o termo de erro seja não correlacionado serialmente, então este número de defasagens deve ser o bastante para que se possa obter uma estimativa não viesada. Se a série temporal for não estacionária, a hipótese nula é afirmada quando $\delta = 0$. Pode-se afirmar que o teste ADF possui igual distribuição assintótica da estatística τ (*tau*), de forma que os mesmos valores fundamentais possam ser aproveitados (GUJARATI; PORTER, 2011).

Já o teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) é posterior ao teste ADF e surge com objetivo de diminuir a incerteza do primeiro. Ele tem como hipótese nula que as séries sejam estacionárias, ou seja, ausência de raiz unitária (KWIATKOWSKI et al., 1992). O KPSS consiste no seguinte modelo:

$$y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t \quad (10)$$

A variável ζ_t é um passeio aleatório, seu valor inicial serve como intercepto e é um valor fixo. A variável u_t é uma distribuição normal com variância constante. Os valores críticos para a estatística KPSS são obtidos por uma simulação parecida com a distribuição “ τ ” do teste ADF (REIMBOLD et al., 2017).

4.2.3 Causalidade – Teste de Causalidade Granger

A ideia básica de causalidade é que se X causa Y , logo variações em X deveriam preceder variações em Y . Para dizer que X causa Y , X deveria ajudar a prever Y e, Y não deveria ajudar a prever X , pois se isso acontecesse, seria provável que uma ou mais variáveis estivessem causando as variações observadas em X e Y . Para verificar se estas condições são cumpridas, deve-se testar a hipótese nula de que uma variável não ajuda a prever outra (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

O teste de Causalidade de Granger foi utilizado para verificar um possível relacionamento de curto prazo entre as variáveis. Ele é importante, pois pressupõe que eventos passados podem causar no sentido Granger eventos no presente. Este teste é conduzido com as variáveis estacionárias (GUJARATI; PORTER, 2011). Ele é feito utilizando as seguintes regressões:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (11)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \delta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (12)$$

em que u_{1t} e u_{2t} representam o termo de erro e são não correlacionados e, X_t e Y_t são funções com os valores defasados. A primeira equação propõe que X esteja relacionado a seus valores passados, assim como Y . De modo que na equação inferior na qual Y esteja relacionado com seus próprios valores defasados e o X .

De forma simplificada, pode-se dizer que se a variável X causa sentido Granger a variável Y , então as variações de X antecipam as variações de Y . De acordo com Gujarati e Porter (2011), é possível alcançar quatro tipos de resultados com a causalidade Granger:

1. Causalidade unidirecional: quando existe causalidade de X para Y , mas não de Y para X ;
2. Causalidade unidirecional: quando ocorre causalidade de Y para X , mas não de X para Y ;
3. Causalidade bilateral: quando existe causalidade de X para Y e de Y para X ;
4. Independência: quando nenhuma das regressões for estatisticamente significativa.

A causalidade no sentido Granger acontece quando se rejeita a hipótese nula de parâmetros α_i e δ_i iguais a zero. Por se tratar de um modelo de séries temporais os números de defasagens devem ser estabelecidos por meio dos critérios já citados, assim como as variáveis observadas devem atender a condição de estacionariedade.

4.2.4 Análise de Cointegração - Teste de Johansen

Para verificar uma possível relação de longo prazo foi utilizado o teste de Johansen (1988). Ele usa estimadores de máxima verossimilhança e admite testar a presença de múltiplos vetores de cointegração. Com este teste, pretendeu-se analisar a existência ou não de um relacionamento estocástico comum entre os preços internacionais de petróleo e óleo de soja no longo prazo.

O teste de cointegração de Johansen possibilita analisar se todas as variáveis endógenas de um grupo são estacionárias. Matematicamente, o teste almeja determinar o posto da matriz ϕ ($n \times n$), em que, caso haja cointegração, o posto será $r < n$. Quando a matriz $\phi=0$ é constituída por uma raiz unitária multivariada em que o determinante de uma matriz é o produto de seus autovalores e é ógnito que o posto de ϕ está entre 0 e n , é preciso certificar-se de que ϕ terá r autovalores diferentes de 0 e n e $n-r$ autovalores iguais a zero (BUENO, 2012).

O Teste do Traço é uma forma para a obtenção dos autovalores de ϕ , que consiste em:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

Neste caso, se como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração ($r=r^*$), contra a hipótese alternativa de que $r > r^*$ vetores de cointegração. Quando não houver cointegração, os autovalores encontrados serão próximos de zero, indicando a não estacionariedade e a instabilidade da matriz ϕ , não se pode rejeitar a hipótese nula. Há indícios de mais de um vetor de cointegração quando rejeitada a hipótese nula de que $r=r^*$.

A outra maneira para obtenção dos autovalores de ϕ é por meio do Teste de Máximo Autovalor, dado por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (14)$$

na qual a hipótese nula implica na existência de $r=r^*$ vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que $r^*+1=r$ vetores de cointegração. O Teste de Máximo Autovalor tem como principal função verificar o máximo autovalor significativo que um vetor de cointegração produz. Assim como no Teste do Traço, rejeitar a hipótese nula significa que há mais de um vetor de cointegração.

Além de verificar se existe autocorrelação dos resíduos, é necessário observar o menor valor dado pelos critérios de informação para determinar o número adequado de defasagens em todas as variáveis endógenas, e então utilizar o teste de cointegração (BUENO, 2012).

4.2.5 Relacionamento de Curto e Longo Prazo - Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) e VECM

Bueno (2012) descreve que o modelo autorregressivo permite que se expressem modelos econômicos completos e estimem-se seus parâmetros. Este modelo expressa as

relações entre as variáveis endógenas, determinado por meio de uma equação de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas (X_t), conectados entre si através de uma matriz A :

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B \varepsilon_t \quad (15)$$

na qual A representa uma matriz $n \times n$, definindo as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$ (X_t); B_0 um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são as matrizes $n \times n$; B uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão e ε_t um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si, de forma contemporânea ou temporal.

As hipóteses assumidas para o modelo VAR são:

- y_t e z_t ambos sejam estacionários;
- $\varepsilon_{yt} \sim RB(0,1)$ e $\varepsilon_{zt} \sim RB(0,1)$;
- $Cov(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) = 0$;

Caso verificada a relação de longo prazo, utiliza-se o Modelo VECM para realização da análise econômica de relacionamento, tanto de longo quanto de curto prazo.

O teste de cointegração tem como objetivo testar os resíduos (u_t) para verificação das variáveis serem estacionárias ou não. Quando estacionária utiliza-se esta informação para melhor ajustar o modelo VAR, devido a este ajuste é denominado por um VECM. Além do mais, existindo cointegração entre as variáveis endógenas, pode-se dizer que existe relação de equilíbrio de longo prazo (BUENO, 2012).

O modelo VECM é dado pela seguinte equação:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (16)$$

sendo $\Lambda_i = \sum_{j=1+i}^p \Phi_j$, $i = 1, 2, \dots, p - 1$.

O modelo explica ΔX_t por meio de dois fatores, o primeiro de curto prazo $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ e, o segundo em relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor das variáveis endógenas ΦX_{t-1} .

O modelo VECM sempre será associado quando o modelo VAR apresentar presença de cointegração, com isso, o melhor modelo a ser estimado será o VECM, pois ele consegue captar a estimação da relação de longo prazo. Entretanto, assim como o VECM, o VAR também dispõe

do teste de causalidade de Granger, que verifica se eventos passados precedem eventos presentes entre as variáveis (BUENO, 2012; ENDERS, 2004).

4.2.6 Função de Impulso Resposta

A Função de Impulso Resposta (FIR) é utilizada para mostrar a trilha temporal percorrida para cada variável, como para choques originados nas demais variáveis do sistema sobre a variável de interesse. Segundo Matos (2000), a FIR analisa o comportamento das séries em resposta a choques provocados por variáveis residuais.

Matos (2000) ressalta que a função impulso resposta ao ser utilizada no modelo VEC tende a se anular com o tempo, isto significa dizer que as variáveis endógenas tenderiam para uma trajetória de equilíbrio de longo prazo. Ao contrário do que aconteceria em um modelo VAR, em que as variáveis fossem não estacionárias, no modelo VEC, os choques não teriam efeitos permanentes. Havendo o uso do modelo VEC e cointegração das variáveis, a FIR pode ser analisada como uma sucessão de decorrências ou respostas sobre alguma variável, causados por desvios de seu equilíbrio inicial em relação a outra variável.

4.2.7 Modelo econométrico proposto

As estimações deste estudo foram realizadas com as variáveis de preços internacionais do petróleo e do óleo de soja. Todas as variáveis foram logaritmizadas. Segundo Gujarati e Porter (2011), a mensuração em modelos log-log ocorre por meio da elasticidade, sendo este um fator que se tornou bastante disseminado nos estudos aplicados, uma vez que o coeficiente angular β_2 mede a elasticidade de Y sobre X . Sendo assim, a variação percentual de Y responde a uma dada variação percentual (pequena) em X .

A metodologia escolhida foi o Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM), em razão de este modelo econométrico utilizar os dados em séries temporais, sendo todas as variáveis endógenas e os erros distribuídos de forma aleatória.

Em relação aos trabalhos apresentados anteriormente no estudo da literatura empírica, o diferencial deste trabalho consiste na análise do período de 1980 a 2019 e o produto óleo de soja. Um produto industrializado, derivado de uma das *commodities* geralmente estudada.

A seguir, será apresentada a estimação para o preço internacional do petróleo e do óleo de soja. Com o objetivo de evidenciar a influência do preço do petróleo sobre preço do óleo de

soja, foram utilizadas as respectivas séries como variáveis (óleo de soja e petróleo). A equação seguinte apresenta a estimação em logaritmo:

$$\ln Oleodesoja = \alpha_1 + \alpha_2 \ln Petroleo + \varepsilon \quad (17)$$

Sendo:

\ln : logaritmo natural; e,

ε : o termo de erro.

A relação esperada é dada pela derivada parcial a seguir, sendo a hipótese testada:

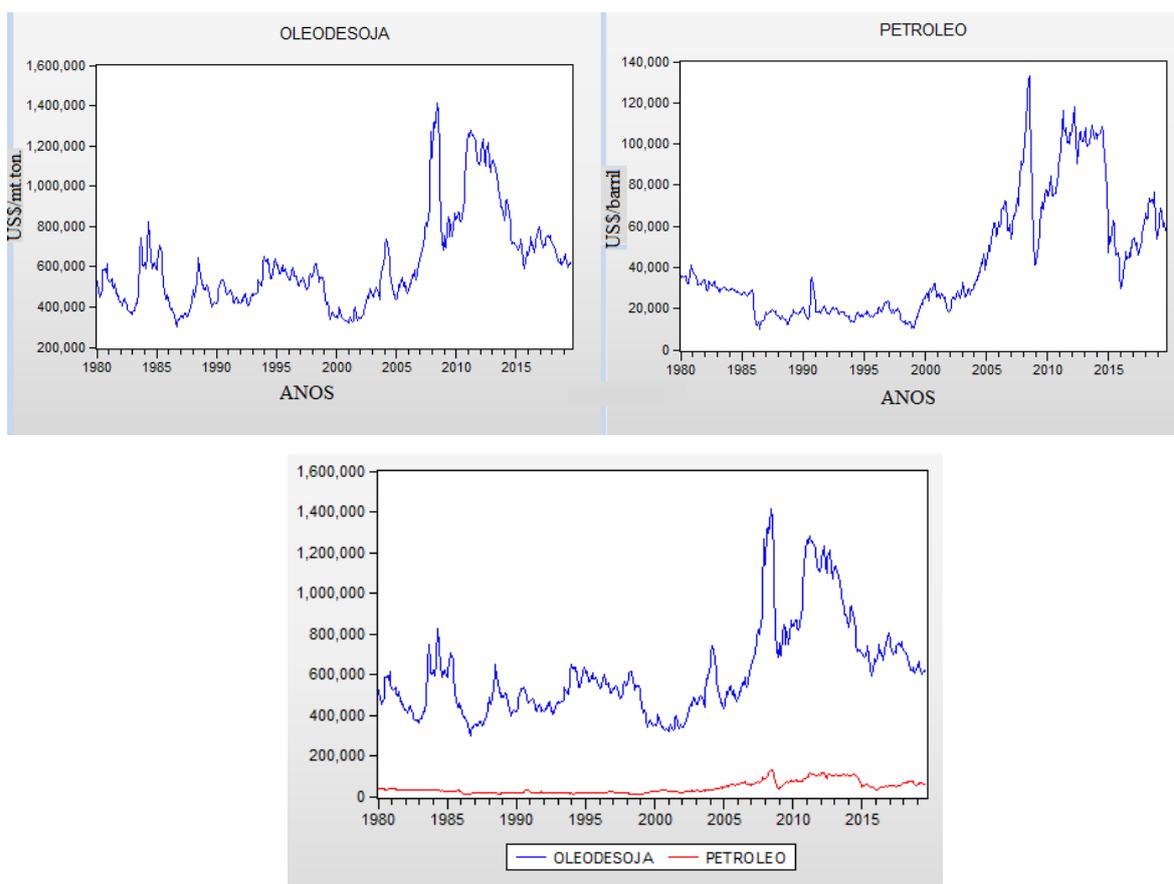
$$\frac{\partial \ln Oleodesoja}{\partial \ln Petroleo} > 0;$$

Acerca da equação, ao analisar a variável independente sobre a variável dependente supõe-se que um aumento do preço do petróleo $\ln Petroleo$ aumente, conseqüentemente, o preço do óleo de soja $\ln Oleodesoja$, influenciando positivamente tal variável.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo apresentam-se os resultados e a análise de elasticidade de transmissão de preço no mercado internacional do petróleo e do óleo de soja. O período compreendido para a análise foi de janeiro de 1980 a agosto de 2019. A Figura 6 mostra o desempenho das variáveis estudadas neste período já logaritmizadas.

Figura 6 – Variáveis Preço do Petróleo e Preço do Óleo de Soja



Fonte: elaborado pela autora (2020).

Na inspeção visual pode-se perceber um comportamento semelhante das séries de preços ao longo do período analisado. Ainda pode se verificar na Figura 6 o pico em alto desnível dos preços das séries de óleo de soja e petróleo em 2008, provavelmente, devido a grande crise econômica mundial ocorrida em tal ano. Ainda durante o período compreendido, percebe-se que tanto os logaritmos de preços do óleo de soja quanto do petróleo não demonstram uma tendência clara, nem de aumento, nem de diminuição de preços. É visto que ambas as variáveis não apresentam média e variância constante, indicando presença de raiz

unitária. Entretanto, esta análise primária não é suficiente para sugerir que as variáveis em análise sejam ou não estacionárias, recomendando assim a necessidade para testes mais formais de estacionariedade.

Antes de realizar os próximos testes, foi preciso escolher o número de defasagens. Para isto foram utilizados os critérios de informação Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. O resultado completo pode ser visto no Anexo E.

Tabela 3 – Teste de seleção de defasagens

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	49.69986	49.71759	49.70684
1	43.30362	43.35680	43.32455
2	43.07338*	43.16202*	43.10826*
3	43.08396	43.20806	43.13280
4	43.08362	43.24317	43.14640
5	43.08767	43.28268	43.16441
6	43.08688	43.31735	43.17757
7	43.08479	43.35072	43.18943
8	43.09575	43.39713	43.21434

Fonte: elaborada pela autora (2020).

Nota: a defasagem escolhida pelos critérios permeia-se em *. Os critérios supracitados são: Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) e Schwarz (SBIC).

A Tabela 3 mostra o teste de seleção de defasagens para cada critério já citado. Estando os três testes estão de acordo com o mesmo resultado, mostrando a necessidade de se utilizar duas defasagens nos testes seguintes.

Mostrando-se necessária a aplicação de outros métodos de avaliação para verificar a estacionariedade das variáveis, realizaram-se os testes de raiz unitária ADF e KPSS. As Tabelas 4, 5, 6 e 7 apresentam os testes estatísticos, níveis de significância e p-valor em nível e em primeira diferença.

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária ADF para Preço do Óleo de Soja

Variável	Defasagens	p-valor	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
				1%	5%	10%
<i>N com intercepto</i>	2	0.1097	-2.526912	-3.443921	-2.867418	-2.569963
<i>N com tendência e intercepto</i>	2	0.1309	-3.008456	-3.977536	-3.419330	-3.132248
<i>DI com intercepto</i>	2	0.0000	-16.69458	-3.443921	-2.867418	-2.569963
<i>DI com intercepto e tendência</i>	2	0.0000	-16.67748	-3.977536	-3.419930	-3.132248

Fonte: elaborada pela autora (2020).

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária ADF para Preço do Petróleo

Variável	Defasagens	p-valor	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
				1%	5%	10%
<i>N com intercepto</i>	2	0.1891	-2.249931	-3.443921	-2.867418	-2.569963
<i>N com tendência e intercepto</i>	2	0.0958	-3.151080	-3.977536	-3.419330	-3.132248
<i>DI com intercepto</i>	2	0.0000	-13.99479	-3.443921	-2.867418	-2.569963
<i>DI com intercepto e tendência</i>	2	0.0000	-13.97983	-3.977536	-3.419330	-3.132248

Fonte: elaborada pela autora (2020).

A hipótese nula para o teste ADF é a não estacionariedade da série, com presença de raiz unitária. Realizado com constante e com constante e tendência, tanto para a variável preço de óleo de soja, quanto para preço do petróleo em nível $I(0)$ não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1, 5 e 10% de significância. Ou seja, as variáveis não são estacionárias em nível. Ao realizar o teste em primeira diferença $I(1)$, as variáveis apresentam estacionariedade, rejeitando a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1, 5 e 10% de significância, pois os testes estatísticos em primeira diferença são menores que os valores de significância apresentados em 1%, 5% e 10%.

Os testes de raiz unitária são sensíveis à remoção ou inclusão de intercepto e tendência, em função do tamanho da amostra e do número de defasagens usadas para rodar as séries. Além disso, é indicado tomar cuidado se os valores calculados do teste de raiz unitária estão muito próximos dos valores tabelados, podendo indicar erroneamente que a série é estacionária (MARGARIDO, 2001).

Apesar de as Tabelas 4 e 5 com o teste ADF não apresentarem estes problemas, também foi realizado o teste KPSS de raiz unitária para dar maior robustez aos resultados e diminuir as

incertezas, pois o teste ADF, diante da presença de quebras estruturais, pode conduzir resultados viesados.

Tabela 6 – Teste de Raiz Unitária KPSS para Preço do Óleo de Soja

Variável	Defasagens	p-valor	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
				1%	5%	10%
<i>N com intercepto</i>	2	0.0000	57.55942	0.739000	0.463000	0.347000
<i>N com tendência e intercepto</i>	2	0.0000	15.62594 508.9301	0.216000	0.146000	0.119000
<i>DI com intercepto</i>	2	0.9074	0.0116347	0.739000	0.463000	0.347000
<i>DI com intercepto e tendência</i>	2	0.8613	-0.134857 0.174872	0.216000	0.146000	0.119000

Fonte: elaborada pela autora (2020).

Tabela 7 – Teste de Raiz Unitária KPSS para Preço do Petróleo

Variável	Defasagens	p-valor	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
				1%	5%	10%
<i>N com intercepto</i>	2	0.0000	31.37023	0.739000	0.463000	0.347000
<i>N com tendência e intercepto</i>	2	0.0000	20.11460 3.955237	0.216000	0.146000	0.119000
<i>DI com intercepto</i>	2	0.7969	0.257570	0.739000	0.463000	0.347000
<i>DI com intercepto e tendência</i>	2	0.9754	-0.030872 0.183873	0.216000	0.146000	0.119000

Fonte: elaborada pela autora (2020).

A fim fortalecer o resultado do teste de raiz unitária, também foi feito o teste KPSS. Este por sua vez, ao contrário do ADF, sugere que a hipótese nula consiste em estacionariedade da série. Realizado com constante e com constante e tendência nos níveis de 1, 5 e 10% de significância. A hipótese nula foi rejeitada em nível $I(0)$ apresentando não estacionariedade da série. Já em primeira diferença $I(1)$ não se rejeitou a hipótese nula, indicando estacionariedade das séries.

Os resultados dos testes de raiz unitária mostram semelhança com testes de outros autores que também trabalharam com *commodities*. As variáveis estudadas por Frascaroli; Silva e Sousa (2016), Cifuentes e Nates (2016), Frascaroli e Carvalho (2016) e Esposti e Listori

(2017), também resultaram em não estacionariedade em primeira diferença, tanto nos testes ADF, quanto no KPSS.

Na sequência, outro ponto que pôde ser analisado já nesta fase do trabalho foi a autocorrelação. Segundo Gujarati e Porter (2011), uma série temporal pode apresentar problemas de autocorrelação, que significa a possibilidade de que o termo erro relacionado a qualquer uma das observações é influenciado pelo termo erro de outra observação qualquer. O teste de Durbin-Watson adverte a ausência de autocorrelação entre as variáveis estacionárias, com o resultado de valores que pode ser observado nos Anexos A e B se aproximam de 2, nota-se que as séries estudadas não apresentam tais problemas em primeira diferença.

Depois de testar a estacionariedade das séries e verificar que ambas são estacionárias em primeira diferença, este trabalho seguiu utilizando as variáveis em ordem $I(1)$.

O teste de Causalidade Granger (Anexo F) também deve ser feito já com as variáveis estacionárias, isto implica que em sua estimação os elementos de longo prazo das séries são desconsiderados, ficando somente os elementos de curto prazo. Após a realização do Teste de Causalidade Ganger, ele apontou que no curto prazo, não há causalidade no sentido Granger do óleo de soja sobre o petróleo e petróleo também não causa Granger sobre o óleo de soja. O teste foi realizado utilizando 2 lags de acordo com o critério AIC, SC e HQ. Este resultado vai de acordo com o estudo de Margarido, Bueno e Turolla (2014) em que, por exemplo, as variações entre os preços do petróleo e a soja não causam Granger um em relação ao outro, e Bener Canever e Denardim (2015), em que a causalidade foi pouco significativa e sem causalidade bidirecional.

Realmente há expectativa de que variações no preço internacional do óleo de soja não causam variações no preço internacional do petróleo, pois o petróleo é um produto de maior relevância para economia de um nação do que o óleo de soja, corroborando para o resultado adquirido, uma vez que os preços do óleo de soja não causam Granger os preços do petróleo. Entretanto, seria de se esperar que variações no preço internacional do petróleo pudesse causar variações no preço internacional do óleo de soja, já que o petróleo adentra como insumo na produção agrícola da soja e, conseqüentemente, do óleo de soja. No entanto, o resultado do teste mostrou que variações no preço do petróleo não causam variações nos preços de óleo de soja. O modelo de Nerlove (1958), pode contribuir para explicação deste resultado, em que sua teoria supõe que os preços da produção agrícola apresentam certa impossibilidade de ajuste com variações nos preços dos próprios produtos, insumos e produtos concorrentes na produção agrícola no curto prazo, pois há um tempo específico para produção, logo, o ajuste completo tende a ocorrer no longo prazo.

Sendo assim, espera-se que haja relação de longo prazo, em que as séries, possivelmente, convergem para um relacionamento de equilíbrio de longo prazo, ou seja, cointegram.

Para testar a relação de longo prazo, estimou-se o teste de cointegração de Johansen, que possui o Teste do Traço e o Teste do Máximo Autovalor. O Teste do Traço tem como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração, em oposição à hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores de cointegração. E o Teste do Máximo Autovalor oferece como hipótese nula a presença de r^* vetores de cointegração, versus a hipótese alternativa de r^*+1 vetores de cointegração. Foi realizado com 2 defasagens, como mostram os critérios AIC, SC e HQIC na Tabela 3, e os resultados do Teste de Cointegração de Johansen são apresentados pela Tabela 8, tendo sido definido para rejeição ou não rejeição da hipótese nula em 5% de significância estatística, com a saída completa do Eviews no Anexo G.

Tabela 8 - Teste Johansen para Análise de Cointegração para transmissão de preço no mercado internacional de petróleo e óleo de soja

H_0	H_1	Estatística	Valor crítico 5%	Prob.
Teste do traço				
$r = 0$	$r \geq 0$	25.50948	15.49471	0.0011
$r \leq 1$	$r \geq 1$	4.868015	3.841466	0.0274
Teste do máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 0$	20.64146	14.26460	0.0043
$r \leq 1$	$r = 1$	4.868015	3.841466	0.0274

Fonte: elaborada pela autora (2020).

Analisando os resultados do teste de Cointegração de Johansen, foi rejeitada a hipótese nula da existência de nenhum vetor de cointegração, uma vez que o valor crítico da estatística traço é inferior ao seu respectivo valor calculado, assim como o valor crítico da estatística de máximo autovalor é inferior ao seu valor calculado. O teste indica que há dois vetores de cointegração ao nível de 5% de significância para ambos os testes, Traço e de Auto Valor, sugerindo que as séries de preços possuem relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, possuem cointegração.

A constatação de cointegração entre séries de preços também pode ser percebida em estudos como o de Rezende, de Oliveira Neto e Silva (2018), que mostra a cointegração entre preços de *commodities* domésticos e internacionais, Bini, Canever e Denardim (2015), que mostra relação entre preços de *commodities* e energia, Margarido, Bueno e Turolla (2014) mostram que há pelo menos um vetor de cointegração na relação de preço internacional de petróleo e soja, e Castro (2016) que também capta a cointegração entre óleos vegetais no mercado mundial, entre outros.

Sendo as variáveis do modelo estacionárias de ordem $I(1)$ e cointegradas, o modelo VECM segue como o mais adequado pois, segundo Bueno (2012), quando diferenciadas, as variáveis podem omitir informações importantes, e o VECM corrige este problema, além de explicar os fatores de curto e longo prazo entre as variáveis endógenas cointegradas.

Depois de verificada a existência de dois vetores de cointegração no teste de Johansen, foi estimado o Modelo VECM.

Tabela 7 - Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o VECM

Variável	Curto prazo	Longo prazo normalizado para o VECM
<i>Oleodesoja</i>	-0,039943 (0,01529) [-2,61185]	1,000000
<i>Petroleo</i>	0.003679 (0.00137) [2.68110]	-7.325426 (0.89150) [-8.21694]
C		-303978.9

Fonte: elaborado pela autora (2020).

Nota: o erro padrão são os valores entre parênteses, e a estatística t são os valores entre colchetes.

Como as variáveis estão logaritmizadas, as análises dos resultados são interpretadas como elasticidade. Os valores entre colchetes, na Tabela 7, são resultados da estatística t do modelo. A partir do teste t verifica-se que a hipótese nula da variável explicativa *Petroleo* do modelo de longo prazo normalizado para o VECM foi rejeitada, pois o resultado do teste se situa na região crítica, sendo estatisticamente significativo a 5%.

β representa a elasticidade de ajustamento entre os preços no curto prazo. Já o resultado do ajustamento que as variações necessitam realizar no curto prazo para alcançarem o equilíbrio de longo prazo é dado pelo coeficiente α -0,039943; em que estas variações são em média corrigidas em torno de 3,99% ao mês.

O resultado da estimação do modelo de longo prazo normalizado é dado pela equação a seguir, em logaritmo, visto que a análise é feita com o sinal invertido:

$$Oleodesoja = 303978.9 + 7.325426 \text{ Petroleo} \quad (18)$$

A variável explicativa apresentou o resultado esperado, já que o sinal positivo da variável *petroleo* indica que um aumento do seu preço influencia positivamente no preço do

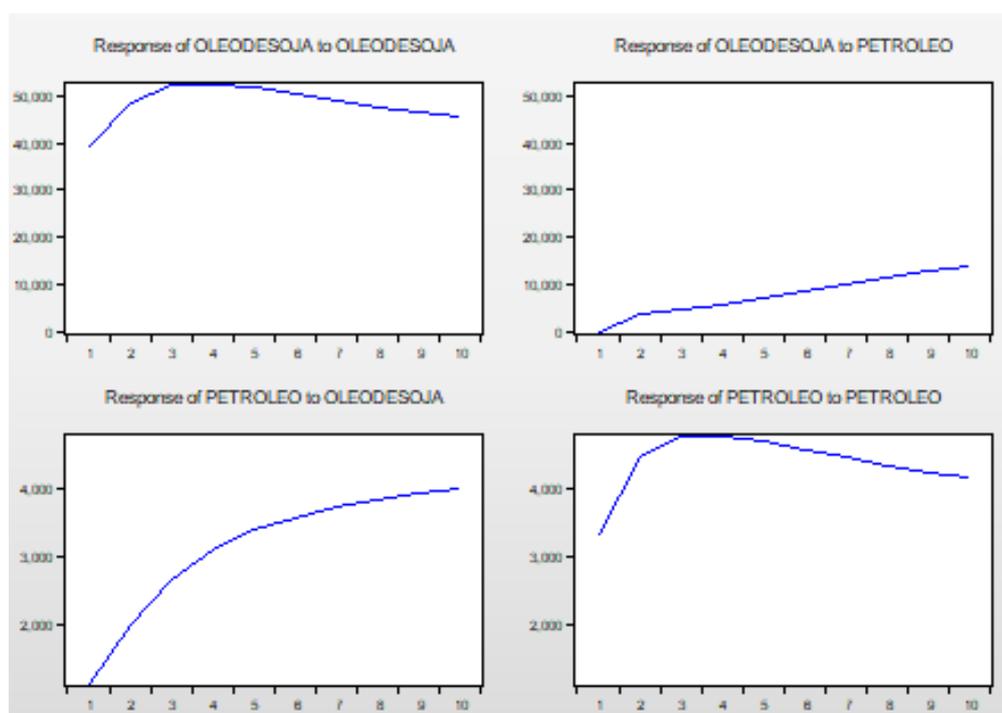
óleo de soja. Sendo que 1% de aumento no preço do petróleo eleva o preço do óleo de soja em 7,32%. Verifica-se que este resultado vai de encontro com o aporte teórico abordado neste estudo, em que discute-se a influência do preço do petróleo para com a continuação das cadeias de energia e alimento.

Conforme literatura consultada, o petróleo é uma variável relevante na determinação do preço de *commodities* agrícolas. Assim, como o de Bini, Canever e Denardim (2015), este trabalho também confirmou a condição de entrelaçamento entre os preços da *commodity* alimentícia e energética, em que o preço de produtos primários têm dependência do preço de petróleo, tanto no mercado brasileiro, como no mercado internacional.

Realizaram-se os testes de heterocedasticidade e de normalidade dos resíduos, a fim de dar maior robustez aos dados, cujos resultados são verificados nos Anexos J, K e L. O resultado do teste de heterocedasticidade rejeitou a hipótese nula com a probabilidade de 0,00%. Os resultados do teste de normalidade dos resíduos demonstraram a rejeição da hipótese nula.

A Figura 7 mostra a função impulso resposta dos preços internacionais do óleo de soja em relação a choques não antecipados nos próprios preços, FIR para os preços internacionais do óleo de soja para choques no petróleo, FIR para os preços internacionais do petróleo em relação a choques no preço internacional do óleo de soja e FIR para os preços internacionais do petróleo em relação a choques nos próprios preços para 10 períodos, respectivamente.

Figura 7 – Função Impulso Resposta



Fonte: elaborado pela autora (2020).

Após o choque dos preços do petróleo sobre os preços do óleo de soja, estes últimos tem um aumento acentuado no primeiro mês, e a partir do segundo mês, em que fica incidente o choque inicial, os preços internacionais do óleo de soja começam a apresentar uma tendência ascendente até se estabilizar em torno no décimo período.

Este comportamento é compreensível, pois, no período estudado os preços do petróleo tiveram conduta ascendente, levando esta ascensão a ser transmitidas também para os preços da cadeia da soja. Pois a demanda da soja se eleva uma vez que além de ser usada na produção da soja e alimentação, ela passa a ser demandada também para a produção de biodiesel, pressionando ainda mais o preço da soja no mercado internacional.

É possível observar que um choque do preço internacional do óleo de soja sobre o preço internacional do petróleo também indica um aumento acentuado neste último até o terceiro período, e depois tendendo ao equilíbrio até o décimo período. Porém, em escala menos significativa.

Figura 8 - Decomposição da variância

Variance Decomposition of OLEODESOJA:			
Period	S.E.	OLEODESOJA	PETROLEO
1	39314.94	100.0000	0.000000
2	62599.36	99.68009	0.319914
3	81712.03	99.51039	0.489609
4	97364.25	99.30661	0.693389
5	110477.0	99.04552	0.954476
6	121733.3	98.71879	1.281211
7	131616.1	98.32900	1.671000
8	140460.2	97.88354	2.116456
9	148499.4	97.39158	2.608422
10	155899.9	96.86236	3.137638

Variance Decomposition of PETROLEO:			
Period	S.E.	OLEODESOJA	PETROLEO
1	3527.889	10.72517	89.27483
2	6049.040	14.61964	85.38036
3	8167.337	18.80604	81.19396
4	9969.594	22.38600	77.61400
5	11532.54	25.40232	74.59768
6	12916.38	27.96662	72.03338
7	14164.74	30.18674	69.81326
8	15308.57	32.14516	67.85484
9	16369.86	33.90062	66.09938
10	17364.42	35.49402	64.50598

Fonte: elaborado pela autora (2020).

A análise da Figura 8 da decomposição da variância está constituída em período de 10 meses. No primeiro período verifica-se que a variável óleo de soja é influenciada pela variável petróleo. Um choque no óleo de soja não tem importância estatística na variância do erro de previsão do petróleo no primeiro momento. No décimo mês, um choque no preço do óleo de soja explica cerca de 3% da variação no preço do petróleo. Já um choque no petróleo explica em torno de 10% da variância do erro no preço do óleo de soja no primeiro mês, chegando a atingir 35% no décimo mês.

Os resultados aqui encontrados mostram alguma semelhança aos resultados de Bini et al. (2016), por exemplo, em que foi estudada a transmissão de preços ao longo das cadeias produtivas do Brasil, incluindo neste estudo a variável petróleo e outras *commodities* de cereais, em que pode ser percebida a relevância do petróleo na decomposição variância.

6. CONCLUSÃO

Dada a importância de informações para tomada de decisões mais precisas dos agentes das cadeias mundiais de produção da soja e biodiesel, este estudo caracterizou-se por uma investigação empírica que buscou analisar a volatilidade e os efeitos de transmissão de preço no mercado internacional do petróleo e óleo de soja, *commodities* envolvidas na produção de energia e também na cadeia de produção de alimentos, abrangendo uma série temporal de janeiro de 1980 a agosto de 2019.

Foram explorados os conceitos de elasticidade e transmissão de preços, contextualizando o *trade-off* entre a produção de petróleo e o óleo de soja, além de abordar o contexto histórico e de mercado destas variáveis. Pôde-se identificar que o preço do petróleo é uma variável relevante na determinação do preço do óleo de soja, pois apresenta coeficientes significativos. Sendo a dinâmica dos preços nestes mercados, realmente, interligadas. O estudo comprovou que aumentos nos preços do petróleo podem influenciar em maior demanda de biodiesel, este pressionar os preços da soja, e automaticamente os preços do óleo de soja.

A estacionariedade das séries foi verificada como primeiro passo para alcançar os resultados propostos. Com o teste de causalidade pode-se concluir que os preços do petróleo e o do óleo de soja não apresentam relação de curto prazo. Porém, a constatação referente ao problema de pesquisa de que existe relação de longo prazo foi confirmada, conforme evidenciado nos resultados do teste de Johansen. Ou seja, evidenciou-se o relacionamento de cointegração entre as séries de preços, como supunha-se de ante mão diante da teoria revisada.

A fim de mensurar e detalhar as estimações para as variáveis propostas, foi empregado o Modelo Vetor de Correção de Erros para o período já citado com dados mensais. Modelo este crucialmente escolhido por sua ampla aplicação em séries temporais e por seus pressupostos estarem de acordo, inclusive, com a teoria abordada, a partir de análise das variáveis endógenas, com a distribuição aleatória do erro e presença de hipótese de ergodicidade.

A função impulso resposta, por fim, evidenciou que a resposta das variáveis aos choques não antecipados é em maior parte positiva, mesmo que de impacto relativamente moderado tendendo ao equilíbrio de longo prazo.

Ademais, os resultados encontrados neste trabalho corroboram com a revisão de literatura aqui apresentada, em que diversos autores concordam e discutem sobre a importância e relevância da influência que o petróleo exerce diante de produtos primários e, até mesmo, derivados. Os resultados ainda apresentaram relação estatisticamente significativa entre os preços das séries temporais analisadas, reforçam a importância da atenção dos agentes destas

cadeias produtivas quanto à informações advindas destes mercados, e levantam questões importantes para o debate em torno da formação da matriz energética mundial e como os recursos energéticos estão sendo utilizados.

Os setores estudados podem simbolizar mais uma importante engrenagem da gigante “máquina” chamada economia. Tanto resultados financeiros e quantitativos, quanto sociais e qualitativos puderam ser apreciados no presente trabalho. Uma quantidade exuberante de produção, que ajuda a fazer crescer as economias, aumento da população mundial e conseqüentemente, aumento de demanda tanto por energia como por alimento, desenvolvimento de novas tecnologias que vêm para tentar suprir esta demanda e desenvolver um mecanismo adaptável às infinitas necessidades humanas somadas aos finitos recursos.

Neste contexto, levando-se em consideração um mercado internacional cada vez mais dinâmico, à possibilidade de limitações relacionadas às características da base de dados ou ao método empregado, sugere-se a implementação de novos estudos, buscando acrescer o conhecimento sobre o problema estimado, podendo envolver outros métodos de análise que poderiam ser testados para as mesmas séries temporais aqui utilizadas ou outras, e com o mesmo derivado agrícola ou outros, mas que possam ajudar a possibilitar concepções de políticas públicas no setor energético e alimentício, reiterando a importância destes como essenciais para tornar o ambiente econômico mais responsável e seguro.

REFERÊNCIAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS – ABIOVE. **Estatísticas**. Disponível em: < <http://abiove.org.br/estatisticas/>> Acesso em: 14 de ago. 2019.
- AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Resolução nº 30**, de 23 de jun. de 2016.
- AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Renovabio**. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/biocombustiveis/renovabio>>. Acesso em: 04 de fev. 2019.
- AKÉ, S. C. The nonlinear relation between biofuels and food prices. **Investigación Económica**. V.LXXVI, n. 299. p. 3-50. jan./mar. de 2017.
- BAFFES, J. Oil spills on other commodities. **Resources Policy**. p. 126-134, 2007.
- BANCO MUNDIAL. **Indicators**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator>> Acesso em: 18 jun. 2019.
- BARBOSA, M. Z.; PEREZ; L. H. Evolução das exportações brasileiras de óleo de soja por portos de embarque e estados de origem, 1996 a 2004. **Informações Econômicas**. v. 36. n. 2. fev. 2006.
- BEKKERS, E.; BROCKMEIER, M.; FRANCOISE, J.; YANG, F. Local food prices and international price transmission. **World development**. Vol. 96, p. 216-230. 2017.
- BINI, D. A.; CANEVER, M. D. DENARDIM, A. A. Correlação e causalidade entre preços de commodities e energia. **Revista Nova Economia**. Belo Horizonte. 2015.
- BINI, D. A.; SOUZA, M. O.; CANEVER, M. D.; ELY, R. A. Transmissão de preço ao longo das cadeias produtivas do Brasil. **Revista de Economia**. v. 43, n. 1 (ano 40), jan./abr. 2016.
- BIODIESELBR. **Os maiores produtores de biodiesel do Brasil em 2018**. Disponível em: < <https://www.biodieselbr.com/noticias/usinas/producao/os-maiores-produtores-de-biodiesel-do-brasil-em-2019>> Acesso em: 25 jan 2019.
- BRANDÃO, A. S. P.; ALVES, E. *Commodities* agrícolas e preço do petróleo. **Revista de Política Agrícola**. Ano XXII, n.1. jan/fev/mar 2013.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- BURNQUIST, H. L. BACCHI, M. R. P. **A demanda por gasolina no Brasil: uma análise utilizando técnicas de co-integração**. Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural. 1999.
- CAMPOS, F. A. **Estimação de elasticidades constantes: devemos logaritmizar?** Mestrado em Decisão Econômica e Empresarial. Universidade Técnica de Lisboa. Dissertação. Lisboa. 2011.

CARVALHO, A. **Estratégias de desenvolvimento de biocombustíveis na França e no Brasil**. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2013.

CASTRO, L. S. Analisando a substitutibilidade no mercado mundial de óleos vegetais via transmissão de preços. **Revista Contemporânea de Economia e Gestão**. v. 14, n. 3, set./dez. 2016.

CHAND, R. The global food crisis: causes, severity and outlook. **Review agriculture**. p. 115-122, jun.2008.

CHEN, S.T.; KUO, H.I.; CHEN, C.C. Modeling the relationship between the oil price and global food prices. **Applied Energy**. 2010.

CME Group. **O próximo movimento do petróleo?** Pistas vindas do óleo de soja. Mar. 2018. Disponível em: <<https://www.cmegroup.com/pt/education/featured-reports/crude-oils-next-move-clues-from-soybean-oil.html>> Acesso em: 26 jun. 2019.

COSTA, E. da S. G. M. da. **Tratamento de resíduos sólidos em reator anaeróbio de duplo estágio visando a obtenção de bioenergia e créditos de carbono**: estudo de caso Ceasaminas. 2011. 108 f. Dissertação (Mestrado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos) – Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Engenharia, Belo Horizonte, 2011.

DIÁRIO OFICIAL DA UNIÃO. Conselho Nacional do Meio Ambiente. **Resolução nº 490, de 16 de novembro de 2018**. Disponível em: <<http://pesquisa.in.gov.br/imprensa/jsp/visualiza/index.jsp?data=21/11/2018&jornal=515&pagina=153&totalArquivos=178>> Acesso em: 07 mar. 2019.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive times series with unit root. **Journal of the american statistical association**. v. 74, n. 366. Jun./1979.

EMBRAPA. **Soja em números**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>> Acesso em: 10 dez. 2019.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA - EPE. **Oferta de biocombustíveis**. Disponível em: <http://www.epe.gov.br/sites-pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/PublicacoesArquivos/publicacao-332/topico-431/08%20Oferta%20de%20Biocombust%C3%ADvel_Texto.pdf#search=biodiesel> Acesso em: 10 mar. 2019.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. United States of America: John Wiley and sons, fourth edition, 485 f. 2004.

ESPOSTI, R.; LISTORTI, G. Price transmission in the swiss wheat Market: does sophisticated border protection make the difference?. **The international trade journal**. p. 209-238. 2017.

FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. **World**. Disponível em: <http://faostat.fao.org/static/syb/syb_5000.pdf> Acesso em: 06 jun. 2019.

FERREIRA, J. Etanol de segunda geração: definição e perspectivas. **Revista Conexão Eletrônica**. Três Lagoas/MS, v. 12, n. 1, 2015.

FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA FILHO, H. M. de.; GUANZIROLI, C. E.; VALENTE JUNIOR, A. S. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de castanha de caju. **Revista Economica do Nordeste**. v. 41, n. 04. Out./dez. 2010.

FINCO, A. (ed.). **Biofuels economics and policy: agricultural and environmental sustainability**. Milão: Franco Angeli, 2012.

FRASCAROLI, B. F.; CARVALHO, P. S.A. Transmissão de preços no mercado de bioetanol entre Alagoas e Pernambuco: uma análise de cointegração. **Revista Economia e Agronegócio**. v. 14, n. 1, 2 e 3. 2016.

FRASCAROLI, B., F.; SILVA, M. M.; SOUSA, E. Restreictions for biodiesel markets growth: an analysis of transaction costs and price transmissions of soybeans from the US to Brazil. **Rivista di Economia Agraria**. n. 3, p. 197-224. 2016.

FREITAS, S. M. de; MARGARIDO, M. A.; ZEFERINO, M. **Formação de preços de óleos especiais no mercado internacional: uma contribuição dos modelos de séries temporais**. Instituto de economia agrícola. 2001. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=502>> Acesso em: 18 jun. 2019.

GALVÃO, T. F.; PEREIRA, M. G. Revisões sistemáticas da literatura: passos para sua elaboração. *Epidemiol. Serv. Saúde*, Brasília, 23(1): 183-184, jan./mar. 2014.

GOMES, C. F. S.; MAIA, A. C. C. Ordenação de alternativas de biomassa utilizando o apoio multicritério à decisão. **Produção**, v. 23, n. 3, p. 488-499, jul./set. 2013.

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

HARRI, A.; DARREN, H. Mean and variance dynamics between agricultural commodity prices and crude oil prices. In: **economics of alternative energy sources and globalization: the road ahead meeting**. Orlando – FL. 2009.

HURVICH, C. F.; TSAI, C. L. Regression and time series model selection in small samples. **Biometrika**. 1989.

IEA – Instituto de Economia Agrícola. Análise sobre mecanismos de transmissão de preços nos mercados de laranja. **Análises e Indicadores do Agronegócio**. v. 6, n. 4, abr. 2011.

INTERNATION MONETARY FUND – FMI. **IMF Primary commodity prices**. Disponível em: <<https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>> Acesso em: 25 ago. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**. V.12. p. 231-254. 1998.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LEITE, M. A. V. **Estado da arte e novidades da bioenergia no Brasil**. Brasília: FAO, 2011.

LIMA, A. C. **Biodiesel no Rio Grande do Sul**: competitividade, sustentabilidade e tendências. André Cirne Lima [et al]. – Brasília: IEL, 2010.

MAIA, R. R. da S. **Programa nacional de produção e uso de biodiesel (PNPB)**: implicações de uma análise custo benefício. Dissertação (Mestrado em gestão econômica do meio ambiente) - Universidade de Brasília (UnB), 2012.

MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.31, n.4, abr. 2001.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F; TUROLLA, F. A. Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja. **Organizações Rurais e Agroindustriais**. v. 16, n. 1, p. 123-138. 2014.

MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A.; CALVO, J. C. A. Análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural. **Redes**. v. 23. n. 1. Santa Cruz do Sul – RS. Jan./abr. 2018.

MARTINEZ, T. S.; CERQUEIRA, V. S. **Estrutura da inflação brasileira**: determinantes e desagregação do IPCA. Rio de Janeiro: IPEA, 2011 (Texto para Discussão nº 1634).

MATOS, O. C. de. **Econometria básica**: teoria e aplicações. 3ªed. Ver. E apl. – São Paulo: Atlas, 2000.

MELO, M. C. R. **Políticas públicas brasileiras de biocombustíveis**: estudo comparativo entre os programas de incentivo à produção, com ênfase em etanol e biodiesel. 2018. 86f. Dissertação (Mestrado em Biocombustíveis) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2018.

MITCHELL, D. **A note on rising food prices**. Policy research working paper. The world bank Washington. n. 4682. dec. 2008.

MODENESI, A. de M.; FERRARI FILHO, F. Choque de oferta, indexação e política monetária: breves considerações sobre a aceleração inflacionária recente. **Economia & Tecnologia**, ano 7, v. 26, jul./set. 2011.

MUTUC, M.; PAN, S.; HUDSON, D. Response of cotton to oil price shocks. **Agricultural Economics Review**. v. 12, n. 2. 2011.

NERLOVE, M. *The dynamics of supply: estimation of farmers response to rice*. Baltimore: Johns Hopkins, 1958.

OLIVEIRA, A. U. de. Os agrocombustíveis e a crise dos alimentos. **Jornal do Campus**: Jornal da Universidade de São Paulo. São Paulo, ano 26, n. 338, 2008.

ONO, G. S. **Análise do Impacto dos Preços das Commodities sobre a Inflação no Brasil**. Escola de Economia de São Paulo. Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2014.

PASQUAL, J. C. **Projetos de bioenergia e créditos de carbono: do passivo à sustentabilidade ambiental em uma propriedade suinícola.** 2011. 124 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil da Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2011.

PAULILLO, L. F.; VAIN, C. E. F.; SHIKIDA, P. F. A.; MELLO, F. T. Álcool combustível e biodiesel no Brasil: quo vadis? **Revista de Economia e Sociologia Rural.** vol. 45, n. 3. Brasília. Jul./set. 2007.

PERIÓDICOS CAPES. **Portal de periódicos capes/mec.** Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br/>> Acesso em: 22 ago. 2019.

PHAM, T. A. N.; MEUWISSEN, M. P. M.; LE, T. C.; BOSMA, R. H.; VERRETH, J.; LANSINK, A. O. Price transmission along the vietnamese pangusius export chain. **Aquaculture**, v. 493, p. 416-423. 2018.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria.** Rio de Janeiro: Elsevier. 4ªed. 2004.

REIMBOLD, M. M. P.; JOZIEL, D.; VALER, L.; KIECKOW, F. Aplicação de teste de raiz unitária às variáveis de propulsores eletromecânicos. **Revista eletromecânica de extensão da URI.** Vivências, v. 13, n. 25, p. 46-54, out. 2017.

RENEWABLE ENERGY POLICY NETWORK FOR THE 21st CENTURY – REN21. Annual reporting on renewables: ten years of excellence. **Renewables 2015 Global Status Report.** Paris, 2015.

REZENDE, J. D. S.; de OLIVEIRA NETO, O. J.; SILVA, K. A. Volatilidade e Transmissão dos preços internacionais do trigo e derivados no Brasil. **Future Journal.** São Paulo, v. 10, n. 1, p. 132-159, jan./abr. 2018.

ROSEGRANT, M. W. **Biofuels and grain prices: impacts and policy responses.** Washington. International Food Policy Research Institute, 2008.

SAGHAIAN, S. H. The impacto of the oil sector on commodity prices: correlation or causation? **Journal of agricultural and applied economics.** v. 42, n. 3. Ago. 2010.

SANTOS, A. M. D. dos. **A evolução dos preços agrícolas e as bolsas de mercadorias e futuros: um estudo para o mercado da soja em grão, farelo e óleo no Brasil (1995-2002).** 2003. 81f. Dissertação (Mestrado em Economia). Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

SANTOS, J. Z.; AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Assimetria na transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejista de etanol no estado de São Paulo. **Revista Economia e Sociologia Rural.** v. 53, n. 2, p. 195-201. Abr./jun. 2015.

SANTOS, N. B.; DALLEMOLE, D.; MANSO, J. R. P. Análise da transmissão de preços nos mercados de boi gordo, milho e soja de Mato Grosso. **Economia e Região.** Londrina, v. 5, n. 1, p. 7-21, jul./dez. 2017.

SISTEMA FAMATO. **Entendendo o mercado da soja.** Disponível em: <<http://sistemafamato.org.br/portar/arquivos/03072015033509.pdf>>. Acesso em: 10 dez.2019.

SOYBEAN MEAL INFO CENTER. **World Soybean Meal Production**. Disponível em: <soymeal.org/soy-meal-articles/world-soybean-meal-production-august-2018/>. Acesso em: 23 jun. 2020.

STATISTA. Leading biodiesel producers worldwide in 2018, by country. Disponível em: <<https://www.statista.com/statistics/271472/biodiesel-production-in-selected-countries/>> Acesso em: 10 dez. 2019.

TAHERIPOUR, F.; TYNER, W. E. **Ethanol policy analysis** – what have we learned so far? Choices. Nova York, p. 6-11, 2008.

TYNER, W. E. The integration of energy and agricultural markets. **Agricultural Economics**. 2010.

USDA – United States Department of Agriculture. **Foring agricultural service**. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx>> Acesso em: 08 jun. 2019.

VASCONCELLOS, M. A.; ALVES, D. **Manual de econometria**: nível intermediário / Marco Antonio S. Vasconcellos, Denisard Alves (coordenadores). – São Paulo: Atlas. 2000.

VARGOVA, L.; RAJCANIOVA, M. Spatial price transmission of milk prices among visegrad countries. **Trandy v podnikání**. v. 8, p. 19-27. 2018.

VON BRAUN, J.; AHMAD, A.; OKYERE, K. A.; FAN, S.; GULATI, A.; HODDINOTT, J.; et al. **High food prices**: the what, who, and how of proposed policy actions. International food policy research institute. Washington. 2008.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2015.

ZEZZA, A. **Bioenergie**: quali opportunità per l'agricoltura italiana. Napoli: edizione Scientifiche Italiane, 2008. (Collana: Studi & Ricerche INEA).

ANEXO A – Testes de raiz unitária ADF para óleo de soja

Null Hypothesis: OLEODESOJA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.526912	0.1097
Test critical values:		
1% level	-3.443921	
5% level	-2.867418	
10% level	-2.569963	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OLEODESOJA)
 Method: Least Squares
 Date: 03/24/20 Time: 16:48
 Sample (adjusted): 1980M03 2019M08
 Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OLEODESOJA(-1)	-0.019736	0.007810	-2.526912	0.0118
D(OLEODESOJA(-1))	0.267198	0.044397	6.018317	0.0000
C	12262.09	5110.075	2.399591	0.0168
R-squared	0.078748	Mean dependent var		232.9346
Adjusted R-squared	0.074837	S.D. dependent var		40889.02
S.E. of regression	39329.27	Akaike info criterion		24.00363
Sum squared resid	7.29E+11	Schwarz criterion		24.02997
Log likelihood	-5685.861	Hannan-Quinn criter.		24.01399
F-statistic	20.13050	Durbin-Watson stat		2.029689
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(OLEODESOJA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.69458	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.443921	
5% level	-2.867418	
10% level	-2.569963	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OLEODESOJA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 03/24/20 Time: 17:01
 Sample (adjusted): 1980M03 2019M08

Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OLEODESOJA(-1))	-0.742577	0.044480	-16.69458	0.0000
C	183.1543	1816.750	0.100814	0.9197
R-squared	0.371261	Mean dependent var		39.55485
Adjusted R-squared	0.369929	S.D. dependent var		49829.29
S.E. of regression	39553.00	Akaike info criterion		24.01288
Sum squared resid	7.38E+11	Schwarz criterion		24.03044
Log likelihood	-5689.053	Hannan-Quinn criter.		24.01979
F-statistic	278.7090	Durbin-Watson stat		2.021359
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: OLEODESOJA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.008456	0.1309
Test critical values:		
1% level	-3.977536	
5% level	-3.419330	
10% level	-3.132248	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(OLEODESOJA)

Method: Least Squares

Date: 03/24/20 Time: 16:58

Sample (adjusted): 1980M03 2019M08

Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OLEODESOJA(-1)	-0.028606	0.009509	-3.008456	0.0028
D(OLEODESOJA(-1))	0.272229	0.044427	6.127562	0.0000
C	11443.75	5125.773	2.232591	0.0260
@TREND("1980M01")	26.19418	16.07336	1.629664	0.1038
R-squared	0.083925	Mean dependent var		232.9346
Adjusted R-squared	0.078078	S.D. dependent var		40889.02
S.E. of regression	39260.33	Akaike info criterion		24.00222
Sum squared resid	7.24E+11	Schwarz criterion		24.03734
Log likelihood	-5684.526	Hannan-Quinn criter.		24.01603
F-statistic	14.35278	Durbin-Watson stat		2.034066
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(OLEODESOJA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.67748	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.977536	
5% level	-3.419330	
10% level	-3.132248	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OLEODESOJA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 03/24/20 Time: 17:03
 Sample (adjusted): 1980M03 2019M08
 Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OLEODESOJA(-1))	-0.742614	0.044528	-16.67748	0.0000
C	537.8323	3654.688	0.147162	0.8831
@TREND("1980M01")	-1.487090	13.29137	-0.111884	0.9110
R-squared	0.371278	Mean dependent var		39.55485
Adjusted R-squared	0.368608	S.D. dependent var		49829.29
S.E. of regression	39594.44	Akaike info criterion		24.01707
Sum squared resid	7.38E+11	Schwarz criterion		24.04341
Log likelihood	-5689.047	Hannan-Quinn criter.		24.02743
F-statistic	139.0692	Durbin-Watson stat		2.021337
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO B – Testes de raiz unitária ADF para petróleo

Null Hypothesis: PETROLEO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.249931	0.1891
Test critical values:		
1% level	-3.443921	
5% level	-2.867418	
10% level	-2.569963	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETROLEO)
 Method: Least Squares
 Date: 03/24/20 Time: 17:05
 Sample (adjusted): 1980M03 2019M08
 Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETROLEO(-1)	-0.012573	0.005588	-2.249931	0.0249
D(PETROLEO(-1))	0.419021	0.041907	9.998930	0.0000
C	553.6852	286.1723	1.934797	0.0536
R-squared	0.178584	Mean dependent var		47.47890
Adjusted R-squared	0.175096	S.D. dependent var		3915.061
S.E. of regression	3555.824	Akaike info criterion		19.19687
Sum squared resid	5.96E+09	Schwarz criterion		19.22321
Log likelihood	-4546.658	Hannan-Quinn criter.		19.20723
F-statistic	51.20004	Durbin-Watson stat		2.003575
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(PETROLEO) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.99479	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.443921	
5% level	-2.867418	
10% level	-2.569963	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETROLEO,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/20 Time: 15:33

Sample (adjusted): 1980M03 2019M08
Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PETROLEO(-1))	-0.587557	0.041984	-13.99479	0.0000
C	25.00163	164.0417	0.152410	0.8789
R-squared	0.293259	Mean dependent var		-7.018987
Adjusted R-squared	0.291761	S.D. dependent var		4243.374
S.E. of regression	3571.092	Akaike info criterion		19.20334
Sum squared resid	6.02E+09	Schwarz criterion		19.22090
Log likelihood	-4549.192	Hannan-Quinn criter.		19.21025
F-statistic	195.8541	Durbin-Watson stat		1.994135
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: PETROLEO has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.151080	0.0958
Test critical values:		
1% level	-3.977536	
5% level	-3.419330	
10% level	-3.132248	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PETROLEO)
Method: Least Squares
Date: 03/24/20 Time: 17:07
Sample (adjusted): 1980M03 2019M08
Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETROLEO(-1)	-0.023956	0.007603	-3.151080	0.0017
D(PETROLEO(-1))	0.423456	0.041786	10.13394	0.0000
C	181.1226	331.6120	0.546188	0.5852
@TREND("1980M01")	3.569537	1.624054	2.197917	0.0284
R-squared	0.186941	Mean dependent var		47.47890
Adjusted R-squared	0.181751	S.D. dependent var		3915.061
S.E. of regression	3541.451	Akaike info criterion		19.19086
Sum squared resid	5.89E+09	Schwarz criterion		19.22598
Log likelihood	-4544.235	Hannan-Quinn criter.		19.20467
F-statistic	36.02126	Durbin-Watson stat		2.010357
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(PETROLEO) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.97983	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.977536	
5% level	-3.419330	
10% level	-3.132248	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PETROLEO,2)

Method: Least Squares

Date: 02/04/20 Time: 15:34

Sample (adjusted): 1980M03 2019M08

Included observations: 474 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PETROLEO(-1))	-0.587593	0.042031	-13.97983	0.0000
C	5.164474	329.9606	0.015652	0.9875
@TREND("1980M01")	0.083183	1.200095	0.069313	0.9448
R-squared	0.293266	Mean dependent var		-7.018987
Adjusted R-squared	0.290265	S.D. dependent var		4243.374
S.E. of regression	3574.863	Akaike info criterion		19.20755
Sum squared resid	6.02E+09	Schwarz criterion		19.23389
Log likelihood	-4549.189	Hannan-Quinn criter.		19.21791
F-statistic	97.72297	Durbin-Watson stat		1.994085
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO C – Testes de raiz unitária KPSS para óleo de soja

Null Hypothesis: OLEODESOJA is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.223788
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	5.37E+10
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.33E+11

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: OLEODESOJA
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/20 Time: 15:37
 Sample: 1980M01 2019M08
 Included observations: 476

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	611989.4	10632.31	57.55942	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		611989.4
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		231969.5
S.E. of regression	231969.5	Akaike info criterion		27.54870
Sum squared resid	2.56E+13	Schwarz criterion		27.55745
Log likelihood	-6555.590	Hannan-Quinn criter.		27.55214
Durbin-Watson stat	0.030943			

Null Hypothesis: D(OLEODESOJA) is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.039682
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.66E+09
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.55E+09

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: D(OLEODESOJA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/20 Time: 15:37
 Sample (adjusted): 1980M02 2019M08
 Included observations: 475 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	218.0568	1874.196	0.116347	0.9074
R-squared	0.000000	Mean dependent var		218.0568
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		40847.15
S.E. of regression	40847.15	Akaike info criterion		24.07516
Sum squared resid	7.91E+11	Schwarz criterion		24.08393
Log likelihood	-5716.852	Hannan-Quinn criter.		24.07861
Durbin-Watson stat	1.485008			

Null Hypothesis: OLEODESOJA is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.205099
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.64E+10
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.94E+11

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: OLEODESOJA
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/20 Time: 15:38
 Sample: 1980M01 2019M08
 Included observations: 476

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	384666.0	17498.53	21.98276	0.0000
@TREND("1980M01")	957.1511	63.77348	15.00861	0.0000
R-squared	0.322139	Mean dependent var		611989.4
Adjusted R-squared	0.320709	S.D. dependent var		231969.5
S.E. of regression	191187.3	Akaike info criterion		27.16409
Sum squared resid	1.73E+13	Schwarz criterion		27.18159
Log likelihood	-6463.053	Hannan-Quinn criter.		27.17097
F-statistic	225.2583	Durbin-Watson stat		0.045661
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(OLEODESOJA) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.039882
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.66E+09
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.55E+09

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(OLEODESOJA)

Method: Least Squares

Date: 02/04/20 Time: 15:38

Sample (adjusted): 1980M02 2019M08

Included observations: 475 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	657.2062	3758.212	0.174872	0.8613
@TREND("1980M01")	-1.845165	13.68243	-0.134857	0.8928
R-squared	0.000038	Mean dependent var		218.0568
Adjusted R-squared	-0.002076	S.D. dependent var		40847.15
S.E. of regression	40889.52	Akaike info criterion		24.07934
Sum squared resid	7.91E+11	Schwarz criterion		24.09687
Log likelihood	-5716.843	Hannan-Quinn criter.		24.08623
F-statistic	0.018186	Durbin-Watson stat		1.485066
Prob(F-statistic)	0.892783			

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO D – Testes de raiz unitária KPSS para Petróleo

Null Hypothesis: PETROLEO is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.659749
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	8.55E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.41E+10

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: PETROLEO
 Method: Least Squares
 Date: 04/18/20 Time: 15:49
 Sample: 1980M01 2019M08
 Included observations: 476

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42097.96	1341.972	31.37023	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		42097.96
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		29278.36
S.E. of regression	29278.36	Akaike info criterion		23.40918
Sum squared resid	4.07E+11	Schwarz criterion		23.41793
Log likelihood	-5570.386	Hannan-Quinn criter.		23.41262
Durbin-Watson stat	0.017809			

Null Hypothesis: PETROLEO is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.307336
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	4.61E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6.93E+09

KPSS Test Equation

Dependent Variable: PETROLEO

Method: Least Squares

Date: 04/18/20 Time: 15:49

Sample: 1980M01 2019M08

Included observations: 476

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7793.164	1970.341	3.955237	0.0001
@TREND("1980M01")	144.4412	7.180916	20.11460	0.0000
R-squared	0.460504	Mean dependent var		42097.96
Adjusted R-squared	0.459365	S.D. dependent var		29278.36
S.E. of regression	21527.75	Akaike info criterion		22.79627
Sum squared resid	2.20E+11	Schwarz criterion		22.81377
Log likelihood	-5423.511	Hannan-Quinn criter.		22.80315
F-statistic	404.5971	Durbin-Watson stat		0.033026
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(PETROLEO) is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.051658
Asymptotic critical values*:	
	1% level
	5% level
	10% level

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	15263916
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	27120500

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(PETROLEO)

Method: Least Squares

Date: 04/18/20 Time: 15:50

Sample (adjusted): 1980M02 2019M08

Included observations: 475 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	46.22105	179.4501	0.257570	0.7969
R-squared	0.000000	Mean dependent var		46.22105
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		3911.025
S.E. of regression	3911.025	Akaike info criterion		19.38309
Sum squared resid	7.25E+09	Schwarz criterion		19.39185
Log likelihood	-4602.484	Hannan-Quinn criter.		19.38654
Durbin-Watson stat	1.174696			

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

Null Hypothesis: D(PETROLEO) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.048041
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	15262825
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	27114667

KPSS Test Equation

Dependent Variable: D(PETROLEO)

Method: Least Squares

Date: 04/18/20 Time: 15:50

Sample (adjusted): 1980M02 2019M08

Included observations: 475 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11.10875	359.8347	-0.030872	0.9754
@TREND("1980M01")	0.240882	1.310041	0.183873	0.8542
R-squared	0.000071	Mean dependent var		46.22105
Adjusted R-squared	-0.002043	S.D. dependent var		3911.025
S.E. of regression	3915.017	Akaike info criterion		19.38723
Sum squared resid	7.25E+09	Schwarz criterion		19.40476
Log likelihood	-4602.467	Hannan-Quinn criter.		19.39412
F-statistic	0.033809	Durbin-Watson stat		1.174780
Prob(F-statistic)	0.854192			

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO E – Teste de seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: OLEODESOJA
 PETROLEO
 Exogenous variables: C
 Date: 02/04/20 Time: 17:01
 Sample: 1980M01 2019M08
 Included observations: 468

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-11627.77	NA	1.32e+19	49.69986	49.71759	49.70684
1	-10127.05	2982.203	2.20e+16	43.30362	43.35680	43.32455
2	-10069.17	114.5160*	1.74e+16*	43.07338*	43.16202*	43.10826*
3	-10067.65	3.000685	1.76e+16	43.08396	43.20806	43.13280
4	-10063.57	8.005417	1.76e+16	43.08362	43.24317	43.14640
5	-10060.51	5.959904	1.77e+16	43.08767	43.28268	43.16441
6	-10056.33	8.136365	1.77e+16	43.08688	43.31735	43.17757
7	-10051.84	8.690785	1.76e+16	43.08479	43.35072	43.18943
8	-10050.41	2.766509	1.78e+16	43.09575	43.39713	43.21434

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO F – Teste de causalidade Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/04/20 Time: 16:51

Sample: 1980M01 2019M08

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PETROLEO does not Granger Cause OLEODESOJA	474	2.24039	0.1076
OLEODESOJA does not Granger Cause PETROLEO		6.73752	0.0013

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO G – Teste de cointegração de Johansen

Date: 02/04/20 Time: 17:35

Sample (adjusted): 1980M04 2019M08

Included observations: 473 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: OLEODESOJA PETROLEO

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.042701	25.50948	15.49471	0.0011
At most 1 *	0.010239	4.868015	3.841466	0.0274

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.042701	20.64146	14.26460	0.0043
At most 1 *	0.010239	4.868015	3.841466	0.0274

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

OLEODESOJA	PETROLEO
-8.46E-06	6.20E-05
1.12E-06	2.65E-05

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(OLEODESOJ A)	4721.450	-3241.648
D(PETROLEO)	-434.9082	-287.0554

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -10177.16

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

OLEODESOJA	PETROLEO
1.000000	-7.325426 (0.89150)
D(OLEODESOJ A)	-0.039943 (0.01529)
D(PETROLEO)	0.003679 (0.00137)

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO H – Estimação do VECM

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/05/20 Time: 19:12

Sample (adjusted): 1980M04 2019M08

Included observations: 473 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
OLEODESOJA(-1)	1.000000	
PETROLEO(-1)	-7.325426 (0.89150) [-8.21694]	
C	-303978.9	
Error Correction:	D(OLEODESOJ A)	D(PETROLEO)
CointEq1	-0.039943 (0.01529) [-2.61185]	0.003679 (0.00137) [2.68110]
D(OLEODESOJA(-1))	0.244511 (0.04884) [5.00682]	0.007729 (0.00438) [1.76382]
D(OLEODESOJA(-2))	0.072776 (0.04966) [1.46539]	0.004652 (0.00446) [1.04392]
D(PETROLEO(-1))	0.769604 (0.53797) [1.43058]	0.372954 (0.04827) [7.72579]
D(PETROLEO(-2))	-0.592820 (0.53287) [-1.11249]	-0.014663 (0.04782) [-0.30665]
C	223.7478 (1807.94) [0.12376]	23.09945 (162.234) [0.14238]
R-squared	0.086037	0.198222
Adj. R-squared	0.076251	0.189638
Sum sq. resids	7.22E+11	5.81E+09
S.E. equation	39314.94	3527.889
F-statistic	8.792314	23.09112
Log likelihood	-5672.176	-4531.818
Akaike AIC	24.00920	19.18739
Schwarz SC	24.06196	19.24015
Mean dependent	301.0106	45.63425
S.D. dependent	40905.41	3919.000
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.72E+16	
Determinant resid covariance	1.67E+16	
Log likelihood	-10177.16	
Akaike information criterion	43.09160	
Schwarz criterion	43.21470	

Number of coefficients 14

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO I – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do VECM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 04/18/20 Time: 14:55

Sample: 1980M01 2019M08

Included observations: 473

Null
hypothesis:
No
serial
correlation
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.570596	4	0.1604	1.646697	(4, 928.0)	0.1604
2	10.07629	4	0.0392	2.530056	(4, 928.0)	0.0392

Null
hypothesis:
No
serial
correlation
at lags
1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.570596	4	0.1604	1.646697	(4, 928.0)	0.1604
2	11.70148	8	0.1650	1.467192	(8, 924.0)	0.1650

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO J – Teste de heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 04/18/20 Time: 11:23

Sample: 1980M01 2019M08

Included observations: 473

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
259.5474	30	0.0000

Individual components:

Dependent	R-squared	F(10,462)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.274608	17.48974	0.0000	129.8898	0.0000
res2*res2	0.196374	11.28942	0.0000	92.88487	0.0000
res2*res1	0.169118	9.403586	0.0000	79.99297	0.0000

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO K – Teste de normalidade

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 04/18/20 Time: 11:42

Sample: 1980M01 2019M08

Included observations: 473

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.318343	7.989133	1	0.0047
2	-0.520437	21.35236	1	0.0000
Joint		29.34149	2	0.0000

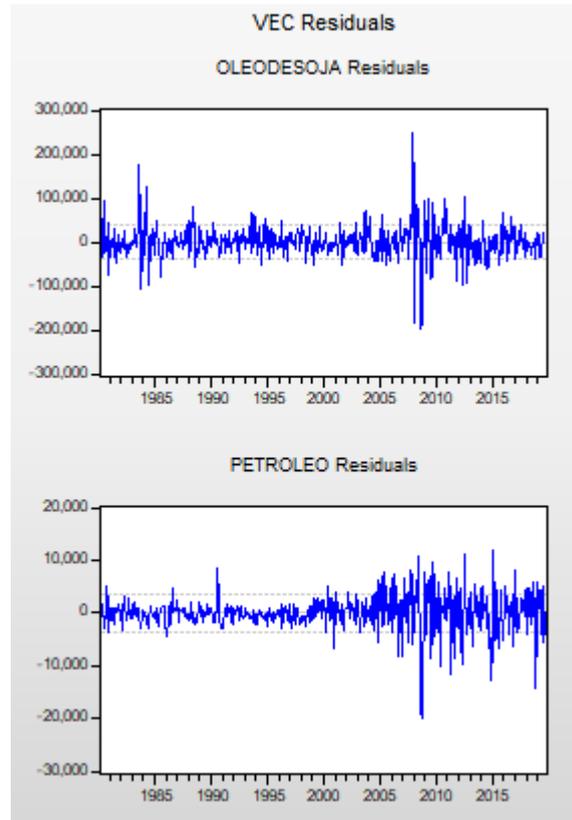
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	10.95099	1245.926	1	0.0000
2	5.776259	151.9042	1	0.0000
Joint		1397.830	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1253.915	2	0.0000
2	173.2566	2	0.0000
Joint	1427.171	4	0.0000

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.

ANEXO L – Resíduos das variáveis (Oleodesoja) e (Petroleo) do VECM



Fonte: elaboração da autora com os dados da pesquisa.