

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA &
DESENVOLVIMENTO**

Elen Presotto

**ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA CADEIA
PRODUTIVA DA SOJICULTURA: 2011 A 2017**

**Santa Maria, RS, Brasil
2017**

Elen Presotto

**ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA CADEIA PRODUTIVA DA
SOJICULTURA: 2011 A 2017**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

Orientador: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas
Co-orientadora: Prof^a. Dr^a. Sibele Vasconcelos de Oliveira

Santa Maria, RS

2017

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Presotto, Elen
ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA CADEIA
PRODUTIVA DA SOJICULTURA: 2011 A 2017 / Elen Presotto.-
2017.
84 p.; 30 cm

Orientador: Clailton Ataídes de Freitas
Coorientadora: Sibeles Vasconcelos de Oliveira
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Programa de
Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, RS, 2017

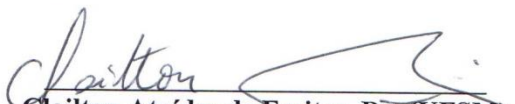
1. Transmissão de preço 2. Complexo soja 3. Lei do
Preço Único I. de Freitas, Clailton Ataídes II. de
Oliveira, Sibeles Vasconcelos III. Título.

Elen Presotto

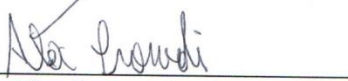
**ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA CADEIA PRODUTIVA NA
SOJICULTURA: 2011 A 2017**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em
Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de
Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para
obtenção do título **Mestre em Economia e
Desenvolvimento.**

Aprovada em 22 de Dezembro de 2017:


Clailton Ataídes de Freitas, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)


Anderson Antonio Denardin, Dr. (UFSM)


Alex Leonardi, Dr. (FURG)

Santa Maria, RS

2017

AGRADECIMENTOS

A consolidação deste trabalho só foi possível, principalmente, pelo apoio, compreensão, amparo e dedicação de muitas pessoas que me rodeiam. Gostaria de estender meus agradecimentos a todos que me ajudaram nesta jornada de estudos, em especial agradeço:

-a Deus, por não me deixar faltar forças para lutar e conseguir concluir esta pesquisa e por ter me acompanhado nos momentos mais difíceis;

-a minha família, por compreenderem minha ausência, tanto em casa como no trabalho e nos momentos que abdiquei da presença de vocês por estar estudando e, principalmente, na etapa final da construção deste trabalho; em especial a minha mãe pelas orações, e minhas irmãs Edineia e Eloisa;

-ao meu orientador Prof. Dr. Clailton, pela paciência e dedicação que sempre teve comigo, pelos ensinamentos e considerações, um exemplo de honestidade e dedicação à docência;

-a Prof. Dr. Sibele pela atenção e dedicação na coorientação deste trabalho e aos professores da banca, Prof. Dr. Alex, Prof. Dr. Anderson e Prof. Dr. Daniel pela disponibilidade e considerações, que auxiliaram e engrandeceram o estudo;

-aos meus colegas e amigos de curso pelo companheirismo, em especial as minhas amigas de longa data, Patricia e a Lauana, que sempre se fizeram presentes nos momentos mais difíceis desta jornada; nas incontáveis horas de estudos, nas listas de exercícios, nas revisões de artigos, na tensão antes das provas... dando-me apoio, ou nos momentos de descontração, me fazendo rir; a Denise, que tive uma afeição e contato desde os primeiros dias de aula, revelando-se uma grande amiga e aos demais colegas Felipe, João, Alécio, Fabiane H. e Uxi, com os quais tive o prazer de conviver e compartilhar momentos de estudo e descontração. Foi um imenso prazer conhece-los, levarei todos comigo, junto com as lembranças dos acontecimentos mais engraçados ou tensos;

-aos meus tios Leonel e Tânia e primos Fábio e Erica pelo apoio e acolhida, e é claro, pelos churrascos de domingo. Enfim, agradeço a todas as pessoas que me ajudaram, apoiaram e acreditaram em mim na conclusão desta jornada.

A todos os meus mais sinceros agradecimentos.

RESUMO

ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA CADEIA PRODUTIVA DA SOJICULTURA: 2011 A 2017

AUTORA: Elen Presotto

ORIENTADOR: Clailton Ataídes de Freitas

O complexo soja possui grande importância nas exportações brasileiras, sendo que no ano de 2016 representou 14% do total exportado pelo País. Esta representatividade é reflexo da atratividade da soja no mercado internacional e da capacidade produtiva do Brasil. Deste modo, a expansão na produção é fruto das capacidades internas (grande expansão de terras) e adquiridas (investimentos em pesquisa e desenvolvimento de novas tecnologias). Destaca-se que, por ser uma *commodity*, a soja tem a formação do seu preço no mercado internacional. Com isso, espera-se que entre os mercados haja transmissão de preços, pois parte-se do princípio que o produtor de soja é tomador de preços, devido a natureza da estrutura de mercado em que atua. Isto posto, a ocorrência de falhas de mercado, por exemplo, como a presença do poder de mercado e custos de ajustamentos, são algumas explicações para a presença de Assimetria de Transmissão de Preços (ATP). O tipo de ATP vai depender da expectativa que os agentes estabelecem relação aos seus concorrentes. A partir disto, quando ocorrem choques positivos ou negativos no preço pago ao produtor de soja, pode-se refletir sobre a existência de diferentes intensidades nesses canais de transmissão, há ocorrência de rigidez na redução dos preços. Quando o preço da soja cai, não necessariamente o atacado e o varejo refletem os choques de preços na mesma intensidade e direção, caracterizando assim a presença de ATP nos mercados estudados. Neste contexto, presente estudo tem por objetivo investigar o processo de transmissão de preços espacial entre o mercado internacional e o produtor de soja brasileiro e vertical dos diferentes níveis de mercado atacado/varejo para o preço pago ao produtor de soja, toma-se o mercado paranaense como unidade de análise. A metodologia utilizada foi de dados em painel para a análise espacial e o Modelo de correção de erros (MCE) para a vertical. Os resultados apontam para a presença de cointegração e equilíbrio de longo prazo entre os mercados estudados. Os modelos econométricos estimados mostraram-se eficientes em representar a conjuntura de transmissão de preços, já que todos apresentaram a presença de assimetria de transmissão de preços. Também, foi constatada a presença de simetria de impacto contemporâneo na análise de mercado espacial. Com relação aos mercados verticais, foi possível perceber ainda que os mesmos podem responder de diferentes maneiras à existência de poder de mercado, de modo que é possível verificar assimetrias tanto positivas como negativas. Por fim, pode-se perceber que em ambos os mercados, como o produtor depende de uma estrutura de mercado ineficiente, absorve os choques negativos (redução nos preços) com maior intensidade do que os positivos (aumentos nos preços). Este fato gera distorções no processo de formação de preços no complexo soja, sendo que os elos mais beneficiados do complexo são as empresas processadoras e exportadoras.

Palavras-chave: Transmissão de preço. Complexo soja. Lei do Preço Único.

ABSTRACT

ASYMMETRY PRICE TRANSMISSION IN THE SOYCULTURE PRODUCTION CHAIN: 2011 TO 2017

**AUTHOR: ELEN PRESOTTO
ADVISOR: CLAILTON ATAÍDES DE FREITAS**

The soybean complex is very important in Brazilian exports, and in 2016 represented 14% of the total exported by the country. This representativeness is a reflection of the attractiveness of soybeans in the international market and the productive capacity of Brazil. In this way, the expansion in production is the result of internal capacities (great expansion of land) and acquired (investments in research and development of new technologies). It should be noted that, as a commodity, soy has its price formation in the international market. With this, it is expected that there will be price transmission between markets, since it is assumed that the soybean producer is a price taker, due to the nature of the market structure in which it operates. For example, the occurrence of market failures, such as the presence of market power and the costs of adjustments, are some explanations for the presence of Asymmetry Price Transmission (APT). The type of ATP will depend on the expectation that agents establish relative to their competitors. From this, when there are positive or negative shocks in the price paid to the soybean producer, one can reflect on the existence of different intensities in these transmission channels, there is an occurrence of rigidity in the reduction of prices. When the price of soybeans falls, not necessarily the wholesale and the retail reflect the price shocks in the same intensity and direction, characterizing the presence of APT in the markets studied. In this context, this study aims to investigate the process of spatial price transmission between the international market and the Brazilian and vertical soybean producer of the different levels of wholesale/retail market for the price paid to the soy producer, the market is taken Paraná as unit of analysis. The methodology used was panel data for spatial analysis and the Error Correction Model (ECM) for vertical. The results point to the presence of cointegration and long-term equilibrium between the markets studied. The estimated econometric models were efficient in representing the price transmission scenario, since all presented the presence of asymmetry of transmission of prices. Also, the presence of contemporary impact symmetry in the space market analysis was verified. With regard to vertical markets, it was possible to perceive that they can respond in different ways to the existence of market power, so that it is possible to verify both positive and negative asymmetries. Finally, it can be seen that in both markets, since the producer depends on an inefficient market structure, it absorbs the negative shocks (reduction in prices) with greater intensity than the positive ones (increases in prices). This fact generates distortions in the price formation process in the soybean complex, and the most benefited links of the complex are the processing and exporting companies.

Keywords: Price Transmission; Soy Complex; Law of One Price;

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Participação por grupo nas exportações brasileiras (2011/2017*)	33
Figura 2 - Variação das exportações totais versus complexo soja (% de participação/ano)	34
Figura 3 - Desempenho nas exportações do complexo soja (% do total exp./Brasil)	35
Figura 4 - Diagrama assimetria de transmissão de preços (magnitude)	22
Figura 5 - Diagrama assimetria de transmissão de preços (velocidade).....	22
Figura 6 - Estrutura de choques de preços para o mercado espacial	26
Figura 7 - Estrutura de mercado para o modelo de assimetria vertical	27
Figura 8 - Retrato do comportamento do diferentes tipos de erros	49
Figura 9 - Preços para análise vertical log/ton-PR de Jan/2011 a Jan/2017.....	68
Figura 10 - Relação de causalidade sentido Granger	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Desempenho nas exportações mundiais de soja em grão (% do total exportado)...	29
Tabela 2 - Desempenho nas exportações mundiais de óleo de soja (% do total exportado)	30
Tabela 3 - Desempenho nas exportações mundiais de farelo de soja (% do total exportado)..	30
Tabela 4 - Destino das exportações brasileiras de soja em grão (% do total exportado)	31
Tabela 5 - Destino das exportações brasileiras de óleo de soja (% do total exportado).....	31
Tabela 6 - Destino das exportações brasileiras de farelo de soja (% do total exportado)	32
Tabela 7 - Construção do aumento e das quedas em função do preço internacional	48
Tabela 8 - Procedimentos e testes de hipóteses para modelos de dados em painel.....	55
Tabela 9 – Estatísticas dos testes e hipóteses para modelos de dados em painel	61
Tabela 10 – Estatísticas dos testes de raiz unitária, cointegração e p-valores.....	62
Tabela 11 – Resultados do modelo <i>pooled</i> corrigido via FGLS	64
Tabela 12 – Resultado dos testes de raiz unitária	69
Tabela 13 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger	70
Tabela 14 - Resultado do Teste de Johansen	71
Tabela 15 - Resultados do modelo vertical 1 (produtor versus atacado).....	73
Tabela 16 - Resultados do modelo vertical 2 (produtor versus varejo).....	76

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Resumo de trabalhos empíricos dedicados ao estudo de ATP	40
Quadro 2 – Tipos de Assimetrias e suas ocorrências	47
Quadro 3 – Resumo da descrição das variáveis utilizadas para o modelo de ATP	60
Quadro 4 - Resultados dos testes aplicados	72
Quadro 5 - Resultados dos testes	75

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
1.1	PROBLEMA DE PESQUISA.....	13
1.2	HIPÓTESE	15
1.3	OBJETIVOS.....	15
1.4	JUSTIFICATIVA.....	15
2	FUNDAMENTO SOBRE INTEGRAÇÃO DE MERCADO E TRANSMISSÃO DE PREÇOS	18
2.1	INTERAÇÕES DE MERCADO E A LEI DO PREÇO ÚNICO	18
2.2	FUNDAMENTOS TEÓRICOS DA ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS	21
2.3	A EXPANSÃO DA COMERCIALIZAÇÃO DA SOJA NO MERCADO NACIONAL E INTERNACIONAL	27
2.3.1	Panorama de comercialização e mercado internacional da soja	29
2.3.2	Panorama das exportações da soja no mercado nacional.....	33
3	REVISÃO DE LITERATURA	37
4	METODOLOGIA	44
4.1	FORMALIZAÇÃO DO MODELO DE DADOS EM PAINEL PARA ATP ESPACIAL	49
4.1.1	Procedimentos estatísticos para o modelo de dados em painel	51
4.2	FORMALIZAÇÃO DO MODELO CORREÇÃO DE ERROS PARA ATP VERTICAL	55
4.2.1	Procedimentos estatísticos para MCE	56
4.3	A FONTE E BASE DOS DADOS.....	59
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	61
5.1	MODELO PARA ANÁLISE ESPACIAL	61
5.2	MODELO PARA ANÁLISE VERTICAL	67
5.2.1	Modelo vertical 1 (ppp versus preço do óleo bruto).....	72
5.2.2	Modelo vertical 2 (ppp versus preço do óleo refinado varejo).....	75
6	CONCLUSÃO	79
	REFERÊNCIAS.....	81

1 INTRODUÇÃO

A produção e comercialização da soja em grãos e seus derivados são de grande importância na economia do Brasil. Já na década de 1970, a produção de soja tornou-se a principal cultura agrícola no País. A região Sul foi pioneira no desenvolvimento das atividades produtivas, concentrando 80% da produção nacional neste período. Contudo, ao longo das décadas de 1980 e 1990, a soja expandiu-se para os demais territórios nacionais, com expressiva inserção na região Centro-Oeste. Entretanto, esse cenário sofreu profundas mudanças nas décadas seguintes com a expansão do cultivo por quase todo o território nacional. Há muitos fatores que explicam a expansão dessa atividade, dentre eles, destacam-se os avanços científicos e tecnológicos, investimentos em pesquisa e desenvolvimento (P&D), as políticas públicas de incentivo ao setor agropecuário, e o aumento da demanda doméstica e internacional por proteínas e óleos de origem vegetal, (PASIN, 2007).

A partir dos anos 2000, o Brasil aumentou significativamente sua capacidade de produção e exportação de soja, conforme é retratado na Seção 2. Desde então, a produção nacional dessa *commodity*¹ tem aumentado ano a ano, sendo que essa atividade provoca efeitos positivos, tanto a montante quanto a jusante, em setores geradores de emprego e renda. Dentre os setores impactados estão os que fornecem insumos para essa atividade (máquinas e implementos, adubos, defensivos, entre outros), setores voltados ao desenvolvimento de tecnologia (novas cultivares, sistemas de precisão, desenvolvimentos de defensivos mais eficientes nos combates às pragas e menos danosos ao meio ambiente), agroindústrias e processadores que integram o complexo soja.

Internacionalmente, a soja em grão é uma importante *commodity* comercializada em quase todo o mundo. Os avanços nas negociações e expansão de mercados justificam-se pelo potencial nutricional do grão, não só para a alimentação humana, mas também no preparo de rações para nutrição animal. De forma direta como, por exemplo, na produção de óleo, ou como matéria prima na produção industrial de biscoitos; e indiretamente no preparo de rações para nutrição de animais, que serão convertidos em produção de carnes e derivados (GOODMAN; SORJ; WILKINSON, 1990).

¹ A soja é classificada como uma *commodity*, isto é, produto padronizado, que pode ser estocado e transacionado internacionalmente. Em relação ao comércio é feito por empresas e cooperativas agroindustriais que, vendem para as *tradings*, que posteriormente vendem para empresas e consumidores em outros países (WAQUIL et al. , 2010, p. 12).

Frente a crescente demanda nacional e internacional, o Brasil soube aproveitar-se das suas vantagens comparativas naturais (vasta disponibilidade de terras, regimes de chuvas adequados para exploração agropecuária e clima tropical) e adquiridas (com P&D). A partir disso, firmou-se como um *player* no mercado internacional, tornando-se o segundo maior produtor mundial de soja (safra de 2016). Possui a representatividade de 30,61% no *Market Share*, do total de soja em grão exportada pelo mundo, ficando atrás apenas dos Estados Unidos da América (EUA) (34,23%), segundo dados da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa, 2016).

No âmbito interno, o estado do Mato Grosso é o maior produtor de soja em grãos, responsável por 27,74% da produção nacional. O Rio Grande do Sul aparece em segundo lugar, com 16,51% da produção brasileira, e o Paraná em terceiro lugar, representando 16,42% da produção nacional. Conjuntamente, esses três estados respondem por cerca de 60% da produção brasileira de soja, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016).

Observa-se que a comercialização do complexo da soja brasileiro é realizada em inúmeros mercados e regiões pelo mundo. Assim, além da exportação da soja em grão, na sua maioria para a China, os derivados da soja são exportados, principalmente, para Irã (óleo bruto) e Holanda (farelo), segundo dados do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2017).

Ponderando-se a influência da cotação internacional na formação do preço da soja no mercado nacional e a dinâmica das estruturas do mercado soja, é natural pensar que as variações de preços da soja em grão, resultantes dos choques de oferta e demanda que ocorrem no país *i* (mercado internacional) são transmitidas ao produtor de soja no país *j* (mercado nacional), por exemplo. É a partir desta noção que a presente pesquisa busca explorar o processo de transmissão de preços entre mercados

Além disso, observa-se o processo de integração do mercado interno, estruturado verticalmente na cadeia produtiva do óleo de soja refinado e conectado do consumidor final até o produtor de soja. Pode-se constatar que o produtor é tomador de preços, o qual sofre com as flutuações dos mesmos tanto na compra dos insumos como na comercialização da produção. Com isto, esta pesquisa procura investigar as implicações das variações dos preços no processamento e comercialização dos derivados da soja em grão no atacado e varejo sobre o produtor de soja, tomando o estado do Paraná como objeto para essa análise.

Na análise de transmissão dos choques de preço vertical (produtor, atacado e varejo), optou-se por usar o estado do Paraná como um espelho para os demais. Isto decorre de dois

grandes motivos: primeiro dado sua importância na produção de soja nacional, uma vez que é o estado com a maior produtividade de soja no Brasil, conforme a Embrapa (2016); e, segundo, por se ter acesso às informações necessárias para a estimação do modelo proposto, o que não foi conseguido para os demais.

A análise de transmissão de preços entre mercados está estruturada nos postulados e definições da Lei do Preço Único, teoria do comércio internacional amplamente difundida no estudo de transmissão de preços. Com este escopo, a dimensão de ATP² espacial da pesquisa, é constituída pelos estados³ brasileiros em que há produção de soja, em função da transmissão dos choques de preços no mercado internacional.

Sendo assim, a integração entre estes mercados e a forma como ocorre a transmissão de preços caracteriza-se como escopo central a ser investigado por esta pesquisa, ou seja, na relação entre o preço pago ao produtor de soja brasileiro e a variação dos preços no mercado internacional, atacado e varejo.

Para entender a estrutura da comercialização em que os agentes estão envolvidos, busca-se investigar as especificidades da integração entre mercados regionais (transmissão espacial) e a integração de preço entre diferentes níveis de mercado produtor/atacado/varejo (transmissão vertical). Em síntese, Barros (2007) salienta que o mercado do produtor agrícola oferta sua produção ao intermediário (atacadista). No mercado atacadista é onde ocorre a comercialização entre os atacadistas e varejistas. Neste mercado, estão presentes as indústrias processadoras, *tradings* e as cooperativas agroindustriais. Por fim, o mercado varejista é onde os consumidores adquirem as mercadorias dos vendedores (varejistas). Neste sentido, o mercado varejista é o último elo de comercialização da cadeia produtiva, onde os consumidores adquirem seus bens.

Com estas conjunturas, têm-se distintos mercados e a combinação dos diferentes tipos de interações e transmissões de preços. Assim, é admissível pensar que a assimetria de transmissão de preços (ATP) esteja presente entre os mercados estudados e que a mesma difere-se da transmissão simétrica de preços. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) constataram que o modelo de ATP é estruturado na noção de que os aumentos nos preços são mais rapidamente e completamente repassados aos consumidores do que as reduções. Em síntese, os agentes intermediários entre o consumidor e o produtor usam o poder de mercado para ganhar vantagem, em determinado período de tempo, em função dos choques nos preços.

²Os diferentes tipos de ATP são apresentados na Seção 2.2.

³Sendo eles: Bahia, Goiás, Maranhão, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Pará, Piauí, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins. Conjuntamente esses responderam por 99,84% da produção total brasileira de soja em grão na safra de 2016, (IBGE, 2016).

Metodologicamente, esta pesquisa caracteriza-se como quantitativa, com suporte em modelos econométricos de dados em painel (para ATP espacial) e séries temporais (para ATP vertical). Ao utilizar o mecanismo de correção de erros (ECT) em ambas as análises, pretende-se mensurar o processo de transmissão de choques de preços entre mercados no curto e longo prazo.

De todo modo, estudos já realizados para investigar este fenômeno de ATP deixam uma questão um tanto nebulosa, uma vez que, o comportamento de ocorrência da ATP pode ser visto como uma falha de mercado, por outro lado, existem diversos contextos para os determinantes⁴ deste fato. Constatam-se, na literatura, diferentes metodologias, desde as mais descritivas e simples como as mais robustas para mensurar o fenômeno. A respeito disto, Frey e Manera (2007) consideram que as evidências de assimetrias na literatura são ambíguas, pressupondo que os resultados dependem do tipo de assimetria analisada, da periodicidade dos dados e da técnica econométrica de mensuração.

Neste contexto, a presente pesquisa busca investigar o comportamento assimétrico da transmissão de choques de preços do mercado internacional para o nacional, e ainda analisar diferentes níveis de mercado da produção e processamento da soja e seus derivados. Para elucidar este cenário apresenta-se, a seguir, a definição do problema desta pesquisa.

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

A problemática deste estudo está vinculada às ideias de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), os quais definem a existência de ATP no mercado como um benefício obtido por determinado grupo. Em boa parte dos casos, este benefício é alcançado em função da variação nos preços, de um dado produto negociado no mercado, devido ao exercício do poder de mercado. Esta variação impacta de maneira desigual em cada um dos agentes envolvidos neste processo de comercialização, provocando alteração no bem-estar.

Peltzman (2000) indica, ainda, problemas de rigidez nas transmissões de preços quando estes são reduzidos, isto é, quando o preço, por exemplo, da soja cai, não necessariamente, o mercado atacadista e varejista experimentam essa variação na mesma intensidade e direção, caracterizando, assim, a presença de ATP nesse mercado. Essa questão é explorada com mais propriedade na Seção 2.3 do presente estudo.

⁴Esses determinantes são discutidos na Seção 2.2 e as metodologias já abordadas na literatura resumidas na Seção 3.

Nesta perspectiva algumas pesquisas já foram realizadas no Brasil, sendo que Mattos et. al (2010) investigou o processo de transmissão de preços da carne de frango em função de mercados regionais e integrados via técnica *Threshold Cointegration* com modelos auto-regressivos e *Threshold* (TAR). Por outro lado, Andreotti (2013) estudou a transmissão de preços assimétrica entre produtor e atacado na produção de mandioca e fécula, utilizando o modelo *Vector Error Correction Model* (VECM).

Mais recentemente, Baptista (2015) estudou a transmissão assimétrica espacial de preços entre a produção de café arábica e o preço no mercado internacional via Modelo de Correção de Erros (MCE); Salvini (2016) estudou os choques assimétricos de preços dos combustíveis entre o mercado varejista e atacadista em diferentes regiões brasileiras via modelagem TAR e MCE.

Na literatura internacional, entre as pesquisas sobre o processo de transmissão de preços e a presença de assimetria em mercados destacam-se: Knetter (1994) que aplicou dados em painel para o estudo de transmissão de preços entre variações na taxa de câmbio e as exportações de diferentes indústrias; Balcombe, Bailey e Brooks (2007) que estudaram o processo de ATP espacial entre os preços de *commodities* em três países via modelagem TAR; Teoh et al. (2014) investigaram via M-TAR (*Momentum-Threshold Autoregressive*) a relação assimétrica espacial entre as variações dos preços do petróleo para as *commodities* estudadas e Tifaoui e Cramon-Taubadel (2016) analisaram o mercado de manteiga entre o atacado e varejo via Modelo de Correção de Erros (MCE).

Portanto, pouco se sabe a respeito do processo de transmissão de choques assimétricos de preços ao longo de toda cadeia da soja brasileira. Assim, a execução desta pesquisa busca contribuir para o preenchimento desta lacuna teórica. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) salientam que a aplicação de estudos de ATP tem ocorrido com frequência na economia agrícola, e a relevância destes estudos tem provocado avanços significativos na modelagem de ATP, no estudo de integração de mercados e o processo de arbitragem. Neste contexto, pode-se construir o problema de pesquisa com duas questões chaves:

- i) há assimetria de transmissão de preço espacial entre os preços praticados no mercado internacional para o preço pago ao produtor de soja brasileiro no período de 2011 a 2017? e;
- ii) há assimetria vertical nos diferentes níveis de mercado, entre atacado e varejo para o preço pago ao produtor de soja do estado do Paraná, no período de 2011 a 2017?

1.2 HIPÓTESE

A hipótese formulada para esta pesquisa está vinculada ao processo de transmissão de preços, sendo que se busca testar se há transmissão de choques de preços assimétricos no complexo soja brasileiro.

1.3 OBJETIVOS

Os objetivos propostos para esta pesquisa são norteadores para entender o processo de comercialização da soja, com o foco do estudo voltado na transmissão de preço para o produtor de soja. Esta pesquisa tem por objetivo geral verificar a existência de assimetria de transmissão de preço espacial e vertical no complexo da soja brasileiro em função do preço pago ao produtor entre o período de 2011 a 2017. Para tanto, foram delineados dois objetivos específicos:

- I. Investigar a presença de assimetria espacial na transmissão de preços entre o mercado produtor de soja brasileiro em função da cotação internacional, ou seja, se os choques positivos e negativos dos preços internacionais são transmitidos na mesma magnitude e intensidade para o mercado nacional no curto e longo prazo.
- II. Estudar a transmissão vertical de choques de preços, entre o mercado produtor em função dos níveis de processamento da soja, ou seja, se os choques positivos e negativos dos mercados atacadista e varejista são transmitidos em magnitude e intensidade para o preço pago ao produtor paranaense no curto e longo prazo.

1.4 JUSTIFICATIVA

As contribuições desta pesquisa estão estruturadas em três pilares: destacando-se a relevância, o ineditismo e a oportunidade do estudo de processo de transmissão de preços assimétrico no complexo soja brasileiro.

A relevância no estudo de assimetria de transmissão de preços está em verificar o uso do poder de mercado, relatado por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), como sendo um dos determinantes de ATP mais recorrentes, tanto em mercados de integração vertical como espacial.

É importante ressaltar que a soja e seus derivados possuem propriedades de proteína quase pura quando concentrados ou isolados dando-lhe capacidade alimentar muito versáteis. Além disto, a produção de soja e seus derivados, como o farelo de soja, são empregados na nutrição animal, principalmente, de aves e suínos, que possuem significativas participações nas exportações do complexo carnes brasileiro. Assim, o estudo da integração de mercados na comercialização do complexo soja pode contribuir com o debate acadêmico no sentido de compreender a dinâmica dos preços dessa *commodity*, bem como, o comportamento dos agentes que estão envolvidos nos diversos setores.

Da mesma maneira, a presente pesquisa propõe resultados com contribuições empíricas, os quais podem fornecer informações capazes de ampliar o conhecimento dos agentes envolvidos na produção, comercialização e no processamento da soja. Ainda, espera-se que seja possível que os resultados da pesquisa possam auxiliar na análise da formação dos preços nos distintos elos dessa cadeia, assim como, no desenho de políticas públicas de apoio, especialmente, relacionados aos elos mais frágeis do complexo soja.

A relevância no estudo da cadeia produtiva da soja é vinculada a grande importância do complexo soja na economia brasileira com uma representatividade de 18% do total exportado pelo País em 2017. Além disso, viabiliza outros segmentos alimentares, como o complexo de carnes. Conjuntamente, os complexos soja e carnes representam cerca de um quarto (24,87%) do total exportado pelo País, (MDIC, 2017).

No mercado internacional, há expressiva participação brasileira nas exportações mundiais de soja em grão, quase um terço do que é comercializado pelo mundo (FAO, 2017). Sobretudo, nas últimas décadas o país adquiriu sofisticação na industrialização, na difusão e desenvolvimento de tecnologias, que aperfeiçoaram a extração de componentes da soja (óleo e insumos para a fabricação de rações) e viabilizaram a comercialização da mesma e seus derivados para novos mercados.

Sob a perspectiva metodológica, a partir da análise de estudos já realizados sobre ATP no Brasil permitiu identificar uma carência em métodos com aplicabilidade para diferentes níveis de mercado. Há carência de modelos que captem, por exemplo, a transmissão de preços do momento que soja sai das porteiras das fazendas até chegar ao consumidor final em forma, principalmente, de óleo refinado.

Em síntese, as principais contribuições do presente estudo são: primeiro, verificar a presença de assimetria espacial e vertical no processo de comercialização da soja, em função da transmissão de choques de preços entre os mercados de comercialização da soja, tanto no mercado nacional como internacional e; segundo, utilizar o modelo de dados em painel,

combinado com o mecanismo de correção de erros para mensurar o impacto das variações dos preços internacionais em diferentes mercados nacionais.

Ressalta-se que a presença de ATP está atrelada a muitos mercados, como relatado por Peltzman (2000). Esta condição não apenas prejudica o funcionamento dos mercados existentes, mas também, pode diminuir ou inibir novas transações. O referido salienta que, autor na teoria econômica não há uma tendência generalizada para que os preços respondam a determinado tipo de variação de custos ou outro. Com isto, a oportunidade de conhecer com propriedade essas relações de mercado, possibilita a organização mais completa e eficiente da cadeia produtiva no momento da comercialização do complexo soja, frente ao produtor de soja brasileiro.

A seção que segue apresenta, inicialmente, informações que ajudam a entender a dinâmica dos mercados de comercialização em que a soja está inserida. Está embasada num estudo de conjuntura de comercialização internacional, oferta e demanda interna do complexo soja frente às exportações brasileiras, seguidas das principais discussões sobre a integração de mercados e transmissão de preços.

Por fim, esta pesquisa está subdividida em seis seções. Além desta introdução, a segunda seção apresenta o referencial teórico, seguida da revisão de literatura. A quarta seção apresenta a metodologia que se propõe para detectar a presença de ATP no complexo soja brasileiro, na sequência apresentam-se os resultados e a discussão obtidos através da análise dos modelos espacial e verticais, e conclui-se, com as principais conclusões do trabalho.

2 FUNDAMENTO SOBRE INTEGRAÇÃO DE MERCADO E TRANSMISSÃO DE PREÇOS

Este capítulo tem o propósito de investigar as principais abordagens da Lei do Preço Único em função da integração de mercados espacialmente e verticalmente separados e da transmissão de choques de preços entre os mesmos. Apresentam-se também, as principais discussões sobre a presença de assimetria de transmissão de preços entre mercados, além disso, apresenta um panorama das exportações da soja, óleo e farelo no mundo e no mercado interno.

2.1 INTERAÇÕES DE MERCADO E A LEI DO PREÇO ÚNICO

As interações de preços entre mercados são tidas como a relação de preços de bens similares em mercados espacialmente, ou verticalmente separados, sendo este o entendimento que motivou o desenvolvimento da LPU. A ideia, segundo Balcombe, Bailey e Brooks (2007), é mensurar o grau de transmissão dos choques de preços de um mercado sobre outros, espacialmente separados, ou em diferentes níveis de mercado. Assim, a LPU é sustentada como um pressuposto teórico tradicional nas Ciências Econômicas, por parte da corrente teórica de integração de mercados, como resultado de ações competitivas dos agentes de mercados que buscam lucros e comercializam entre si.

Os fundamentos teóricos da transmissão de preços entre mercados datam do século XIX, como definido por Marshall (1985). O autor descreveu a integração de preços em distintos mercados, quando, com a ausência de custos de transporte entre mercados regionais, um bem idêntico apresentará um único preço. Desta forma, quanto mais o mercado se aproxima da perfeição, maior é a probabilidade dos preços coincidirem e refletirem em um único preço, validando, então, o preço único como “lei”, reconhecido na literatura como a Lei do Preço Único (LPU). No entanto, Fackler e Goodwin (2001) salientam que inúmeras pesquisas apontam fragilidades dessa lei, principalmente para, análises de curto prazo.

Com relação ao estudo de preços em mercados espacialmente separados, os autores, afirmam que a condição de arbitragem espacial é o ponto de partida da análise. No modelo que prevê o equilíbrio, os preços reais podem divergir dessa relação, mas as ações de arbitragem fazem com que os preços em ambos os mercados convirjam a um único preço, após a equalização dos custos de transporte (FACKLER; GOODWIN, 2001).

O modelo teórico da LPU, desenvolvido por Mundlak e Larson (1992), define que o preço interno corresponde ao preço do mercado internacional, se comparado na mesma moeda. Matematicamente, tem-se a equação (1), que define o preço interno como sendo o resultado do preço internacional multiplicado pela taxa de câmbio.

$$p_{jt} = p_{it} * E_t \quad (1)$$

em que, p_{jt} é o preço interno no país j no tempo t , p_{it} é o preço internacional no i -ésimo país no tempo t e E_t é taxa de câmbio (R\$/US\$) no tempo t . Caso a equação (1) não seja validada, tem-se a oportunidade de arbitragem.

O conceito de LPU, para Krugman e Obstfeld (2007) e Feenstra e Taylor (2008), está relacionado à inexistência de oportunidades de arbitragem; o processo caracteriza-se como uma situação de mercado com ausência de atritos comerciais sob as condições de livre concorrência, sendo que nenhum vendedor ou comprador individual pode manipular os preços, de forma que estes se ajustam livremente após a equalização dos custos de transporte e de tarifas (KRUGMAN; OBSTFELD, 2007). Isso significa que as mercadorias idênticas vendidas em locais espacialmente separados convergem para o mesmo preço, quando expressos na mesma moeda. A ausência de arbitragem, por sua vez, é a premissa de que há hipótese de mercado eficiente nesse segmento. A validade, ou não da LPU, é importante para o estudo do comportamento dos mercados.

Para Fackler e Goodwin (2001), a LPU pode ser percebida de três diferentes formas: i) A versão mais forte expressa um comércio contínuo com a possibilidade de arbitragem no curto prazo, o qual é garantido pela regularidade de transações, esta é a forma mais comumente constatada e testada na literatura; ii) A versão fraca não distingue a LPU da arbitragem espacial (não leva em consideração o processo de arbitragem contínuo) e, por fim, iii) A versão agregada que está relacionada a índices de preços conhecida como Paridade de Poder de Compra (PPC). Cabe ressaltar, a condição para ocorrer esta última versão da LPU é a mesma, porém, a análise é em nível agregado (cesta de bens).

Para existir integração entre mercados as regiões não precisam ser, necessariamente, parceiras comerciais. Para validar a LPU, é exigido que as regiões façam parte de um mesmo sistema integrado, caracterizado por um fluxo de bens e informações. Esta interação pode ser indireta, por uma ponte de transmissão de preços, via inter-relações de comércio entre as diferentes regiões. Por exemplo, se duas regiões W_1 e W_2 são parceiras comerciais de uma terceira região Z_1 , então, mesmo que não exista comércio direto entre W_1 e W_2 elas podem ser

consideradas integradas. Portanto, é possível detectar que os choques de preços são transmitidos indiretamente, por uma rede de comércio, via interações de mercado (FACKLER; GOODWIN, 2001, p. 978-979).

Os autores supracitados argumentam que a LPU não considera o custo de transação na comercialização de bens entre mercados regionais. Logo, com a interação de mercados e a possibilidade de arbitragem existirá um preço comum e único. Assim, a LPU na sua versão forte, condiciona a arbitragem e a equalização dos preços entre os mercados. Ou seja, a arbitragem irá validar a LPU, desde que haja regularidade de transações, e exista um mercado homogêneo em quaisquer dois locais distantes entre si. Estes preços serão diferentes, no máximo, pelo custo de transporte de mover o bem da região com o preço mais baixo para outra com o preço superior. Os autores demonstraram matematicamente a noção da ação de arbitragem espacial na equação (2) como:

$$p_j - p_i = r_{ij} \quad (2)$$

em que: p_j é o preço na região j , p_i é o preço na região i e r_{ij} representa o custo de mover o bem do local j para o local i este custo pode ser considerado como custo de transporte⁵.

A equação (2) representa a possibilidade de, no longo prazo, os choques de preços da região j sejam transmitidos proporcionalmente a região i , de maneira que a elasticidade de transmissão de preços seja igual a unidade. No entanto, não se exclui a possibilidade de desajustes de preços no curto prazo.

Partindo desta ideia, a LPU fraca é expressa por: $p_j - p_i \leq r_{ij}$, a diferença dos preços nas distintas regiões vai ser igual ou menor do que o custo de transporte. Fackler e Goodwin (2001) apontam que a integração de mercado pode ser medida pelo grau em que os choques de oferta e demanda de um mercado são transmitidos para outros mercados. Resumindo, a integração espacial de mercado pode ser interpretada como a co-movimentação dos preços de um bem, isto é, expressa o grau de correlação entre os preços dos bens em diferentes locais.

A equação (2) expressa a transmissão simétrica de preços. Entretanto, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) acreditam que as variações dos preços positivas e negativas não são repassadas com a mesma intensidade entre os mercados e que a presença de ATP causa uma condição de bem-estar diferente da que é praticada em condições de simetria. Com ATP, um

⁵ Mais precisamente, é uma soma de todos os custos relevantes para transações de localidade espacialmente separadas.

grupo é beneficiado por uma variação nos preços de maneira desigual, vis-à-vis a outro grupo, ou seja, há uma alteração de bem-estar influenciada pelos movimentos dos preços.

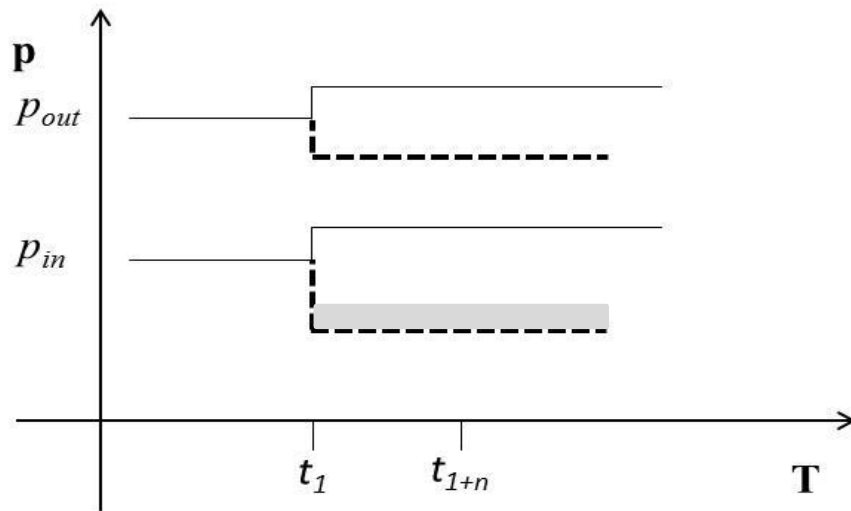
Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) entendem, também, a ATP como resultado, em grande parte, de exercício de poder de mercado, não havendo transferência de bem-estar entre os agentes envolvidos no mercado, mas uma perda líquida do mesmo. Com isto, os fundamentos teóricos para a análise de integração e transmissão assimétrica de preços (ATP) é apresentada na seção que segue.

2.2 FUNDAMENTOS TEÓRICOS DA ASSIMETRIA DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS

A ATP pode ser descrita como uma diferença de intensidade na transmissão de preços entre os choques positivos e negativos de uma série de preços. Von Cramon-Taubadel (1998) avalia que o termo assimetria é relacionado, primeiramente, à variação de preço em um determinado nível da comercialização, em função de uma mudança que tenha ocorrido em outro nível. Essencialmente, vai depender da forma como ocorreu essa mudança, se foi positiva (aumento de preço) ou se foi negativa (queda no preço). Assim, teoricamente, a fonte da assimetria na transmissão dos preços depende da maneira como os preços reagem, tanto em magnitude (amplitude de variação) – quanto da rapidez de convergência de preços entre os mercados analisados.

O estudo sobre ATP de Peltzman (2000) e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) apontam para três diferentes manifestações de assimetria. O movimento dos preços pode ocorrer em função, primeiro, da magnitude e da velocidade; segundo, da maneira como os preços oscilaram se positivamente ou negativamente e, por fim, em relação aos níveis de mercado, que pode ser de forma vertical ou espacial. As Figuras (4) e (5) retratam as versões de ATP por magnitude e por velocidade de transmissão, respectivamente.

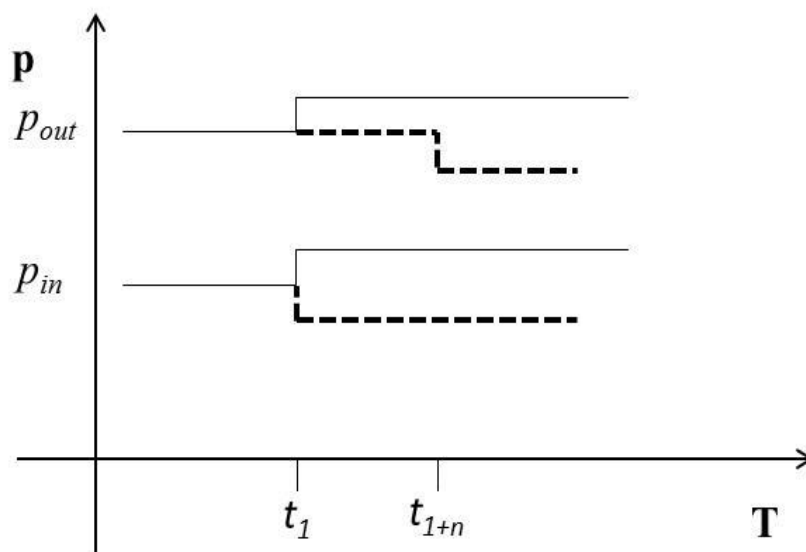
Figura 1 - Diagrama assimetria de transmissão de preços (magnitude)



Fonte: Adaptação a partir de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004).

Na Figura 4, a transmissão de preços para a magnitude é percebida, tendo como exemplo, o preço da saída (p_{out}), representado no presente estudo pelos preços da soja na bolsa de Chicago (*Chicago Board of Trade- CBOT*), e a entrada (p_{in}) os preços pago ao produtor (PPP) nacional. Nota-se que a redução do PPP não tem a mesma magnitude de redução em relação aos preços de saída. A intensidade (magnitude) de redução é maior para o produtor, como pode ser visualizada pela região acinzentada acima da linha pontilhada em (p_{in}), caracterizando um *gap* (lacuna) de transmissão de preços. Os *gaps* de transmissão de preços podem ocorrer, tanto com relação a intensidade, como por magnitude de transmissão.

Figura 2 - Diagrama assimetria de transmissão de preços (velocidade)



Fonte: Adaptação a partir de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004).

A Figura 5, por sua vez, representa a velocidade de transmissão de preços, ou seja, a redução do PPP em t_1 é repassada ao mercado de óleo bruto, por exemplo, em t_{1+n} . Nota-se que a velocidade de transmissão, também, é diferente, sendo representada, nessa figura, pela linha pontilhada. Assim, com PPP (p_{in}) sofrendo queda em t_1 e no preço de saída (p_{out}) a queda é sentida em t_{1+n} , ou seja, existem *gaps* na transmissão de preços.

Sobre o segundo critério, Peltzman (2000) classificou a transmissão assimétrica nos preços como negativa ou positiva, isto é, o preço de entrada é o preço pago ao produtor nacional e o de saída o preço no mercado internacional. Se p_{in} reage mais rapidamente aos aumentos em p_{out} , do que para suas respectivas quedas, a assimetria é considerada como positiva, e, caso contrário, a assimetria será negativa. Simplificando, quando o preço pago ao produtor é influenciado com maior intensidade pela variável somatório de preços negativos (transmissão de choques negativos), há perda líquida de bem estar, (ou vice-versa).

O terceiro critério, destacado por Peltzman (2000) e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), refere-se à transmissão assimétrica nos preços entre níveis de mercado, que pode ser do tipo vertical (diferentes níveis de mercado) ou espacial, entre mercados espacialmente separados. No presente estudo, busca-se estudar tanto a presença de assimetria vertical como espacial no complexo soja brasileiro.

A proposição básica, do modelo de ATP, é a ocorrência de rigidez na redução dos preços, (PELTZMAN, 2000). Em resumo, quando o preço da soja cai, não necessariamente, o atacado e o varejo vão refletir tais quedas de preços na mesma intensidade e direção, caracterizando assim a presença de ATP nos mercados estudados.

Com este escopo teórico, Frey e Manera (2007) salientam que há várias metodologias da ATP e que avanços vêm sendo testados por diferentes estudos e aplicações empíricas. Contudo, ainda não se chegou a um consenso de qual é o melhor modelo para verificar a presença desse fenômeno em diferentes mercados.

Frondel e Vance (2014) destacaram a eficiência matemática do modelo de Wolfram (1971) e Houck (1977). No entanto, os autores, salientam que há indicativos empíricos de que a metodologia de Wolfram (1971) tende a ser mais frágil, pois, é mais propensa aos problemas de correlação espúria e multicolinearidade do que a de Houck (1977).

Segundo Frey e Manera (2007) a evolução metodológica nos processos estudados de assimetria, é bastante diversificada. Na literatura, encontram-se estudos que utilizam desde abordagem mais simples, como análises descritivas, até modelos mais complexos, como o VECM (*Vector Error Correction Model*), MCE (Modelo de Correção de Erros), TAR (*Threshold Autoregressive*) e suas variações que contemplam o mecanismo de correção de

erro (ECT). Sobretudo, os autores consideram a existência de diferentes tipos de assimetria, que podem ser identificadas a partir de modelos econométricos já propostos, principalmente, com a utilização do ECT.

Frey e Manera (2007) propõem diferentes modelagens para a definição e classificação de assimetria, principalmente, distinguindo a visão tradicional para as assimetrias de curto e longo prazo, que são o propósito desta pesquisa. A presente pesquisa segue esses conceitos e definições de assimetrias propostos pelos autores. Testa-se a presença de: assimetria de impacto contemporâneo (AIC), sendo diagnosticada quando os parâmetros das diferenças positivas e negativas são diferentes entre si; a assimetria devido ao efeito das defasagens (AED) surge quando os parâmetros das variáveis somatórios são estatisticamente diferentes entre si; a assimetria de impacto acumulado (AIA), a qual ocorre quando a assimetria média de atraso negativa e positiva têm diferentes números de defasagens; por último, a assimetria da trajetória de ajuste para o equilíbrio (ATAE), ocorre quando há diferenças estatísticas entre os parâmetros do mecanismo de correção de erros.

Cabe ressaltar, que no Brasil esses conceitos de assimetrias foram aplicados no estudo por Canêdo-Pinheiro (2012), realizou uma análise de transmissão de preços assimétrica nos combustíveis brasileiros e por Baptista (2015), em análise espacial para o mercado do café.

Com a combinação desses diferentes ocorrências de ATP, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) constataram que o modelo de ATP é estruturado na noção de que os aumentos nos preços são mais rapidamente e completamente repassados aos consumidores do que as reduções. Os agentes atuantes entre o consumidor e o produtor, usam o poder de mercado para ganhar vantagem em determinado período de tempo, em função das variações dos preços.

Neste contexto, na literatura são encontradas algumas hipóteses sobre as causas determinantes da ATP. Na maioria dos casos estudados, a preocupação é com a assimetria vertical, ou seja, da transmissão de preços entre os mercados do atacado e do varejo. Segundo Silva (2011), dentre as principais causas neste caso, estão às falhas de mercado, os exemplos mais citados são: a assimetria de informações, custos de ajustamentos e o uso do poder de mercado.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) destacam que os custos de ajustamentos (conhecido também como custos de *menu*) podem ser originados, tanto de uma adaptação de ajustamento de preços, como também da quantidade de insumos a ser utilizada para a produção. Pertinente a esta questão Peltzman (2000) salienta que os custos de ajustamentos

(como, por exemplo, um aumento no custo do insumo utilizado no processo de produção) tendem a ocasionar ATP positiva. Nesta situação, torna-se mais seguro para a empresa diminuir a produção em função da incerteza, do que investir em pesquisas para encontrar um insumo substituto.

Ray et al. (2006) sugerem que o ajustamento de preços pode gerar preços assimétricos. Isso pode ocorrer quando os varejistas frente a pequenos ajustamentos de preços não os repassam aos consumidores, como estratégia para não perder o seu mercado para os concorrentes. Esse comportamento resulta em assimetria de preços entre atacadistas e varejistas, delineando uma conjuntura muito rentável aos atacadistas, visto que pequenas alterações de preços no elo atacadista não altera a quantidade demandada no mercado varejista. No entanto, as reduções dos preços seriam menos rentáveis aos atacadistas, pois, da mesma forma que aumentos de preços, os varejistas também não repassaram pequenas quedas nos preços. Portanto, não se revelariam em preços mais baixos no varejo, e com isto nenhuma receita adicional deveria ser gerada com estes cortes de preços.

Com relação ao poder de mercado, Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) consideram que o mesmo pode influenciar tanto a ATP positiva como negativa. Bailey e Brorsen (1989, p. 247) apresentam um exemplo para retratar essa situação: quando uma empresa acredita que suas concorrentes não reagiriam ao aumento de preço, mas que com uma queda todas as concorrentes a seguiria, constata-se a assimetria positiva. Contudo, haverá assimetria negativa quando todas as empresas seguirem um aumento de preços, mas nenhuma delas reagirem a uma queda de preços.

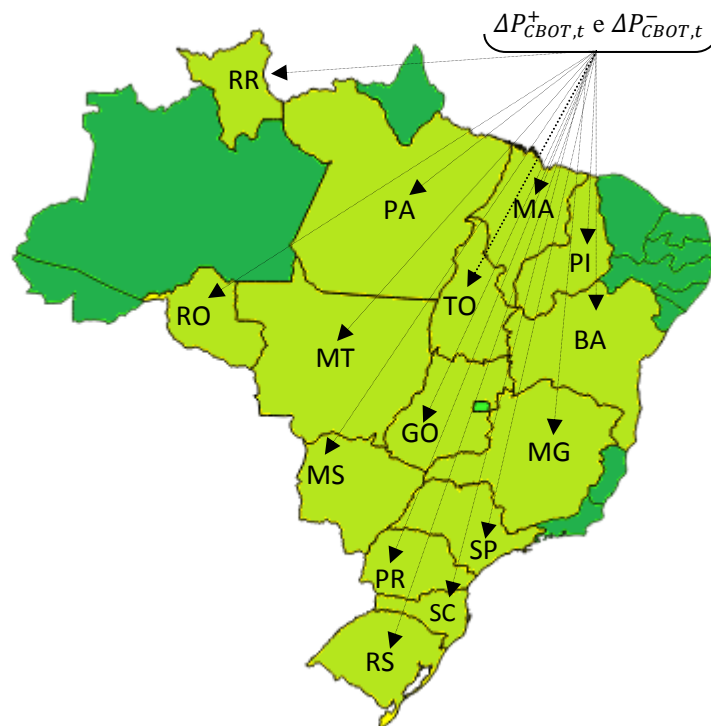
Além disso, a estrutura do mercado em que a empresa atua pode influenciar nos seus níveis de lucratividades, bem como no tipo de assimetria do mercado. Na indústria, as firmas não recebem simultaneamente o mesmo ajustamento de preços, podendo refletir nos moldes dos contratos. Esta situação pode ser trazida para o modelo de verticalização da produção, com preços fixos para um prazo mais longo de contrato. Assim, a indústria vai se adaptando, gradualmente, ao longo do tempo, fazendo ajustes dos preços assimétricos, quando existir concentração de mercado e diferenças temporais em tais ajustes. Esta conjuntura é exemplificada por Bedrossian e Moschos (1988, p. 461-463), ao argumentarem que as firmas com maior *mark-up* e maior poder de mercado conseguem segurar os preços de venda dos seus produtos, diante das reduções de preços dos insumos por um período de tempo maior, vis-à-vis a outras menos competitiva. O sentido é que as firmas com maior lucratividade conseguem assumir risco maior na estratégia de preços, quando comparado a uma pequena empresa.

Para Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) os determinantes de assimetria podem ser estendidas para as análises vertical e espacial. No entanto, pode-se ainda encontrar alguma questão explícita em relação assimetria espacial, como destaca Silva (2011) em relação ao custo de transporte, que passa a ser parte integrante nos custos de ajustamentos.

É possível destacar que há um esforço de vários pesquisadores (como, por exemplo, Peltzman (2000), Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), Silva (2011) e Salvini (2016)) em entender o fenômeno de ATP em mercados em nível vertical e/ou espacial. A maior preocupação é conseguir estudar esse fenômeno a partir de um modelo empírico, suficientemente calibrado e consistente na estimação do comportamento dos preços entre e intra-mercados no curto e longo prazo.

Na sequência da discussão dos tipos de assimetrias e das suas diferentes formas de ocorrência elabora-se a Figura 6. O detalhe em verde claro são os estados que, conjuntamente, respondem por quase a totalidade da produção nacional de soja em grão, em 2016 (IBGE, 2016), retrata o cultivo da soja que é feito de norte a sul do Brasil. O modelo espacial visa mensurar a transmissão da variação de choques de preços (positivos) e (negativos) no mercado internacional (CBOT) para o nacional (preço pago ao produtor de soja nos quinze estados).

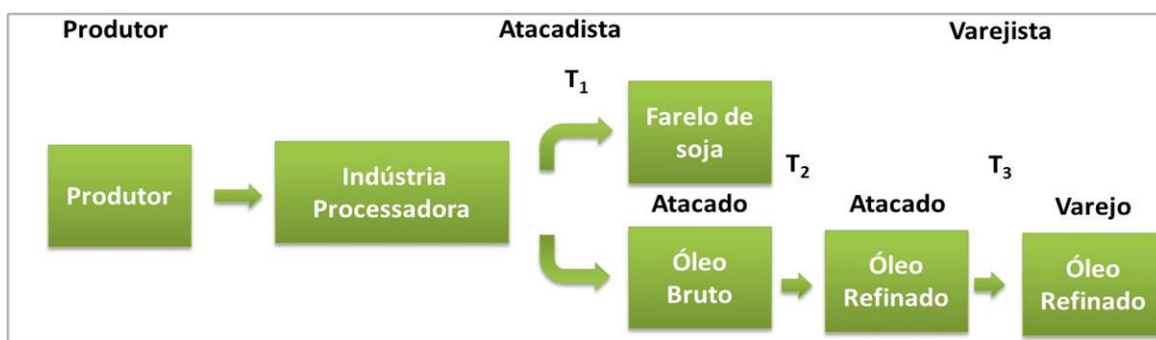
Figura 3 - Estrutura de choques de preços para o mercado espacial



Fonte: Elaborado pela autora

A Figura 7 representa intuitivamente a estrutura a ser estudada pelo modelo de assimetria vertical em função do processamento da soja no Paraná. Na presente pesquisa, parte-se da produção da soja em grão, passa pelo processamento da mesma, e chega-se ao varejo na forma de óleo de soja refinado. Nesta figura, cada T_i representa uma etapa do processamento e, conseqüentemente, se obtém uma margem de lucro com agregação de valor.

Figura 4 - Estrutura de mercado para o modelo de assimetria vertical



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de Barros (2007).

Em síntese, a análise de ATP estuda como as mudanças de preços de um mercado são transmitidas a outro mercado. Os mercados podem estar separados pela distância (espacial) ou em diferentes níveis de mercado como produtor, atacado e varejo (vertical). O resultado da comercialização é a transmissão de choques de preços entre os mesmos, ou integração de mercado espacial, ambas podem gerar preços assimétricos. Este é escopo que esta pesquisa visa investigar.

2.3 A EXPANSÃO DA COMERCIALIZAÇÃO DA SOJA NO MERCADO NACIONAL E INTERNACIONAL

A produção de soja foi inicialmente cultivada na região Sul do Brasil, esta região que chegou a responder por 80% da produção nacional de soja em grão na década de 1970 (PASIN, 2007). A partir desta década, muito se investiu na criação e no desenvolvimento de tecnologias voltadas a diversificação de sementes adaptadas às distintas condições edafoclimáticas⁶ das regiões brasileiras.

Além da aptidão natural ao cultivo da referida *commodity* e ao desenvolvimento tecnológico produtivo, os produtores brasileiros também contaram com o apoio das políticas

⁶Refere-se a características definidas através do meio, como precipitação pluvial, temperatura, relevo...; Relativo ao solo e ao clima.

públicas para promoveram a expansão do cultivo em território nacional. Neste sentido, citam-se os incentivos de política agrícola, como o crédito rural, o seguro agrícola e a política de garantia de preços mínimos. Estes fatos viabilizaram a exploração, o aumento e expansão da produção da soja para todas as regiões brasileiras. Contudo, segundo estudo realizado por Vieira Filho e Fishlow (2017), o crescimento da agricultura brasileira é essencialmente explicado pela tecnologia cerca de 70%. Este panorama vem se intensificando a partir dos anos de 1950, como, por exemplo, em 1973 com a criação da Embrapa, importante marco na disseminação de tecnologia no Brasil para diversas cultivares, como a soja, trigo feijão...

Na presente pesquisa, o complexo da soja é visto como a soma de distintas cadeias produtivas como, por exemplo, a cadeia produtiva do farelo, do óleo e do grão. Barros (2007) argumenta que os preços dos produtos agrícolas são formados nos diferentes níveis de mercados, começando no mercado produtor, passando pelo atacadista até chegar ao mercado varejista, sendo que a cada um desses níveis, atribui-se uma margem de lucro.

A comercialização do produto *in natura*, por parte do produtor rural, ocorre em uma estrutura de mercado concorrencial, em que o agente individual não tem capacidade de influenciar no preço de venda do seu produto. Se por um lado, o produtor de soja geralmente negocia a sua safra com um número reduzido de compradores (que são as *tradings*⁷ ou cooperativas), com características contundentes de mercado oligopsonizado, por outro lado, é também tomador de preços. Na compra de insumos de grandes empresas oligopolizadas (poucas empresas detêm a maior parte do mercado/mercado concentrado), conforme destacado por Costa e Santana (2014). Neste sentido, o preço da soja pago ao produtor de soja é determinado pelas cooperativas e *tradings*, que por sua vez são tomadoras de preço no mercado internacional.

A expansão do mercado e a crescente comercialização do complexo soja pelo mundo são apresentadas nas próximas duas subseções, divididas entre o panorama do mercado internacional e a conjuntura interna brasileira. O intuito das seções que seguem é expor um panorama dos principais destinos das exportações brasileiras dos produtos do complexo soja, bem como a importância relativa dessas exportações em referência aos demais produtos exportados pelo País, sendo que o período analisado é de 2011 a 2013 e está vinculado à disponibilidade de dados da *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO).

⁷ Empresas que comercializam internacionalmente compram *commodities* de cooperativas, por exemplo, e vendem para empresas e consumidores em outros países.

2.3.1 Panorama de comercialização e mercado internacional da soja

A partir da análise dos dados da FAO (2017) esta seção apresenta os principais mercados mundiais do complexo soja, com o *ranking* dos maiores exportadores e os principais destinos das exportações brasileiros.

Os dados da Embrapa (2016), para a safra 2015/2016, apontam que o Brasil ocupa o segundo lugar na produção mundial de soja, com a exploração de 33,890 milhões de hectares (ha). O mercado é liderado pelos EUA com 33,482 milhões de ha destinados ao cultivo da soja, ou seja, a produtividade norte americana é maior para o período.

Segundo dados da FAO (2017), a comercialização mundial de soja em grão é liderada por três países, sendo eles: Brasil, Estados Unidos da América e Argentina, os quais respondem por 84,46% do valor total das exportações mundiais de soja em grão, conforme retratado na Tabela 1. É possível visualizar que o *Market Share* brasileiro é de, aproximadamente, 40% do total exportado de soja em grão no mundo em 2013. No entanto, no período entre 2012 à 2013, o Brasil e a Argentina obtiveram aumentos significativos nas suas participações de mercado, comportamento contrário tiveram os EUA que findaram o período em baixa, com queda de 8,95% de participação. Isso ajudou o Brasil, em 2013, a alcançar a posição de maior exportador mundial de soja em grão.

Tabela 1 - Desempenho nas exportações mundiais de soja em grão (% do total exportado)

Ranking	Países	2011	Países	2012	Países	2013
1º	EUA	38,76%	EUA	46,46%	Brasil	39,81%
2º	Brasil	36,93%	Brasil	32,39%	EUA	37,51%
3º	Argentina	11,22%	Argentina	5,99%	Argentina	7,14%
4º	Paraguai	4,70%	Canadá	4,08%	Paraguai	4,38%
5º	Outros	8,40%	Outros	11,09%	Outros	11,17%
	Total	100%	Total	100%	Total	100%

Fonte: adaptação a partir de dados FAO.

A Tabela 2 expõe o *ranking* dos principais exportadores de óleo de soja. Conjuntamente Argentina, Brasil e EUA possuem 59% do *Market Share*. É possível perceber que em 2013, o Brasil foi o segundo maior exportador de óleo de soja (13%), ficando atrás da Argentina (38%) e com os EUA (8%) na terceira colocação FAO (2017).

Tabela 2 - Desempenho nas exportações mundiais de óleo de soja (% do total exportado)

Ranking	Países	2011	Países	2012	Países	2013
1º	Argentina	41%	Argentina	37%	Argentina	38%
2º	Brasil	17%	Brasil	18%	Brasil	13%
3º	EUA	10%	EUA	10%	EUA	8%
4º	Espanha	4%	Espanha	6%	Espanha	6%
5º	Países Baixos	4%	Alemanha	4%	Países Baixos	5%
6º	Outros	24%	Outros	25%	Outros	29%
Total		100%	Total	100%	Total	100%

Fonte: adaptação a partir de dados FAO.

A Tabela 3 apresenta os principais exportadores de farelo de soja, no mundo no período de 2011 a 2013. Argentina, Brasil e EUA são responsáveis por 66% do total mundial exportado de farelo de soja. Apesar de o Brasil e os EUA serem os maiores produtores mundiais de soja, os mesmos não se mantêm como os maiores exportadores de produtos derivados da soja como farelo e óleo. Relativamente, pode-se perceber que a Argentina, tende a exportar maior parte de sua produção de soja processada. Ao contrário disto, o Brasil tende a exportar maior parte de sua produção como soja em grão. Contudo, o Brasil tem processado mais soja, em média 36.647 mil toneladas, entre os anos de 2011 a 2013; este valor aumenta significativamente chegando a 39.531 mil toneladas processadas em 2016. Se comparado ao volume exportado de soja em grão, o processamento interno representa 76% do volume exportado, segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE, 2017). Este crescimento justifica-se pela produção interna de biodiesel, que no final de 2004 o mesmo começa a ser produzido em larga escala, com a criação do Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB).

Tabela 3 - Desempenho nas exportações mundiais de farelo de soja (% do total exportado)

Ranking	Países	2011	Países	2012	Países	2013
1º	Argentina	39%	Argentina	35%	Argentina	33%
2º	Brasil	22%	Brasil	23%	Brasil	21%
3º	EUA	11%	EUA	12%	EUA	12%
4º	Índia	9%	Países Baixos	7%	Índia	9%
5º	Países Baixos	8%	Índia	7%	Países Baixos	8%
6º	Outros	11%	Outros	15%	Outros	16%
Total		100%	Total	100%	Total	100%

Fonte: adaptação a partir de dados FAO.

A Tabela 4 aponta os principais parceiros comerciais brasileiros de soja em grão. Nos últimos anos, a China consagra-se como a maior importadora da soja em grão brasileira, absorvendo, em 2013, 75% das exportações brasileiras. Em segundo lugar, aparece a Espanha que importou cerca de 6% considerando a média dos últimos três anos, seguida pelos Países Baixos (3,58%), Tailândia (3,09%) e Taiwan (2,83%).

Tabela 4 - Destino das exportações brasileiras de soja em grão (% do total exportado)

Ranking	Países	2011	Países	2012	Países	2013
1º	China	70,12%	China	68,88%	China	75,2%
2º	Espanha	6,64%	Espanha	6,46%	Espanha	4,6%
3º	Países Baixos	3,95%	Taiwan	3,52%	Países Baixos	3,6%
4º	Tailândia	3,22%	Tailândia	3,47%	Tailândia	2,6%
5º	Taiwan	2,68%	Países Baixos	3,19%	Taiwan	2,3%
6º	Outros	13,39%	Outros	14,48%	Outros	11,7%
	Total	100%	Total	100%	Total	100%

Fonte: adaptação a partir de dados FAO.

Os maiores importadores de óleo de soja brasileiro, segundo dados da FAO (2017) estão compilados na Tabela 5. A China (37,86%) configura-se como maior importadora de óleo de soja brasileiro, seguida da Índia (17,04%) e Argélia (8,01%). Conjuntamente, os referidos países importam 62,91% do total de óleo de soja exportado pelo Brasil. Em relação ao comportamento ao longo do período, percebem-se algumas oscilações, em especial o crescimento do mercado indiano como importador, que dobra sua participação entre 2011 para 2012, e se mantém em 17% em 2013.

Tabela 5 - Destino das exportações brasileiras de óleo de soja (% do total exportado)

Ranking	Países	2011	Países	2012	Países	2013
1º	China	35,87%	China	44,63%	China	37,86%
2º	Índia	8,15%	Índia	17,57%	Índia	17,04%
3º	Argélia	7,83%	Irã	6,61%	Argélia	8,01%
4º	Egito	7,69%	Argélia	6,51%	Irã	6,25%
5º	Bangladesh	6,08%	Bangladesh	5,29%	Cuba	5,94%
6º	Outros	34,37%	Outros	19,39%	Outros	24,90%
	Total	100%	Total	100%	Total	100%

Fonte: adaptação a partir de dados FAO.

Entre os maiores importadores de farelo de soja brasileiro, conforme apresentado na Tabela 6, destacam-se, os Países Baixos que estão numa crescente importação de farelo de

soja brasileiro, em média, absorvendo quase 34%, do valor total exportado pelo País. Seguido de França (12,22%), Alemanha (10,58%) e Tailândia (8,7%) (em média de 2011 a 2013). É possível destacar, que os Países Baixos são importantes parceiros comerciais brasileiros, importando parcelas significativas de farelo e óleo de soja, como demonstrado na Tabela 3. Contudo, reexportam uma parte substancial do que fora importado do Brasil, pois, possuem a quarta maior exportação de farelo (9% em 2013) e óleo de soja (5% em 2013).

Tabela 6 - Destino das exportações brasileiras de farelo de soja (% do total exportado)

Ranking	Países	2011	Países	2012	Países	2013
1º	Países Baixos	28,79%	Países Baixos	29,83%	Países Baixos	33,92%
2º	França	13,52%	França	12,24%	França	10,91%
3º	Alemanha	10,09%	Alemanha	11,82%	Alemanha	9,84%
4º	Tailândia	9,88%	Tailândia	9,47%	Coreia do Sul	7,72%
5º	Coreia do Sul	4,69%	Irã	5,18%	Tailândia	6,75%
6º	Outros	33,03%	Outros	31,46%	Outros	30,86%
	Total	100%	Total	100%	Total	100%

Fonte: adaptação a partir de dados FAO.

Resumindo, a participação do Brasil na comercialização do complexo soja é significativa. É possível destacar o País como *player* no mercado mundial da soja, pois, é o segundo maior produtor de soja, possui expressivas parcelas na exportação mundial de farelo e óleo de soja.

Neste contexto, alguns fatos históricos podem ajudar a elucidar esta ampla participação do Brasil. As exportações brasileiras de soja para mercados mundiais tem maior magnitude a partir dos anos 2000. Uma das hipóteses que podem ter ajudado nesta expansão, além do aumento da demanda pela *commodity* no mercado internacional foram o advento da Lei Kandir⁸ e a desvalorização do real em 1999, que aumentaram a competitividade da soja brasileira no mercado, influenciando diretamente na ampliação no volume de exportações brasileiras.

A subseção que segue apresenta a conjuntura interna das exportações brasileiras, direcionada por uma análise descritiva dos dados, entre o total exportado e as exportações do complexo soja.

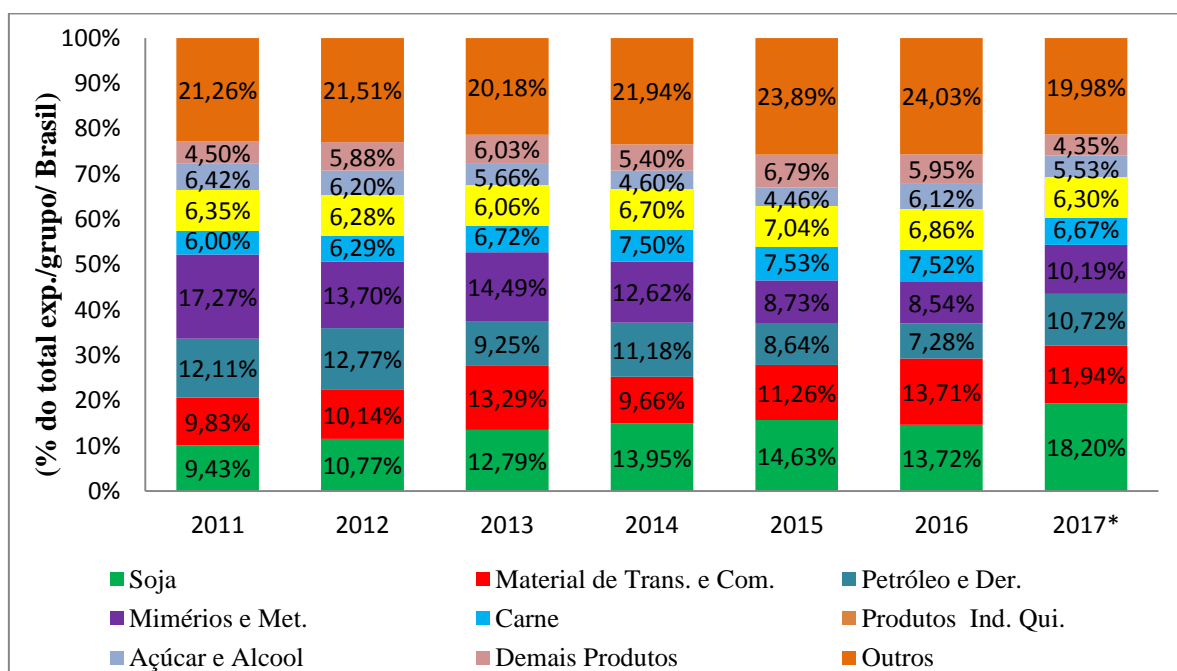
⁸A Lei Kandir (LEI COMPLEMENTAR Nº 87, DE 13 DE SETEMBRO DE 1996), prevê como uma de suas normas a isenção do pagamento de ICMS sobre as exportações de produtos primários e semielaborados ou serviços. Mais detalhes: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp87.htm>.

2.3.2 Panorama das exportações da soja no mercado nacional

Esta seção apresenta o desempenho nacional considerando as exportações do complexo soja e a relação entre as exportações totais brasileiras no período de 2011 a 2017. A escolha deste período decorre da disponibilidade dos dados, conforme já foi ressaltado.

A Figura 1 retrata a crescente participação do complexo soja⁹ no volume total das exportações brasileiras. A participação das exportações do complexo soja dobra em seis anos, tendo como referência o ano de 2011 (9%) para 2017 (18%). Cabe destacar, os cinco maiores setores exportadores do País: Complexo Soja (18,2%), Material de Transportes e Componentes (11,94%), Petróleo e Derivados de petróleo (10,72%), Minérios e Metalúrgicos (10,19%) e Carnes (6,67%), representam mais da metade do total exportado pelo País, sendo que esta participação cresceu em 2017, chegando a representar 57,7% do total exportado.

Figura 5 - Participação por grupo nas exportações brasileiras (2011/2017*)



*Até Julho de 2017.

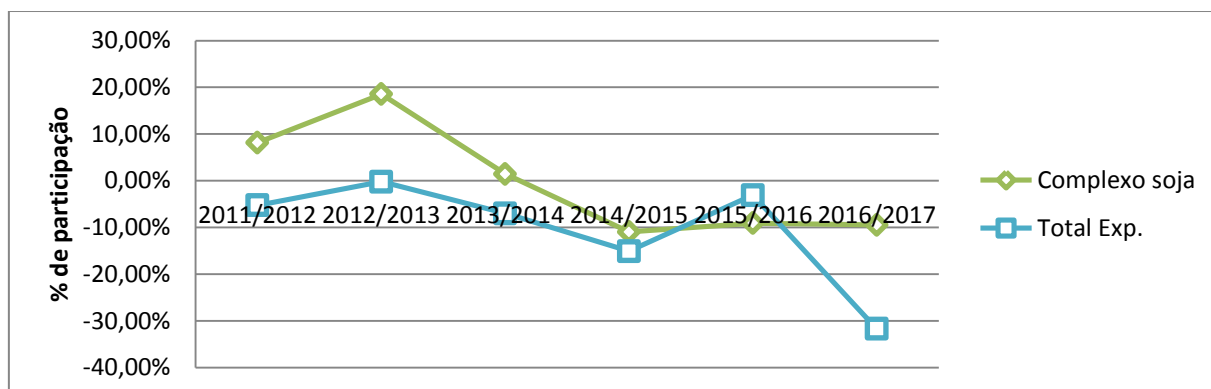
Fonte: adaptação a partir de dados MDIC.

Com o intuito de verificar a evolução na participação das exportações do complexo soja, em função do total exportado pelo País, apresenta-se a Figura 2. É possível observar uma tendência de queda de exportações, porém com menor intensidade nos últimos anos, ao contrário das exportações nacionais, que se mantiveram forte queda. Esse cenário adverso das

⁹ Soja em grão, farelo, óleo (bruto + refinado).

exportações brasileiras se deve ainda aos efeitos da crise mundial que retraiu o mercado internacional de *commodities*.

Figura 6 - Variação das exportações totais versus complexo soja (% de participação/ano)

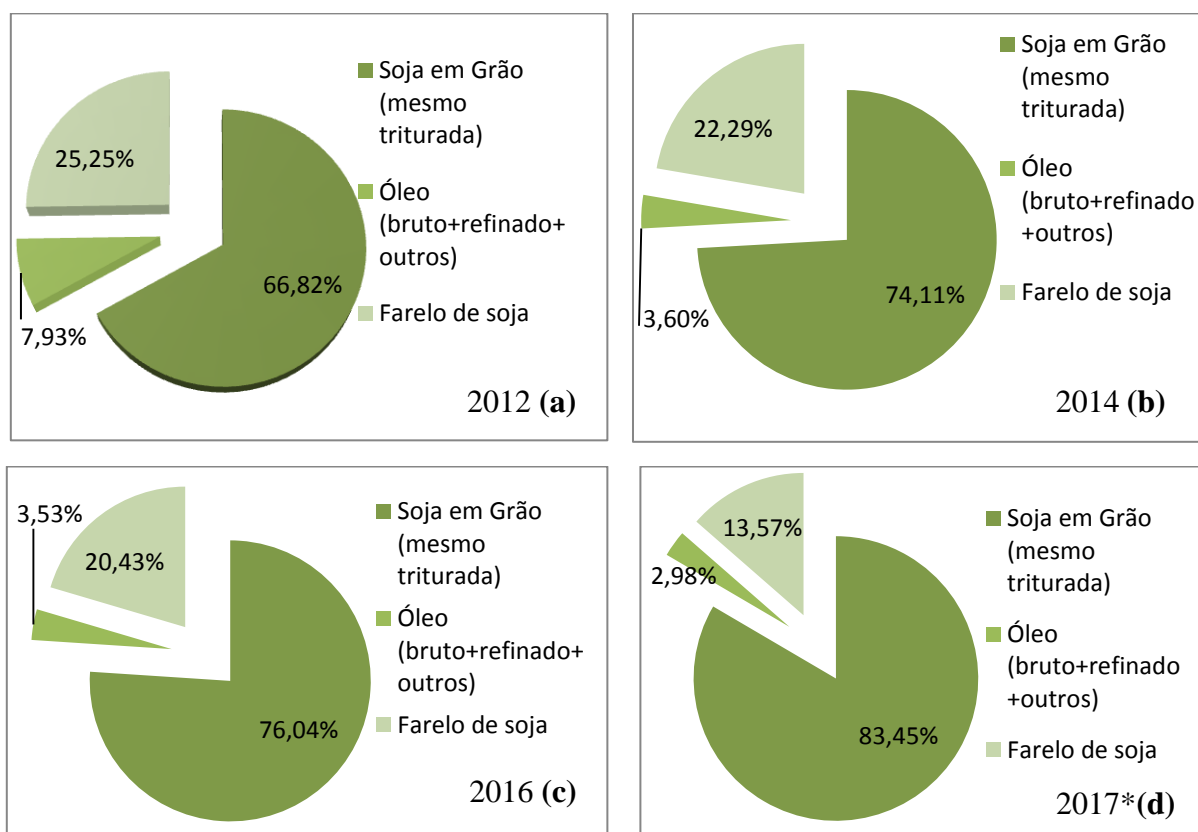


*Até Julho de 2017.

Fonte: adaptação a partir de dados MDIC.

A Figura 3 retrata a exportação total dos produtos do complexo soja (grão, farelo e óleo de soja). É possível observar que a partir dos anos de 2014, no gráfico 3(b), há alteração na composição das exportações do complexo soja. Deste modo, o farelo e óleo de soja possuem um volume menor, se comparado à soja em grão, sendo possível perceber que os mesmos estão perdendo significativas parcelas de exportação como representado nos gráficos 3(b) e 3(c). A maior participação nas exportações brasileiras é de soja em grão (83%) farelo (14%) e óleo (3%) em 3(d). Cabe salientar que a análise para o ano de 2017 é composta por sete meses. Com isto, o volume de exportações de soja em grão deve se estabilizar, visto que o seu pico de comercialização ocorre entre os meses de janeiro a maio, período de safra na região Centro-Oeste, seguida da safra na região Sul do Brasil.

Figura 7 - Desempenho nas exportações do complexo soja (% do total exp./Brasil)



*Até Julho de 2017.

Fonte: adaptação a partir de dados MDIC.

Em resumo, a comercialização mundial de soja em grão é liderada pelo Brasil, EUA e Argentina. No entanto, do ano 2012 para 2013, o Brasil logrou aumentos significativos nas suas participações de mercado, conseguindo alcançar a posição de maior exportador mundial de soja em grão, a partir de 2013.

Em resumo, é possível destacar a significativa participação brasileira na conjuntura mundial do complexo soja. O Brasil consolida-se entre os maiores exportadores de soja em grão, de óleo e farelo de soja. Cabe salientar que, apesar do Brasil e os EUA, produziram e exportaram valores muito maiores que a Argentina, este último exporta maiores volumes de soja processada em forma de óleo e farelo.

Portanto, a relevância do complexo soja para o setor externo e na economia brasileira, pode ser percebida pela sua grande participação no volume total comercializado pelo Brasil no mercado mundial. Esta comercialização é estruturada e realizada pelos exportadores seguindo um vetor de preços internacionais. Assim, se espera que o mercado brasileiro de soja esteja integrado ao mercado internacional, absorvendo todos os choques positivos e negativos desse mercado, mas com diferentes intensidades. É justamente essa a

concepção oferecida no presente estudo, pois, embora se tenha mercados integrados, a transmissão de preços pode não ser simétrica entre esses mesmos.

Na sequência, apresentam-se os principais autores que aplicaram estes conceitos empiricamente, tanto na literatura nacional como internacional para o estudo de ATP.

3 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção apresenta os principais estudos vinculados a assimetria de transmissão de preço a nível nacional e internacional. Ao final da seção, um quadro resumo é apresentado com o intuito de destacar os principais resultados, metodologias e mercados estudados.

Griffith e Piggott (1994) estudaram a ATP no mercado australiano de carne. Os autores constataram que o preço pago ao produtor reage de forma diferente com a alta, ou com a queda do preço da carne, isto é, diagnosticaram a ATP nas carnes de bovino e cordeiro, mas o mesmo não ocorreu nos preços da carne suína. A frequência dos dados foi mensal para o período de 1971 a 1988 e o modelo VAR (*Vector Auto Regressive*) foi utilizado para tal finalidade.

Knetter (1994) testou a presença de ATP, usando dados em painel, para estudar o processo de transmissão de preços nas exportações da indústria alemã e japonesa, em função das variações cambiais. O período estudado foi de 1973-87 para as exportações japonesas e de 1975-87 para as exportações alemãs. Na maioria das indústrias estudadas, em ambos os países, diagnosticou-se a presença de assimetria de preços.

Aguiar e Santana (2002) analisaram, com dados mensais de 1987 a 1998, a concentração do mercado e a ATP de produtos agrícolas via MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). Para isso, dividiram os produtos agrícolas em três grupos (perecíveis comercializados em mercado competitivos; armazenáveis negociados em mercados concentrados e armazenáveis negociados em mercados competitivos). Os autores destacaram a existência de dois argumentos para explicar a assimetria de preços, a saber: a concentração do mercado e a capacidade de armazenamento do produto. Além disso, relataram que os padrões que determinam ATP são difíceis de distinguir; e de não ser possível diagnosticar com precisão a hipótese de que o tipo de armazenamento e o tipo de mercado determinavam a ATP no estudo realizado.

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) diagnosticaram a presença de transmissão de preços assimétrica entre os mercados da soja, trigo e milho, entre os Estados Unidos, a Argentina e o Brasil. De um modo geral, o estudo compreende o período de agosto de 1986 a maio de 2001, mas para cada *commodity* a frequência dos dados foi distinta. A econometria de séries temporais foi utilizada para a estimação da transmissão de preços, mais especificamente o modelo TAR (*Threshold Autoregressive*). Os resultados apontaram evidências de *threshold* para três dos cinco pares de preços das *commodities* investigadas.

Mattos et al. (2010) investigou, no período de janeiro de 1998 a julho de 2007, o efeito dos custos de transação no processo de transmissão de preços da carne de frango em função de mercados regionais e integrados via técnica *Threshold Cointegration*, com modelos auto-regressivos com *Threshold* (TAR). De modo geral as estimativas dos custos confirmaram a presença de barreiras à transmissão de preços entre os mercados estudados. Estes custos surgem, muito provavelmente, dos custos de transação, relativos aos custos de transporte (fretes), visto que na maioria das vezes estiveram associados a distância do mercado “centro” para cada uma das demais praças e os coeficientes indicaram São Paulo como mercado formador de preços.

Neto e Parré (2012), usando dados com frequência mensal de 03/2003 a 06/2009, encontraram evidência empírica de ATP no mercado de carne bovina brasileira. O modelo utilizado para a análise foi o *Structural Vector Autoregression* (S-VAR). Constataram a existência de ATP entre pecuaristas (produtores) e atacadistas, com o preço da carne bovina comportando-se de forma diferente, diante de aumentos e quedas dos preços caracterizando a presença de ATP no mercado.

Andreotti (2013) estudou as regiões produtoras de raiz de mandioca e o mercado atacadista da fécula de mandioca no período de fevereiro de 2002 a fevereiro de 2013. O intuito da autora era estimar influência das variações dos preços da fécula nos preços pagos aos produtores (raiz), para tanto, testou-se a ATP vertical, procurando responder qual região tinha maior intensidade de transmissão de preço. Os resultados encontrados, obtidos através do modelo VECM, apontaram para a existência de ATP e entre os preços da raiz e da fécula para a maioria das regiões analisadas.

Figueiredo; Souza Filho e Paullilo (2013) analisaram a presença de ATP entre os preços do suco de laranja para os preços da laranja, através do modelo de Mínimos Quadrados Não-Lineares, no período de jan. 2001 a mar. 2011. Os autores constataram que as empresas processadoras repassam no curto prazo, apenas decréscimos de preços para os produtores.

Teoh et al. (2014) investigaram a relação entre o preço do petróleo bruto e os preços de vários produtos básicos como milho, soja, óleo de palma, açúcar e trigo, utilizando dados trimestrais entre junho 1983 a março 2013. Recorrendo ao modelo M-TAR (*Momentum-Threshold Autoregressive*), verificaram que os preços do milho, da soja e do óleo de palma reagiram assimetricamente à flutuação do preço do petróleo bruto. No entanto, não conseguiram encontrar qualquer efeito assimétrico na variação do preço do açúcar e do trigo devido à variação do preço do petróleo.

Baptista (2015) estimou a presença de ATP utilizando o Mecanismo de Correção de Erros, para o período de 4 de setembro de 2002 até 29 de agosto de 2014. A autora diagnosticou a presença de ATP nas variações no preço do café arábica no mercado internacional (Bolsa de *New York*) em função das flutuações de preços no mercado nacional dos estados de São Paulo, Minas Gerais e Paraná. Os resultados apontaram para a presença de ATP, ou seja, as reduções de preços são repassadas mais intensamente do que os aumentos, com exceção de Minas Gerais que se revelou simétrica. Embora tenham constatado a existência de ATP no curto prazo nos preços do café, no longo prazo a tendência foi desaparecimento dessa assimetria, dependendo do período estudado. Também, constatou que no curto prazo os ajustes das quedas nos preços são repassados mais rapidamente. No entanto, no longo prazo isso se inverte e os aumentos se ajustam mais rapidamente, com exceção, novamente, do estado de Minas Gerais.

Salvini (2016) analisou a assimetria de transmissão de preços para o mercado de combustíveis entre o atacado e varejo, para a gasolina comum e o etanol hidratado. Os dados foram mensais de novembro de 2002 a abril de 2015. Os resultados obtidos foram similares para ambos os combustíveis, pois, constatou-se a existência de assimetria no curto prazo dos preços praticados pelo atacado e transmitidos ao varejo. Verificou-se a presença de assimetria positiva, ou seja, no curto prazo os aumentos do preço do combustível no atacado tendem a aumentar com maior intensidade o preço pago pelo consumidor no combustível, analogamente os descréimos repassados aos consumidores são menos intensos.

Tifaoui e Cramon-Taubadel (2016) constaram a existência de assimetria de transmissão de preços no mercado de manteiga na Alemanha. Usando MCE, testaram a hipótese de que os preços de vendas temporárias (preços promocionais) são capazes de influenciar nos resultados da análise de transmissão vertical de preços. Com um conjunto de dados semanais de 2005 a 2010, compararam as estimativas de transmissão vertical de preços do atacado ao nível de varejo. Os resultados confirmam que os preços temporários de venda da manteiga (preços promocionais) aumentam a velocidade e a assimetria da transmissão vertical dos preços. Esses resultados agregam uma causa potencial de assimetria, como o poder de mercado. Em particular, os preços de venda temporários tornam a transmissão de preços vertical mais rápida e aumentam a probabilidade de que ela pareça assimétrica.

Essa breve exposição de estudos nacionais e internacionais sobre a análise de transmissão de choques assimétricos de preços foram sintetizadas e apresentadas no Quadro 1. O mesmo apresenta o nível de mercado em análise, o período e o produto estudado.

Quadro 1 – Resumo de trabalhos empíricos dedicados ao estudo de ATP

(continua)

Ano	Autor	Nível	Período	Frequência	Transmissão	Método	Produto	Local	Principais Resultados
1994	Griffith e Piggott	Vertical Produtor/Atacado /Varejo	1971/1988	Mensal	Assimetria Simetria	VAR	Carnes	Austrália	Constatou-se que o preço pago ao produtor reage assimetricamente em relação, ao preço do mercado. Diagnosticaram, também, ATP nas carnes de bovino e cordeiro, mas o mesmo não ocorreu nos preços da carne suína.
1994	Knetter	Espacial	1973/1987	Anual	Assimetria Simetria	Painel <i>Pooled</i>	Exportação Industrial	Japão Alemanha	Na maioria das indústrias estudadas, em ambos os países, diagnosticou-se a presença de assimetria de preços.
2002	Aguiar e Santana	Vertical Atacado/Varejo	1987/1998	Mensal	Assimetria	MQO	Agricultura	Brasil	Os autores destacaram a existência de dois argumentos para explicar ATP: a concentração do mercado e a capacidade de armazenamento do produto. Não foi possível diagnosticar com precisão a hipótese de que o tipo de armazenamento e o tipo de mercado determinavam a ATP no estudo realizado.
2010	Mattos et al.	Vertical Atacado	1998/2007	Diário		TAR	Carne de Frango	Brasil	Constatou-se a região de São Paulo como formador de preços. Há uma tendência de que esta região repasse os aumentos dos preços com mais intensidade do que as reduções para as demais regiões, atributos de ATP no mercado estudado.

Fonte: elaborado pela autora. (MQNL) Mínimos Quadrados Não Lineares; (MCE) Modelo de Correção de Erros; M-TAR (*Momentum-Threshold Autoregressive*); S-VAR (*Structural Vector Autoregression*);

Quadro 1 – Resumo de trabalhos empíricos dedicados ao estudo de ATP

(continua)

Ano	Autor	Nível	Período	Frequência	Transmissão	Método	Produto	Local	Principais Resultados
2012	Neto e Parré	Vertical Produtor/Atacado	2003/2009	Mensal	Assimetria	S-VAR	Carne Bovina	Brasil	Constataram a existência de ATP entre pecuaristas (produtores) e atacadistas, com o preço da carne bovina.
2013	Andreotti	Vertical	2002/2013	Mensal	Assimetria Simetria	VECM	Fécula e Raiz	Brasil	Os resultados encontrados apontaram para a existência de ATP e entre os preços da raiz e da fécula para a maioria das regiões analisadas.
2013	Figueiredo et al.	Vertical	2001/2011	Mensal	Assimetria	MQNL	Laranja e suco	Brasil	Os autores constataram que as empresas processadoras repassam apenas decréscimos de preços para os produtores no curto prazo.
2014	Teoh et al.	Espacial	1983/2013	Trimestral	Assimetria Simetria	MCE M-TAR	Commodities	Mundial	Os resultados apontam que os preços do milho, da soja e do óleo de palma reagem assimetricamente à flutuação do preço do petróleo bruto. No entanto, não conseguiram encontrar qualquer efeito de ATP na variação do preço do açúcar e do trigo.

Fonte: elaborado pela autora. (MQNL) Mínimos Quadrados Não Lineares; (MCE) Modelo de Correção de Erros; M-TAR (*Momentum-Threshold Autoregressive*); S-VAR (*Structural Vector Autoregression*);

Quadro 1 – Resumo de trabalhos empíricos dedicados ao estudo de ATP

(conclusão)

Ano	Autor	Nível	Período	Frequência	Transmissão	Método	Produto	Local	Principais Resultados
2015	Baptista	Espacial	2002/2014	Diária	Assimetria Simetria	MCE	Café Arábica	Brasil	Os resultados apontaram para a presença de ATP, com exceção de Minas Gerais que se revelou simétrica. A existência de ATP foi constatada no curto prazo, ao contrário disto, no longo prazo, a tendência é que a assimetria desapareça dependendo do período. Também foi possível destacar que no curto prazo os ajustes de quedas são repassados mais rapidamente.
2016	Salvini	Vertical Atacado/Varejo	2002/2015	Mensal	Assimetria	MCE TAR	Combustível	Brasil	Constatou-se a existência de assimetria no curto prazo dos preços praticados pelo atacado e transmitidos para o varejo.
2016	Tifaoui Cramon- Taubadel	Vertical Atacado/Varejo	2005/2010	Semanal	Assimetria	MCE	Manteiga	Alemanha	Os resultados confirmam que os preços promocionais aumentam a velocidade e a assimetria da transmissão vertical dos preços.

Fonte: elaborado pela autora. (MQNL) Mínimos Quadrados Não Lineares; (MCE) Modelo de Correção de Erros; M-TAR (*Momentum-Threshold Autoregressive*); S-VAR (*Structural Vector Autoregression*);

Sintetizando, os trabalhos apresentados nesta seção utilizaram diferentes métodos, os quais permitiram rejeitar ou não a pressuposição de conceitos de ATP, tanto na sua versão vertical como espacial.

Alguns autores como Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), Frey e Manera (2007) e Salvini (2016) organizaram vastas pesquisas em trabalhos já realizados com diferentes metodologias que são propostas para a análise de ATP. Os autores constataram que não existe, na literatura, um consenso de uma metodologia empírica que possa ser apontada como a mais eficiente, dentre as apresentadas para diagnosticar a presença de ATP em distintos mercados.

Pode-se observar o esforço de vários pesquisadores em aprimorar uma metodologia robusta que possa ser empregada de forma empírica e que esteja alinhada com os fenômenos já estudados para ATP. Tifaoui e Cramon-Taubadel (2016) salientam, que não se pode generalizar o fenômeno de ATP, mas que o mesmo pode estar presente em muitos mercados ainda não estudados.

A seção que segue apresenta a metodologia e a fonte de dados empregados na pesquisa, estruturando a análise empírica dos modelos espacial e vertical.

4 METODOLOGIA

Este trabalho está metodologicamente estruturado em definições e aplicações, que estão além da análise tradicional, incluindo o diagnóstico dos diferentes tipos de ATP's para o curto e longo prazo. Assim, a seção que segue apresenta o referencial metodológico que dá base aos objetivos a serem alcançados pelo presente estudo.

No modelo estruturado por Houck (1977), a variável temporal y_{it} é influenciada pelos valores de x_{it} . Parte-se da hipótese de que aumentos e quedas em x_{it} de momento a momento da série estudada apresentam impactos diferentes em y_{it} . Um exemplo disto na presente pesquisa é a variável y_{it} representada pelo preço nacional PS_{dt} (PPP doméstico de soja nas diferentes UF's) e a variável x_{it} que é o preço pago pela soja na CBOT, ou seja, o preço internacional PS_{ft} . Matematicamente, esta situação é dada por:

$$\Delta PS_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PS_{ft}^+ + \alpha_2 \Delta PS_{ft}^- \quad (3)$$

em que, PS_{dt} corresponde ao preço pago ao produtor de soja nos diferentes estados brasileiros, d representa o mercado doméstico em cada tempo t e $\Delta PS_{dt} = PS_{dt} - PS_{dt-1}$; ou seja, é o preço em primeira diferença; α_0, α_1 e α_2 representam os parâmetros do modelo; ΔPS_{ft}^+ é a variação positiva do preço da soja no mercado internacional, e corresponde a diferença $PS_{ft}^+ - PS_{ft-1}^+$ para todo $PS_{ft}^+ > PS_{ft-1}^+$, sendo considerado zero, caso o resultado da diferença seja negativa; ΔPS_{ft}^- é a variação negativa do preço da soja no mercado internacional e corresponde a diferença $PS_{ft}^- - PS_{ft-1}^-$ para todo $PS_{ft-1}^- > PS_{ft}^-$, é considerando zero caso a diferença for positiva, f representa o mercado internacional em cada tempo t ($f = \text{foreign} = \text{externo}$).

Um modelo alternativo pode ser elaborado, como a inclusão dos somatórios das variações positivas e negativas dos preços defasados, expresso na equação (4).

$$\Delta PS_{dt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^s \alpha_1 \Delta PS_{ft}^+ + \sum_{i=1}^q \alpha_2 \Delta PS_{ft}^- + \varepsilon_t \quad (4)$$

a partir das definições anteriores, a equação (4) representa o somatório acumulado das diferenças de preços descritas na equação (3) das variáveis ΔPS_{ft}^+ e ΔPS_{ft}^- e ε_t representa o termo de erro. Na equação (4) a definição do somatório acumulado, representa a soma acumulada das variáveis diferenciadas, divididas entre variações positivas e negativas.

A representação da soma acumulada das diferenças positivas é definida como: $Z_{fi}^+ = \sum_{i=0}^s (PS_{fi}^+ - PS_{fi-1}^+) + Z_{fi-1}^+$ e negativas com sendo $Z_{fi}^- = \sum_{i=0}^q (PS_{fi}^- - PS_{fi-1}^-) + Z_{fi-1}^-$. A partir desta definição, Z_{fi}^+ , por exemplo, expressa a soma acumulada, onde cada elemento de Z_{fi}^+ representa a soma dos elementos ΔPS_{fj}^+ , sendo j menor ou igual a i .

A hipótese nula a ser testada é a condição de simetria, isto é, $H_0: \sum_{i=1}^s \alpha_1 = \sum_{i=1}^q \alpha_2$, entretanto, se esta hipótese for rejeitada, pode-se refinar a equação (4), para um o modelo que utiliza o mecanismo de correção de erros, metodologia proposta por Houck e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) partem da construção inicial adicionando o mecanismo de correção de erros na equação (4).

Frey e Manera (2007) fizeram uma ampla revisão de literatura acerca dos principais modelos de transmissão de preços já estudados, suas principais aplicações e características em função do uso do mecanismo de correção de erros (*ECT*)¹⁰. Os autores ainda identificaram e classificaram as principais aplicações e tipos de assimetrias de curto e longo prazo.

O mecanismo de correção de erros corrige a trajetória de equilíbrio de longo prazo de processos estocásticos com a mesma ordem de integração e cointegráveis. Esse mecanismo é sustentado pelo Teorema da Representação de Granger, o qual define que, se há cointegração entre dois processos estocásticos, a relação entre eles pode ser expressa pelo mecanismo de correção de erros (WOOLDRIDGE, 2010).

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), Tey (2009) e Baptista (2015) aplicaram esta metodologia e salientam que a inclusão do *ECT* possibilita capturar a relação de cointegração cumulativa de longo prazo das séries estudadas. Além disto, a evolução para este modelo é capaz de capturar o comportamento de longo prazo dos processos estudados.

Para se acrescentar a relação de cointegração deve ser modelada igualmente, esta é definida como o resíduo da relação de cointegração entre as séries de preços estudadas, ou seja, acrescentado à equação (4) tem-se: $\Delta PS_{d,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PS_{f,t} + \alpha_2 ECT_{t-1} + \alpha_3 Z_{fi} \Delta PS_{fi}^+ + \alpha_4 Z_{fi} \Delta PS_{fi}^- + \varepsilon_t$. A proposição do modelo geral para a análise de curto e longo prazo, com o intuito de categorizar as diferentes manifestações de ATP's pode ser observado no modelo de correção de erros descrito, matematicamente na equação (5).

¹⁰ É definido como sendo o resíduo da relação de cointegração entre as séries de preços estudadas, ou seja, $ECT_t = PS_{d,t} - \alpha_0 - \alpha_1 PS_{f,t}$;

$$\begin{aligned}
\Delta PS_{d,t} = & \alpha_0 + \alpha_{1i} Z_{di} \Delta PS_{d,t-1}^+ + \alpha_{2j} Z_{di} \Delta PS_{d,t-1}^- + \alpha_3 \Delta PS_{f,t-i}^+ \\
& \alpha_{4i} Z_{fi} \Delta PS_{f,t-i}^+ + \alpha_5 \Delta PS_{f,t-j}^- + \alpha_{6j} Z_{fi} \Delta PS_{f,t-j}^- \\
& + \alpha_7^+ ECT_{t-1}^+ + \alpha_8^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

em que: $i = 1, 2, \dots, K$; $j = 1, 2, \dots, S$. e $t = 1, 2, \dots$; ECT é o mecanismo de correção de erros $ECT = ECT_{t-1}^+ + ECT_{t-1}^-$, definido como: $ECT_{t-1}^+ = ECT \geq 0$ e $ECT_{t-1}^- = ECT < 0$.

Segundo Tey (2009), o modelo ECT representado pela equação (5) é mais eficiente do que o proposto, inicialmente por Houck (1977). A sustentação desta afirmação decorre da estimativa da equação(5) através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na qual, caso os coeficientes $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_7$ e α_8 revelem-se estatisticamente diferentes de zero, neste caso, há evidências do uso da abordagem ECT como mais robusta.

A partir da estimativa da equação (5), seguindo as classificações de Frey e Manera (2007), podem ocorrer diferentes tipos de assimetrias, divididas em quatro categorias já sinalizadas anteriormente, a saber:

1. A AIC diagnosticada quando os parâmetros das diferenças positivas e negativas são distintos entre si, ou seja, testa-se $\alpha_3^+ \neq \alpha_5^-$;
2. A AED ocorre quando as assimetrias atrasos negativa e positiva, respectivamente têm diferentes intensidades, isto é, testa-se $\alpha_{4i}^+ \neq \alpha_{6j}^-$ sendo $i = 1, 2, \dots, K$; $j = 1, 2, \dots, S$, quando $K \neq S$ tem-se AED;
3. A AIA testa-se a defasagem “t-z” é assimétrica; formalmente se $\sum_{i=z}^{K^+} \alpha_{4i}^+ \neq \sum_{j=z}^{S^-} \alpha_{6j}^-$ com $z \in [0, \min(K, S)]$;
4. A ATAÉ ocorre quando há diferenças entre os parâmetros do mecanismo de correção de erros das defasagens positivas e negativas, o que implica em testar se $\alpha_7^+ \neq \alpha_8^-$. Na prática, esse teste permite diagnosticar se a retomada da trajetória de longo prazo dos preços da soja, após um choque, é de mesma intensidade, não importando se o choque é positivo ou negativo.

Cabe salientar, que AED e AIC são condições suficientes, mas não necessárias para a existência de AIA, a coexistência AED e AIC não implicam a existência de AIA. As categorias de assimetrias testadas no presente estudo são sintetizadas no Quadro 2.

Quadro 2 – Tipos de Assimetrias e suas ocorrências

Tipo	Finalidade	Testa	Hipótese	Classificação
Assimetria de Impacto Contemporâneo (AIC)	Testar o impacto contemporâneo entre PS_d e PS_f	$\alpha_3^+ \neq \alpha_5^-$;	H_0 : Simetria H_1 : Assimetria	Curto Prazo (CP)
Assimetria do Efeito Defasagem (AED)	Testar a assimetria de defasagem acumulada.	$\alpha_{4i}^+ \neq \alpha_{6j}^-$	H_0 : Simetria H_1 : Assimetria	Curto Prazo (CP)
Assimetria de Impacto Acumulado (AIA)	Testar a assimetria acumulado ao longo do tempo.	$\sum_{i=z}^{K^+} = \sum_{j=z}^{S^-}$	H_0 : Simetria H_1 : Assimetria	Longo Prazo (LP)
Assimetria de Trajetória de Ajuste para o Equilíbrio (ATAE)	Testar a assimetria na velocidade de convergência.	$\alpha_7^+ = \alpha_8^-$	H_0 : Simetria H_1 : Assimetria	Longo Prazo (LP)

Fonte: elaborado pela autora.

Na última coluna do Quadro 2 aparece a classificação curto prazo e longo prazo. Tecnicamente, Frey e Manera (2007) consideram o horizonte de curto prazo como a intensidade das variações dos preços de um mercado, com as mudanças positivas ou negativas nos preços do outro. Já a de longo prazo, a investigação se concentra na computação do tempo de reação, do tamanho das flutuações ou na velocidade de ajuste de equilíbrio dos preços.

Depois de definida a metodologia a ser utilizada na análise de ATP, os vetores foram construídos, como demonstradas na Tabela 7. Todas as variáveis foram logaritimizadas e; em seguida, as mesmas foram diferenciadas para a construção das variáveis do modelo; na sequência as observações desse vetor diferenciado foram divididas em dois grupos para a construção de duas variáveis: variações positivas e variações negativas. Ou seja, cada especificidade das assimetrias é analisada a partir de duas variáveis. Como exemplificadas na equação geral (5), a construção das variáveis do modelo é embasada nos tipos de transmissão de preços a serem diagnosticados. Para elucidar a construção das variáveis do modelo, apresenta-se, na sequência um exemplo, da formulação destas variáveis.

Considere, a alteração no preço em logaritmo de uma saca de soja de 60kg em dólar cotada na CBOT, que em janeiro de 2011 era de \$ 1,48979, caindo em fevereiro do mesmo ano para \$1,48824, ou queda de preço de \$ -0,00155. Como a diferença dos preços nos dois primeiros meses foi negativa, a célula pertinente à terceira coluna do aumento de preço recebe o valor zero e a de queda nos preços quarta coluna recebe o valor de \$ -0,00155, ou vice-versa se tivesse ocorrido aumento no preço. Esse foi o procedimento adotado para o preenchimento de todas as demais células, inclusive na construção das defasagens das mesmas.

Tabela 7 - Construção do aumento e das quedas em função do preço internacional

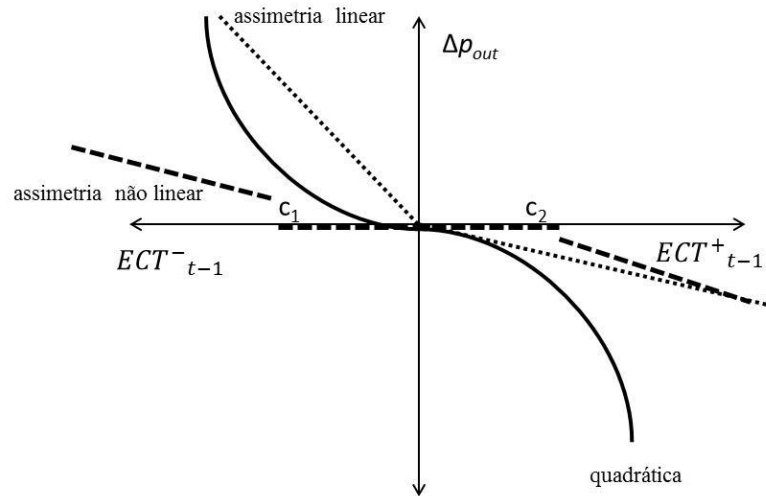
Data	Preço na CBOT	Aumento de Preço	Queda de Preços	Somatório	Somatório
	PS_{CBOT}	$\Delta PS_{CBOT,t-i}^+$	$\Delta PS_{CBOT,t-j}^-$	$Z_{CBOTi} \Delta PS_{CBOT,t-i}^+ +$	$Z_{CBOTi} \Delta PS_{CBOT,t-j}^-$
2011 -				--	--
1	1,48979	--	--		
2	1,48824	0	-0,00155	0	-0,001
3	1,47078	0	-0,01746	0	-0,019
4	1,47609	0,00530	0	0,00530	-0,019
5	1,47691	0,00081	0	0,00612	-0,019
6	1,47752	0,00061	0	0,00674	-0,019
7	1,47777	0,00024	0	0,00698	-0,019
8	1,47400	0	-0,00376	0,00698	-0,0227
9	1,46948	0	-0,00452	0,00698	-0,0272
10	1,42433	0	-0,04515	0,00698	-0,0724
11	1,41503	0	-0,00931	0,00698	-0,0817
12	1,40998	0	-0,00505	0,00698	-0,0867
:	:	:	:	:	:
2016-8	1,34324	0	-0,02764	0,569338	-0,7158
9	1,32536	0	-0,01787	0,569338	-0,7337
:	:	:	:	:	:

Fonte: elaborado pela autora.

A Figura 8 estabelece os diferentes tipos de erros a serem mensurados, por modelos que usam o *ECT*. A linha pontilhada mensura a assimetria linear, a linha contínua indica uma curva quadrática e a linha tracejada representa a assimetria não-linear. O intervalo $[c_1, c_2]$ é neutro e à medida que o *ECT* fica dentro do intervalo não ocorre qualquer correção de erro. Ambas as metodologias (linear e não-linear), são eficientes para a distinção entre α^+ e α^- , não se rejeitando a hipótese de assimetria como já discutido na Seção 2.2

Conforme já ressaltado, Mattos et al. (2010), a assimetria limiar/não-linear permite que c_1 não seja, necessariamente, igual a c_2 , com isto o intervalo $[c_1, c_2]$ não precisando ser simétrico sobre a origem. Assim, se esta condição de assimetria se sustentar os desvios nas direções positiva e negativa devem atingir diferentes magnitudes, antes que uma resposta em Δp_{out} seja desencadeada.

Figura 8 - Retrato do comportamento do diferentes tipos de erros



Fonte: Elaborado pela autora, a partir de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004, p.598)

Os autores supracitados salientam que o modelo de assimetria linear possui um único *threshold*¹¹, com dois regimes, sendo um superior e outro inferior, com ambos passando na origem da Figura 8 e seguindo uma única direção. A medida que se move vai transmitindo ou choques positivos ou choques negativos.

O modelo de assimetria não-linear sugere a existência de três regimes, com dois *thresholds*, um acima e outro abaixo do segmento $[c_1, c_2]$. No segmento, tem-se um terceiro regime que pode ser considerado como os custos de ajustamentos, tão pequenos, que possivelmente, não induziram ajustamentos nos preços relativos, possibilitando a comparação entre os choques positivos e negativos com diferentes intensidades.

Cabe ressaltar, com base em Mattos et al. (2010), que não há na literatura uma metodologia de testes estatísticos, contundentes, capazes de diagnosticar qual modelo com *ECT* é superior.

As seções seguintes formalizam os modelos de dados em painel para ATP espacial e séries temporais para ATP vertical.

4.1 FORMALIZAÇÃO DO MODELO DE DADOS EM PAINEL PARA ATP ESPACIAL

Para lembrar o que foi afirmado na Seção 2.2, a proposição do modelo de ATP é que há ocorrência de rigidez na redução dos preços. Quando o preço da soja cai, não

¹¹Exemplificando, chama-se de efeito *threshold* quando choques de maior magnitude refletem diferentes respostas do que se comparado a choques de menor magnitude, ou seja, abaixo do *threshold* apontado. (MATTOS et al, 2010)

necessariamente, o produtor, atacado e varejo vão sentir essas variações na mesma intensidade e direção, caracterizando assim a presença de ATP nos mercados estudados.

A utilização de dados em painel fornece um apreço em aplicações empíricas, já que combina a análise de séries temporais com *cross-sections*. Esta especificação traz à modelagem uma vantagem, a de estudar simultaneamente a evolução temporal, por exemplo, e de investigar a assimetria nas diferentes UF's no Brasil ao longo do tempo. Por fim, o modelo leva em consideração as características idiossincráticas de cada estado, obtendo, assim, ganhos de grau de liberdade, permitindo maior flexibilidade no tratamento da heterogeneidade dos dados. (GREENE, 2008, p.181-182).

Matematicamente, o modelo geral de painel é definido pela equação (6) (GREENE, 2008; BALTAGI, 2005).

$$y_{it} = x'_{it} \beta + W'_i \alpha + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(7)

$$= x'_{it} \beta + c_i + \varepsilon_{it}$$

em que, i é o indicador indivíduos e t de tempo, $i = 1, 2, \dots, n$ e $t = 1, 2, \dots, T$; x'_{it} é um vetor linha dos regressores sem intercepto; W'_i capta a heterogeneidade inclusive o intercepto; c_i capta a heterogeneidade; ε_{it} é o resíduo.

Neste sentido, Greene (2008) define que há vários regressores K , em x_{it} não incluindo o termo constante. A heterogeneidade ou o efeito individual é definido pelo termo $W'_i \alpha$, no qual W'_i contém um termo constante e um conjunto de variáveis individuais observadas ou não observadas, tais como características específicas (heterogeneidade individual), sendo considerado constante ao longo do tempo t . Esta é tida como uma formulação mais geral que se torna mais complicada, em virtude de suposições da natureza da função.

No presente estudo, a equação (8) pode ser adaptada para mensurar a intensidade dos choques de preços entre o mercado internacional e nacional nos modelos de assimetria espacial da soja em grão, como:

$$\begin{aligned} \Delta PPS_{q,t} = & W'_i \lambda_0 + \lambda_{1i} Z_{qi} \Delta PPS_{q,t-1}^+ + \lambda_{2i} Z_{qi} \Delta PPS_{q,t-1}^- + \lambda_3 \Delta PS_{CBOT,t-i}^+ + \\ & \lambda_{4i} Z_{fi} \Delta PS_{CBOT,t-i}^+ + \lambda_5^- \Delta PS_{CBOT,t-j}^- + \\ & \lambda_{6i} Z_{fi} \Delta PS_{CBOT,t-j}^- + \lambda_7^+ ECT_{t-1}^+ + \lambda_8^- ECT_{t-1}^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

em que, i é o indicador indivíduos ($i = 1, 2, \dots, K = 15$; $j = 1, 2, \dots, S = 74$ e $t = 1, 2, \dots, T = 75$; λ_i são os parâmetros do modelo a serem estimados para a presença de ATP nos mercados estudados; PPS_q é o preço pago ao produtor de soja a nível de estado; PS_{CBOT} é o preço da soja no mercado internacional/CBOT; $ECT_{t-1}^+ = ECT \geq 0$ e $ECT_{t-1}^- = ECT < 0$ e Z_{fi} representa a soma acumulado dos preços no mercado internacional e Z_{di} do mercado nacional.

A seção a seguir apresenta os principais procedimentos econométricos utilizados para a estimação da equação (8).

4.1.1 Procedimentos estatísticos para o modelo de dados em painel

O estudo de dados em painel permite de modo geral, segundo Greene (2008) a estimação por quatro diferentes metodologias: *pooled*, efeitos fixos (EF), efeitos aleatórios (EA) e parâmetros aleatórios (PA).

O modelo *pooled* é conhecido por apresentar um intercepto comum a todos os indivíduos. Na prática a heterogeneidade não difere estatisticamente entre os indivíduos. Assim, a estimação é feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os pressupostos do modelo para estimadores eficientes e consistentes são em função de ausência de autocorrelação, ausência de correlação contemporânea e homocedasticidade.

O modelo de EF apresenta a heterogeneidade captada por um intercepto para cada grupo de painel. Greene (2008) salienta os pressupostos do modelo para estimadores eficientes e consistentes, os quais dependem da não violação das hipóteses homocedasticidade e ausência de regressores invariantes; a estimação é feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com *dummies* pressupondo a existência de correlação dos regressores e as *dummies*. Baltagi (2005) salienta que a modelagem de EF é apropriada para um conjunto específico de dados, como empresas, países, entre outros.

O modelo de EA pressupõe que as heterogeneidades não observadas e não estão correlacionadas com os regressores. Para o uso dessa modelagem, Baltagi (2005) salienta que a especificação é apropriada para um número de indivíduos aleatoriamente retirados de uma grande população. Greene (2008) salienta que a abordagem de EA especifica o termo de erro do modelo u_i como um elemento aleatório e específico do grupo. Assim, a distinção

fundamental entre EF e EA é se o efeito individual não observado (u_i) não se correlaciona com os regressores no modelo.

Por último, a metodologia de PA conhecido, também, como parâmetros heterogêneos, pressupõe um modelo com o coeficiente de inclinação diferente para cada indivíduo. Esse modelo é mais atrativo quando se quer ampliar a heterogeneidade entre os indivíduos, mantendo-se alguns pontos em comum. O PA é mais utilizado quando se tem uma população muito grande e se obtém uma amostra aleatória desta população.

Para a utilização dos dados em painel é necessário, fundamentalmente, saber qual modelo ajusta melhor a regressão. Para isso, é indispensável a realização de testes preliminares para uma adequada seleção do modelo de dados em painel. Para a escolha entre o modelo *pooled* ou o EF, utiliza-se o teste Chow (GREENE, 2008, p.122). Sabe-se que a modelagem de EF assume a heterogeneidade que é preservada por um intercepto para cada grupo de painel. O teste Chow usa a hipótese nula de *pooled*/não heterogeneidade e a hipótese alternativa de que as heterogeneidades estão presentes no modelo. Se a hipótese nula não for rejeitada, então, a estimação deve ser via modelagem *pooled*, caso contrário a modelagem deve ser de EF.

O teste de Breusch-Pagan é utilizado para a escolha ótima entre *pooled* ou EA. Nessa modelagem, especifica-se que o termo de erro do modelo u_i é um elemento aleatório e específico do grupo. Assim, o teste possui a hipótese nula: *pooled*, ou que a variância do termo estocástico (u_i) do modelo é igual a zero. A hipótese alternativa: EA.

Os testes de Hausman e Mundlak devem ser utilizados para se testar a modelagem entre EA ou EF. O teste de Hausman deve ser utilizado apenas quando as hipóteses da homocedasticidade, ausências de autocorrelação e correlação contemporânea não forem violadas. Na existência desses problemas, o teste de Mundlak é o mais adequado (GREENE, 2008, p. 209-210). Tanto o teste de Hausman, quanto o de Mundlak têm como hipótese nula a estimação por EA, e a hipótese alternativa é de EF assumindo a heterogeneidade individual. Rejeitando-se a hipótese nula, o modelo mais apropriado é o de EF, ou vice-versa.

Testes adicionais são propostos para diagnosticar a presença de heterocedasticidade, autocorrelação e correlação contemporânea, como o teste de Wald ou White, de Wooldridge e de Pesaran, respectivamente.

O teste de Wald é eficiente para diagnosticar a presença de heterocedasticidade do grupo para a modelagem de EF. Segundo Greene (2008), a hipótese nula é de homocedasticidade e a hipótese alternativa da presença de heterocedasticidade. Já o teste geral

de heterocedasticidade de White é mais indicado para a modelagem *pooled*, e tem, também, a hipótese nula como resíduo homocedástico.

O teste de Wooldridge testa a hipótese nula de resíduos não autocorrelacionados e a hipótese alternativa de autocorrelação dos resíduos.

O teste de Pesaran é utilizado para testar a presença de correlação contemporânea, em outras palavras, testa a independência dos *cross-sections*.

O teste de Pesaran CD e LM tem como hipótese nula a independência dos *cross-sections* e a hipótese alternativa como a dependência dos *cross-sections*. De modo geral, é assumido que os distúrbios nos modelos de dados de painéis são independentes em corte transversal, especialmente quando a dimensão da seção transversal (N) é grande. (EViews, 2016b). Porém, por se considerar que existe, com frequência, a dependência entre os *cross-sections*, opta-se pelo teste que confirme essa hipótese.

Alguns procedimentos devem ser realizados em função do tipo de painel utilizado, no caso deste estudo, caracteriza-se como painel longo. A definição de painel curto e longo tem foco na origem dos dados. O painel curto tem como característica uma grande seção transversal de indivíduos observados por alguns períodos de tempo, ao passo que um painel longo, é representado por uma pequena seção transversal de indivíduos observados por um grande período de tempo (CAMERON; TRIVEDI, 2010, p. 697).

Simplificando este conceito, um painel longo é tido quando o T (número de períodos) é maior que o número de N (número de indivíduos) e painel curto têm-se quando $N > T$. Segundo Baltagi (2005) e Greene (2008) a análise de dados em painel estruturados por T longos merece uma modelagem adequada para se analisar cada grupo de indivíduos separadamente.

Sobretudo, os caminhos mais recentes na literatura procuram conciliar esta característica. O uso de técnicas de painéis com dimensões de séries temporais $T > N$, tem sido cada vez mais difundido principalmente em trabalhos empíricos, mais do que isso a análise aumenta o poder de dimensão não apenas pelo lado temporal, mas também no sentido transversal (WESTERLUND, 2007).

Greene (2008) salienta que na maioria dos casos, séries temporais longas tendem a revelarem-se não estacionárias. Os testes, de raiz unitária e de cointegração, são difundidos para o uso de séries temporais, no entanto, estes testes avançaram metodologicamente para o uso em dados em painel, e tornam-se cada vez mais populares.

Segundo Baltagi (2005) e Greene (2008) o teste de raiz unitária mais apropriado, quando $T \rightarrow \infty$ e independência de painel, para o modelo utilizado nesta pesquisa, é o teste de

Fisher proposto por Maddala e Wu (1999). Este teste assume que todas as séries são não estacionárias (possui raiz unitária), sob a hipótese nula contra a alternativa de que pelo menos uma série no painel é estacionária. Baltagi (2005) e Greene (2008) salientam que a estatística do teste é: $P = -2 \sum_{i=1}^N p_i$. O teste segue distribuição χ^2 com dois graus de liberdade, P é o p-valor do teste e p_i é o valor individual de cada teste. Um dos atrativos do uso do teste de Fisher é a não exigência de painéis balanceados.

Para testar relação de longo prazo entre os regressores, na literatura têm-se algumas alternativas de teste de cointegração, isto pode variar dependendo do *software* a ser utilizado, como o teste de Pedroni (1999), Kao (1999) e de Westerlund (2007). Ou seja, se existir um conjunto de dados em painel com séries não estacionárias, mas que sejam cointegradas poderá haver uma relação de equilíbrio de longo prazo. Caso contrário, se o equilíbrio não existir, então, a análise é espúria e nenhuma interpretação significativa deve ser realizada.

O teste de Pedroni (1999) é baseado em quatro estatísticas, sendo que todas possuem a hipótese nula de não cointegração. Com isto, se a hipótese nula for rejeitada, pode existir uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os dados. O teste de Kao (1999) segue a abordagem básica que os testes de Pedroni. Porém, apresenta interpretações específicas de seção transversal e ainda os coeficientes homogêneos nos regressores do primeiro estágio (EViews; 2016b).

Frente a essas possibilidades, é fundamental realizar o teste de cointegração. Westerlund (2007) desenvolveu novos testes de cointegração de dados em painel baseados em dinâmicas estruturais e não residuais e que, assim, não impõem restrição de fatores comuns. O autor desenvolveu quatro testes, sendo que dois deles testam a hipótese alternativa de que o painel é cointegrado como um todo, já os outros dois testam a hipótese alternativa de que pelo menos um corte transversal é cointegrado. Esses testes são todos normalmente distribuídos e são satisfatoriamente gerais para moldar-se a dinâmica de curto prazo específica, os parâmetros de tendência, inclinação e a dependência dos *cross-sections*.

A Tabela 8 resume os procedimentos já descritos para a utilização de modelagem de dados em painel, os testes, a finalidade do procedimento, como interpretar os testes de hipóteses, ou seja, resume a investigação a ser adotada para dados em painel.

Tabela 8 - Procedimentos e testes de hipóteses para modelos de dados em painel

Testes	Finalidade do procedimento	Hipóteses dos Testes
Chow	Testa a eficácia entre modelo <i>Pooled</i> para EF	H_0 : Modelagem Pooled H_1 : Modelagem de EF
Hausman	Testa a eficácia entre modelo de EA para EF	H_0 : Modelagem EA H_1 : Modelagem EF
Mundlak	Testa a eficácia entre modelo de EA para EF	H_0 : Modelagem EA H_1 : Modelagem EF
Breusch and Pagan	Testa a eficácia entre modelo <i>Pooled</i> para EA	H_0 : Modelagem Pooled H_1 : Modelagem EA
White	Identificar presença de Heterocedasticidade em <i>Pooled</i>	H_0 : Homocedasticidade H_1 : Heterocedasticidade
Wald	Identificar presença de Heterocedasticidade em EF	H_0 : Homocedasticidade H_1 : Heterocedasticidade
Wooldridge	Identificar presença de Autocorrelação do painel	H_0 : Não Autocorrelação H_1 : Autocorrelação
Pesaran CD e LM	Empregado para identificar correlação contemporânea entre os indivíduos	H_0 : Independência dos <i>Cross-Section</i> H_1 : Correlação Contemporânea
Fisher	Identificar a ordem de integração do painel	H_0 : Não estacionária H_1 : Estacionária
Westerlund	Testa a presença de equilíbrio de longo prazo.	H_0 : Não cointegrada H_1 : Cointegrada
Pedroni	Testa a presença de equilíbrio de longo prazo.	H_0 : Não cointegrada H_1 : Cointegrada
Kao	Testa a presença de equilíbrio de longo prazo.	H_0 : Não cointegrada H_1 : Cointegrada

Fonte: Elaboração própria.

Seguindo os procedimentos descritos acima, a modelagem de dados em painel é consistente para elucidar o processo de transmissão de preços e diagnosticar ou não a assimetria espacial. A equação (8) reproduz o modelo geral a ser mensurado via modelagem de dados em painel, a qual utiliza o mecanismo de correção de erros (ECT), como atrativo na análise de ATP.

Em resumo, o propósito é de investigar os diferentes tipos de assimetria no período estudado, ou seja, o modelo tem a capacidade de mensurar a velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo, o efeito defasagem e o impacto contemporâneo, assim como, a assimetria acumulada ao longo do tempo. Depois disso, parte-se para a metodologia de séries temporais, que visa entender o processo de transmissão de preços vertical.

4.2 FORMALIZAÇÃO DO MODELO CORREÇÃO DE ERROS PARA ATP VERTICAL

O uso de modelos com o *ECT* permite mensurar a transmissão de choques de preços tanto no curto e como no longo prazo. Nesta pesquisa, o caso de ATP vertical com o uso do *ECT*, busca investigar o processo de transmissão de preços quando ocorrem choques de preços (aumentos e quedas) em função da comercialização da soja no atacado e varejo.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) e Baptista (2015) salientam que a inclusão do termo de correção de erros no modelo que mensura a assimetria de transmissão de preços torna a proposta de Houck (1977) mais robusta quando existe cointegração entre as séries de preços. Assim, a equação (9) representa a estimação das assimetrias testadas via *ECT* para cada nível de mercado.

$$\begin{aligned} \Delta P_{p,t} = & \delta_0 + \delta_{1i} Z_{di} \Delta P_{p,t-1}^+ + \delta_{2i} Z_{di} \Delta P_{p,t-1}^- + \delta_3 \Delta P P_{NM,t-j}^+ \\ & + \delta_{4i} Z_{fi} \Delta P_{NM,t-i}^+ + \delta_5 \Delta P_{NM,t-j}^- + \delta_{6i} Z_{fi} \Delta P_{NM,t-j}^- \\ & + \delta_7^+ ECT^+_{t-1} + \delta_8^- ECT^-_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

a partir das definições já realizadas, δ_i são os parâmetros do modelo de ATP na análise vertical de mercados; P_p é o preço pago ao produtor de soja no estado do Paraná; P_{NMq} é o preço do bem processado no q -ésimo nível de mercado estudado (produtor, atacado e varejo) Z_{fi} e Z_{di} representam o somatório acumulado, do preço nos níveis de mercados estudados e do ppp paranaense, respectivamente.

Por fim, o teste de causalidade de Granger, é realizado para indicar a capacidade de previsão de uma variável em relação à outra, ou seja, qual a variável precede a outra a partir de um choque de preços. O propósito da realização do teste de causalidade de Granger é definir a relação causal no sentido Granger entre as variáveis estudadas.

A equação (9) é definida para estimar todos os níveis de mercado, tendo como ponto de partida a análise de transmissão de preços ao produtor de soja, ou seja, o produtor é tido como tomador de preço. Sobretudo, a assimetria de transmissão de preços faz com que haja uma alocação de bem estar entre os envolvidos na comercialização.

4.2.1 Procedimentos estatísticos para MCE

Para a sustentação dos modelos de ATP's vertical, testes adicionais foram realizados como o de estacionariedade para todas as variáveis estudadas e o de cointegração para todos os mercados estudados. Ao se estudar a trajetória de um processo estocástico é imprescindível verificar se existe ou não a presença de raiz unitária em tal processo.

4.2.1.1 Teste de estacionariedade

O presente estudo utilizou-se os testes de estacionariedade DFA (*Dickey Fuller Aumentado*) e NG *Perron*.

O teste de DFA tem por objetivo testar a existência de raízes unitárias com vetor autoregressivo $\Delta y = \gamma y_{t-1} + u_t$, em que $\gamma = \rho - 1$. O teste tem por hipóteses $H_0: \gamma = 0$ e $H_1: \gamma < 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, então, a série temporal y_t é estacionária, caso contrário, a série é não estacionária (tem raiz unitária).

O teste NG *Perron* é uma evolução dos testes de estacionariedade e apresenta melhores propriedades estatísticas vis-à-vis ao teste de DFA, cabe destacar que além de testar a parte autorregressiva do processo estocástico em questão, o teste NG *Perron*, também, testa a parte das médias móveis. Bueno (2011) assinala as hipóteses do teste $H_0: y_t \sim I(1)$ contra a hipótese alternativa $H_1: y_t \sim I(0)$. Esse teste é definido por algumas estatísticas como Mz_α , Mz_t e MSB. Para a utilização da janela ótima de defasagens NG e *Perron* indicam a utilização do método MAIC (*Modified AIC*).

4.2.1.2 Teste de Cointegração

Confirmada a ordem de integração de cada processo, passa-se para o teste de cointegração. De uma forma genérica, o teste de cointegração busca observar se $y_t - \beta_{x_t}$ seja um processo $I(0)$, se afirmativo pode-se confirmar que y_t e x_t são cointegrados e β é o parâmetro de cointegração. Emprega-se o teste de cointegração de Johansen, o qual tem por hipótese nula a inexistência de cointegração, e a hipótese alternativa caso contrário. Essas hipóteses são testadas através das estatísticas do traço ou do máximo autovalor. A relação de cointegração, para Bueno (2011), é verificada a partir do número de raízes características λ_{tr} diferentes de zero na matriz β , sendo que cada um dos λ_{tr} corresponderá ao número de vetores de cointegração (r). Matematicamente, a estatística do teste do traço é definida pela equação (10).

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

em que: λ_{tr} é a i -ésima raiz característica, são ordenadas da maior para a menor ($\lambda_1 > \lambda_2 > \dots \lambda_n$); r : relações de cointegração; T = número de observações.

O teste tem como hipóteses formuladas por $H_0: r = r^*$ e $H_1: r > r^*$, ou seja, a hipótese nula testa o número de vetores de cointegração que devem ser inferiores ou igual a r , quanto mais distantes de zero forem os valores de λ_{tr} mais elevado será o valor da estatística. A estatística do teste do máximo autovalor é definido pela equação (11).

$$\lambda_{tr}(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (11)$$

O teste do máximo autovalor tem como hipóteses formuladas $H_0: r = r^*$ e $H_1: r = r^* + 1$, em que a hipótese nula testa o número de vetores de cointegração igual r e a hipótese alternativa de $r + 1$.

4.2.1.3 Teste de Causalidade

Com o intuito de estudar a relação entre as variáveis do modelo na análise de transmissão de preços verticais, e assim, verificar a relação mútua, ou se alguma das variáveis é causadora no sentido de Granger de variações a outra, realiza-se o teste de causalidade de Granger. A hipótese nula do teste é de que a variável (x) não causa no sentido Granger variável (z) e a hipótese alternativa é de que x Granger causa z . Normalmente, se utiliza a estatística F ou a χ^2 para testar a hipótese nula. Bueno (2011) salienta que a questão fundamental é saber se a variável x ajuda a prever a variável z . Portanto, o teste de causalidade é um indicativo de previsão, quando x causa sentido Granger z , é o mesmo que dizer que x prevê z .

Além disso, os testes para a presença de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos também são aplicados. Segundo Bueno (2011) o teste de LM ou teste de Breusch-Godfrey tem por hipótese nula ausência de autocorrelação nos resíduos; o teste de heterocedasticidade de White tem sob a hipótese nula a homocedasticidade; por fim, o teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera possui a hipótese nula de normalidade.

O ponto positivo desta metodologia é o diagnóstico e definição de diferentes tipos de assimetria no complexo soja no curto e longo prazo, tanto no comportamento de transmissão de preços a nível espacial como vertical. Sobretudo, a utilização de dados em painel permite mensurar o comportamento assimétrico quase na totalidade dos estados produtores de soja no Brasil. As críticas ao modelo proposto por este estudo são em função do uso da correção de erros de apenas dois regimes, ou seja, este modelo não leva em consideração mais de dois tipos de “gap” de ajustes de preços.

4.3 A FONTE E BASE DOS DADOS

Os dados dos preços referentes à cotação internacional da soja na CBOT foram obtidos na ABIOVE (2017). Já as informações referentes aos preços pagos aos produtores de soja nos estados brasileiros foram obtidos na Companhia Nacional de Abastecimento CONAB (2017).

As variáveis do modelo de ATP espacial, em nível de Unidades Federativas, estão mensuradas sacas em R\$/saca de 60 kg, ao passo que o preço internacional está mensurado em US\$/saca de 60 kg. Para a padronização em unidades dos mercados estudados, optou-se por usar todos os preços apresentados em US\$/saca de 60 kg convertidos pela taxa de câmbio média mensal obtida no banco de dados do BACEN (2017). A frequência dos dados é mensal e abrange o período compreendido entre janeiro de 2011 a abril de 2017¹².

Enquanto, os preços em função dos níveis de mercado no estado do Paraná entre o farelo, óleo bruto e refinado de soja estão disponíveis na base de dados do IPEADATA (2017). O preço do óleo refinado no varejo foi obtido na Secretaria de Agricultura e Abastecimento do estado do Paraná-SEAB (2017).

As unidades do modelo ATP vertical para os diferentes níveis de mercados são definidas de forma distinta, o óleo bruto é mensurado em R\$/ton, o óleo refinado/atacado é em R\$/20latas o óleo refinado/varejo é em R\$/900ml e o farelo em R\$/ton. Para padronizar os valores na mesma unidade, optou-se por transformar todos os preços em R\$/ton¹³, em virtude da ficha técnica (com as características, por exemplo, de peso, propriedades nutricionais) mensurar entre 0,88kg e 0,9kg por litro de óleo, então, optou-se pela média de 0,89kg por litro de óleo bruto e refinado.

A frequência dos dados é mensal e abrange o período compreendido entre janeiro de 2011 a janeiro de 2017, os dados foram deflacionados IGP-DI geral, com base em janeiro de 2011, disponível no IPEADATA (2017).

O Quadro 3 apresenta um resumo das variáveis utilizadas em cada modelo, com a unidade e a descrição de cada uma delas e seus estados e mercados estudados.

¹² Seis células que não constavam valores, foram preenchidas com a média dos dois vizinhos mais próximos. MT (abr. 2011), RR (mar. 2012), PA (fev. e mar. 2015), MG (jan.2016) e PI (jan. 2017).

¹³ A conversão foi realizada a partir da ficha técnica do óleo bruto e refinado disponível em: <<http://www.campestre.com.br/oleos-vegetais/oleo-de-soja/oleo-de-soja-ficha-tecnica/>>.

Quadro 3 – Resumo da descrição das variáveis utilizadas para o modelo de ATP

Análise Espacial				
Mercado	Unidade	Descrição	Fonte	Sigla
Nacional	US\$/saca de 60kg	Logaritmo do preço pago ao produtor de soja no <i>i</i> -ésimo estado.	CONAB	PPS_i
Internacional	US\$/saca de 60kg	Logaritmo do preço pago ao produtor de soja no mercado internacional ¹⁴ .	ABIOVE	PS_{CBOT}
Análise Vertical				
Mercado	Unidade	Descrição		
Produtor	R\$/ton	Logaritmo do preço pago ao produtor de soja no estado da Paraná.	IPEA	P_p
Atacado	R\$/ton	Logaritmo do preço do óleo bruto no estado do Paraná.	IPEA	P_{ob}
Atacado	R\$/ton	Logaritmo do preço do óleo refinado/atacado no estado do Paraná.	IPEA	P_{ora}
Atacado	R\$/ton	Logaritmo do preço do farelo no estado do Paraná.	IPEA	P_f
Varejo	R\$/ton	Logaritmo do preço do óleo refinado/varejo no estado da Paraná	SEAB	P_{orv}

Fonte: Elaboração própria.

Com as variáveis descritas e definidas no Quadro 3, parte-se para a estruturação dos modelos para se mensurar a assimetria de transmissão de preços no modelo espacial e no modelo vertical. Os *softwares* utilizados para a pesquisa foram: EViews 9.5 *Student Version Lite*, Stata 10 e Gretl, tanto para tratamento de dados em painel, como para os modelos de séries temporais.

¹⁴ A base do preço é a CBOT (*Chicago Board of Trade*) por ser referência da formação do preço da soja a nível internacional.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados apresentados nas seções que seguem são, primeiramente, dos testes que validam os modelos e, posteriormente, exibem-se os resultados dos testes para a presença de assimetria espacial do mercado internacional para o nacional na seção (5.1); do mercado vertical paranaense de comercialização da soja em grão e do óleo de soja bruto na seção (5.2.1) e por último, apresentam-se os resultados referentes ao mercado produtor e de óleo de soja refinado no varejo na seção (5.2.2).

5.1 MODELO PARA ANÁLISE ESPACIAL

Sustentada pela discussão metodológica de dados em painel e procedimentos estatísticos já descritos na seção 4, realiza-se uma sequência de testes, os quais estão resumidos na Tabela 9.

Tabela 9 – Estatísticas dos testes e hipóteses para modelos de dados em painel

Testes	Hipóteses dos Testes	P-valor
Chow	H_0 : Modelagem <i>Pooled</i> H_1 : Modelagem de EF	0,3583
Breusch and Pagan	H_0 : Modelagem <i>Pooled</i> H_1 : Modelagem EA	0,2590
White	H_0 : Homocedasticidade H_1 : Heterocedasticidade	0,000
Wooldridge	H_0 : Não Autocorrelação H_1 : Autocorrelação	0,000
Pesaran scaled LM	H_0 : correlação entre os <i>cross-section</i> H_1 : independência dos <i>cross-section</i>	0,000
Pesaran CD	H_0 : correlação entre os <i>cross-section</i> H_1 : independência dos <i>cross-section</i>	0,000

*ao nível de 5% de significância; **ao nível de 1% de significância.

Fonte: elaboração própria.

Os testes validam a modelagem via *pooled* como mais eficiente para o conjunto de dados estudados. O teste Chow não rejeitou a hipótese H_0 de *pooled*; o teste de Breusch-Pagan não rejeita a hipótese H_0 de modelagem via *pooled*, confirmando a modelagem *pooled* como mais eficiente.

O resultado para modelagem via *pooled*, era esperada em função da origem dos dados. Como já relatado, o mercado internacional é referência para a formação do preço interno de *commodities*, no caso deste estudo a soja em grão, ou seja, esperava-se que não fossem encontradas heterogeneidades significativas entre os preços dos estados estudados.

O teste de heterocedasticidade de White rejeita a hipótese nula de homocedasticidade. O teste de Wooldridge rejeita a hipótese nula de não autocorrelação. Com relação à dependência de *cross-section* os testes de Pesaran CD e Pesaran *scaled* LM, possuem a hipótese nula de correlação entre os *cross-section*. Como é possível observar, ambos os testes rejeitam a hipótese nula, assim os *cross-section* são independentes. Com base nos testes Chow e Breusch-Pagan, não se detectaram heterogeneidades significativas entre os preços da soja nos distintos mercados estudados e variância do termo estocástico (u_i) do modelo é igual a zero, respectivamente.

Os testes de raiz unitária de Fisher via PP (*Philip Perron*) e DFA (*Dickey Fuller Aumentado*) foram realizados para visualizar a ordem de integração do processo estacionário analisado. Da mesma forma que em modelos de séries temporais, ambos os testes foram realizados em função da variável em nível. Os resultados estão resumidos na Tabela 10.

Tabela 10 – Estatísticas dos testes de raiz unitária, cointegração e p-valores

Fisher	H ₀ : Não estacionária H ₁ : Estacionária	DFA* P-valor	
		em nível	
$\Delta PPS_{i,t}$		0,000	0,000
$\Delta PS_{CBOT,t-i}^{+}$		0,000	0,000
$\Delta PS_{CBOT,t-i}^{-}$		0,000	0,000
ECT_{t-1}^{+}		0,000	0,000
ECT_{t-1}^{-}		0,000	0,000
Kao	H ₀ : Não cointegrada H ₁ : Cointegrada	DFA	Statistic
			Prob.
			-12,2314
			0,000

*os testes foram realizados com tendência.

Fonte: elaboração própria.

Com os resultados obtidos, é possível observar que, os testes de Fisher via DFA para cinco variáveis ($\Delta PPS_{i,t}$, $\Delta PS_{CBOT,t-i}^{+}$, $\Delta PS_{CBOT,t-i}^{-}$, ECT_{t-1}^{+} e ECT_{t-1}^{-}) rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária nos dados em nível, ou seja, são caracterizadas por serem dados estacionários. Do mesmo modo, o teste de Fisher foi aplicado via PP e cinco variáveis ($\Delta PPS_{j,t}$, $\Delta PS_{CBOT,t-i}^{+}$, $\Delta PS_{CBOT,t-i}^{-}$, ECT_{t-1}^{+} e ECT_{t-1}^{-}) rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária. Assim, o teste de DFA corrobora o teste de PP para os resultados das variáveis em nível e vice-versa.

Ao contrário disto para as variáveis, que representam soma acumulada, ($Z_{qi}\Delta PPS_{j,t-1}^{+}$, $Z_{qi}\Delta PPS_{j,t-1}^{-}$, $Z_{CBOTi}\Delta PS_{CBOT,t-i}^{-}$ e $Z_{CBOTi}\Delta PS_{CBOT,t-i}^{+}$) não foram realizados testes de raiz unitária em função do comportamento intrínseco na construção das

variáveis. A trajetória desses processos estocásticos, representam uma tendência de queda ($Z_{CBOTi}\Delta PS_{CBOT,t-i}^-$ e $Z_{qi}\Delta PPS_{j,t-1}^-$) e tendência de aumento ($Z_{CBOTi}\Delta PS_{CBOT,t-i}^+$ e $Z_{qi}\Delta PPS_{j,t-1}^+$). Portanto, de modo evidente, o teste de raiz unitária não se faz necessário, mas vale salientar que, conjuntamente, quando modeladas, as variáveis possuem uma função de nulidade nesta tendência.

Com isto segue-se para a análise do teste de cointegração, que deve ser realizado para validar o modelo, pois o mesmo vai apontar se as séries possuem equilíbrio de longo prazo. A estatística calculada do teste de Kao permite rejeitar a hipótese nula, ou seja, as séries de preços da soja possuem cointegração e equilíbrio de longo prazo.

A seleção de defasagens foi realizada recorrendo ao critério Akaike, o qual apontou nove defasagens. Resumindo os resultados dos testes já realizados, é possível afirmar que o modelo de dados em painel é *pooled* e que o mesmo possui heterocedasticidade e autocorrelação. Segundo Greene (2008), nesse caso, a indicação para correção destes problemas é utilizar-se da modelagem via FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*), método proposto por Parks (1967), pois, este apresenta propriedades estatísticas melhores em painéis longos; a correção via PSCE (*Panel-corrected Standard Errors*), é mais eficiente quando T muito próximo de N , este último foi proposto por Beck e Katz (1995).

A Tabela 11 resume os principais resultados obtidos pela estimativa do modelo *pooled*, corrigido por FGLS e com oito defasagens, a partir de x_{t-2} até x_{t-9} , a primeira defasagem das variáveis somatórios é igual a $\Delta PTC_{f,t-1}^+$ e $\Delta PTC_{f,t-1}^-$. É possível verificar que todas as variáveis são significativas, com exceção de algumas defasagens, as mesmas foram mantidas no modelo em virtude do resultado do teste de seleção de defasagem.

Tabela 11 – Resultados do modelo *pooled* corrigido via FGLS

Variável	Parâmetro	P-valor		
C	$\alpha_0 = 0,017$	0,0000*		
$\Sigma \Delta PC_{i,t-1}^+$	$\alpha_1 = 0,001$	0,063***		
$\Sigma \Delta PC_{i,t-1}^-$	$\alpha_2 = 0,001$	0,065***		
$\Delta PTC_{f,t-1}^+$	$\alpha_3 = 0,576$	0,000*		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-1}^+$	$\alpha_4 = 0,382$	0,000*		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-2}^+$	-0,427	0,000*		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-3}^+$	-0,104	0,152		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-4}^+$	0,047	0,509		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-5}^+$	-0,100	0,160		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-6}^+$	-0,085	0,235		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-7}^+$	-0,055	0,442		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-8}^+$	0,234	0,001*		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-9}^+$	0,131	0,014*		
$\Delta PTC_{f,t-1}^-$	$\alpha_5 = 0,453$	0,0000*		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-1}^-$	$\alpha_6 = 0,156$	0,0000*		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-2}^-$	-0,096	0,126		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-3}^-$	0,194	0,002		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-4}^-$	-0,002	0,971		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-5}^-$	-0,019	0,755		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-6}^-$	-0,061	0,338		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-7}^-$	-0,055	0,387		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-8}^-$	-0,058	0,350		
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-9}^-$	-0,045	0,281		
ECT_{t-1}^+	$\alpha_7 = 0,218$	0,0000*		
ECT_{t-1}^-	$\alpha_8 = 0,510$	0,0000*		
Tipo ATP	Classificação	Teste	p-valor	Diagnóstico
AIC	CP	$\alpha_3^+ = \alpha_5^-$	0,2955	Simetria
AED	CP	$\alpha_{4i}^+ = \alpha_{6j}^-$	0,0000*	Assimetria
AIA	LP	$\sum_{i=z}^{K^+} = \sum_{j=z}^{S^-}$	0,0000*	Assimetria
ATAE	LP	$\alpha_7^+ = \alpha_8^-$	0,0000*	Assimetria

*1% de significância;**5% de significância;***10% de significância;

Fonte: elaboração própria.

Conforme os objetivos da presente pesquisa, utiliza-se da análise de ATP espacial para investigar o comportamento de transmissão de preços da soja do mercado internacional para o produtor de soja brasileiro.

Dentre os resultados obtidos, o teste para verificar a presença de Assimetria de Impacto Contemporâneo-AIC não rejeitou a hipótese nula de que $\alpha_3^+ = \alpha_5^-$. Este resultado caracteriza a presença de simetria no mercado. Ou seja, os mercados são integrados e as variações mensais positivas ($\alpha_3=0,57$) e negativas ($\alpha_5=0,45$) de preços no mercado internacional tendem a ser transmitidas simetricamente ao produtor de soja nacional. Em

termos estatísticos, esses parâmetros são iguais. Isto indica que no curto prazo, as variações negativas ou positivas de preços no mercado internacional, são repassadas integralmente ao produtor brasileiro. Este resultado é condizente com a estrutura de mercado em que a soja está inserida, pois, era esperada uma forte influência na formação do preço nacional, os choques de preço no mercado internacional.

Havendo simetria nos preços entre os dois mercados, o preço pago ao produtor de soja no Brasil tende a refletir, com a mesma intensidade, todas as variações do preço internacional deste produto. A presença de simetria é detectada quando as variações do preço internacional (negativas e positivas), no tempo t , influenciam a variação no preço nacional no mesmo t .

A presença de Assimetria de Efeito Defasagem (AED) é classificada como positiva, à medida que, choques positivos no preço internacional da soja, são repassados ao produtor nacional com maior intensidade ($\alpha_6 = 0,38$) do que quando ocorrem quedas ($\alpha_6=0,15$). Silva (2011) salienta que existem lacunas na teoria econômica sobre a origem da ATP, mas em estudos de produtos agrícolas não é incomum a existência de falhas de mercado, as quais causam ATP, quase sempre relacionadas a ATP positiva. O poder de mercado, segundo Bailey e Brorsen (1989) e Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), pode influenciar, tanto a ATP positiva como negativa, então, o movimento de preços vai depender da conjuntura do mercado. Neste caso, têm-se ATP positiva se as empresas processadoras de soja acreditam que suas concorrentes vão repassar a variação de um choque positivo ao produtor de soja nacional de forma direta e as quedas em *gaps*. Essa ATP pode ocorrer em função da velocidade ou pela magnitude da transmissão.

Este resultado se justifica pela expectativa, ou seja, à medida que ocorre uma queda no preço internacional no período anterior, usando-se da influência do mercado internacional na formação do preço pago ao produtor, essa queda é repassada no período seguinte com maior intensidade, pela expectativa de que o preço possa cair ainda mais, por exemplo. Como salientado por Costa e Santana (2014), o produtor é a parte mais frágil em função de um mercado oligopsonizado, no qual as cooperativas e *tradings* beneficiam-se dessa estrutura de mercado.

Quanto as assimetria de longo prazo AIA e ATAE, ambas são significativas. A AIA pode-se perceber que as defasagens positivas tiveram três parâmetros significativos ($\Sigma\Delta PTC_{f,t-2}^+$, $\Sigma\Delta PTC_{f,t-8}^+$ e $\Sigma\Delta PTC_{f,t-9}^+$) enquanto a negativa apenas um o significativo ($\Sigma\Delta PTC_{f,t-3}^-$) caracterizando $i \neq j$. É possível destacar que a variação do preço no mercado

internacional no período anterior (tempo $t-1$) influência assimetricamente o preço pago ao produtor no tempo t , por exemplo. Assim, constata-se a AIA, pois, é possível observar que as influências das defasagens positivas e negativas são diferentes.

A Assimetria de Trajetória de Ajuste para o Equilíbrio ATAÉ é classificada como negativa, quando ocorrem choques negativos no preço internacional e estes tendem a ser repassados com maior intensidade ($\alpha_8 = 0,51$) ao produtor nacional, do que quando esses preços experimentam aumentos ($\alpha_7 = 0,21$). Ou seja, a transmissão de preços é corrigida de forma mais intensa, quando ocorrem variações negativas do que as variações positivas.

Os parâmetros que constata a ATAÉ revelam que os ajustes de curto prazo para a trajetória de longo prazo tendem a ser mais intensos quando as variações são negativas. Ou seja, se o preço no mercado internacional estiver fora da trajetória de equilíbrio, caso haja um choque negativo a velocidade de convergência vai ser maior do que quando houver um choque positivo. Assim, em se tratando de períodos de tempo, as variações negativas são corrigidas em menor tempo, apontando que o mercado internacional tende a repassar as quedas ao mercado nacional com maior intensidade.

Assim como Knetter (1994), a metodologia de dados em painel mostrou-se eficiente para diagnosticar a transmissão de preços na análise espacial entre os mercados nacionais em função das variações do mercado internacional. Sobretudo, as definições de Frey e Manera (2007) dos diferentes tipos de assimetria também ajudaram a entender melhor o processo de transmissão de preços da soja do mercado internacional para os produtores no Brasil.

As ideias de Mundlak e Larson (1992), os quais definem que o preço interno corresponde ao preço do mercado internacional, desde que se comparado na mesma moeda, são rejeitadas pela presença de ATAÉ e AIA no presente caso, caracterizando existência de um processo de arbitragem no curto prazo.

Os resultados desta pesquisa corroboram as definições de Fackler e Goodwin (2001), que consideram que há transmissão de preços entre mercados espacialmente separados e integrados. Os mesmos autores definem que no longo prazo, a partir do processo de arbitragem, o bem terá um único preço, ainda que comercializado em diferentes locais. Com os resultados obtidos percebe-se que no período estudado esta hipótese é rejeitada. Porém, esta questão é um tanto nebulosa, principalmente, na definição de períodos para o curto e longo prazo.

Cabe destacar que Balcombe, Bailey e Brooks (2007), também, encontraram resultados semelhantes ao desta pesquisa. Utilizando a metodologia TAR, definiram ATP para três, dos cinco pares analisados nos três países (Brasil, Argentina e EUA) para as *commodities*

estudadas, ou seja, a condição de ATP nos mercados de *commodities* não deve ser generalizada. Conforme as definições de ATP e como as mesmas são mensuradas, pode haver constatações da presença de simetria no mercado.

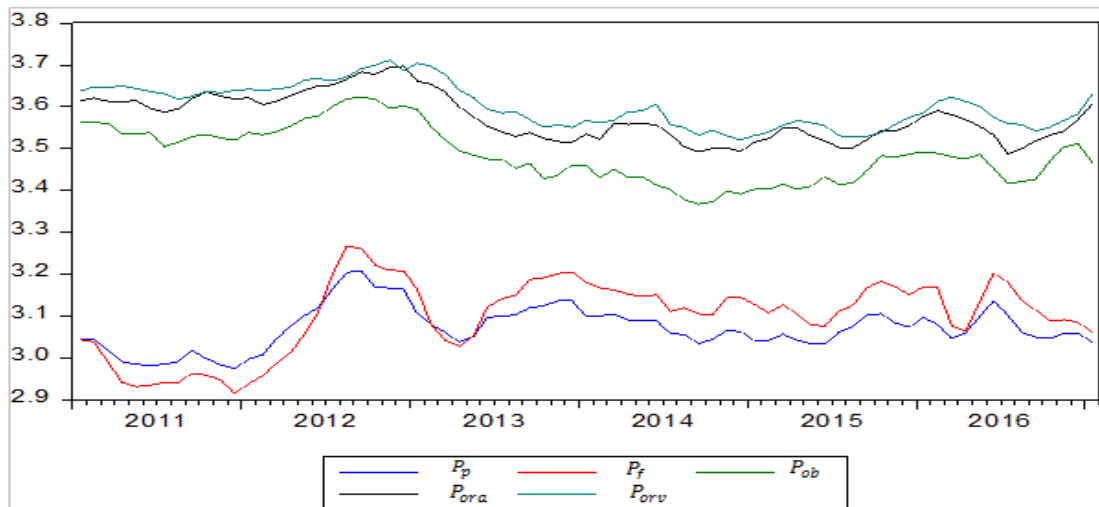
Neste contexto, o estudo do complexo soja via modelo espacial ajuda a entender a dinâmica de transmissão de preços entre o mercado nacional e internacional. Isso pode ser útil, especialmente, na realização de estratégias de comercialização e desenho de políticas públicas voltadas ao setor, como a de expansão da matriz energética, que incentivou a produção do biodiesel tendo como matéria prima a soja na produção de biocombustíveis. Sobretudo, se levar em consideração os dados apontadas pelo MDIC (2017), em que a maior parte das exportações do complexo soja é de soja em grão.

Por fim, os resultados permitem confirmar a hipótese de presença de assimetria de transmissão de preços do tipo AED, AIA e ATAE. Também, revelou-se a Simetria de Impacto Contemporâneo (SIC). Com relação aos resultados encontrados, pode-se concluir que as diferenças de preços no mercado internacional e nacional, são simétricas no curto prazo. Entretanto, quando a análise é feita de forma agregada, como no somatório, ou em relação à defasagem, (influência do preço internacional no passado para o preço pago ao produtor no período presente), revela-se que a variação do preço internacional da soja no período anterior é transmitida assimetricamente ao período subsequente. Por último, constatou-se que o produtor sofre com assimetria de ajuste ao equilíbrio, ou seja, os desvios de curto prazo para o ajuste da trajetória de equilíbrio no longo prazo influenciam assimetricamente o preço pago ao produtor de soja.

5.2 MODELO PARA ANÁLISE VERTICAL

Primeiramente, optou-se por realizar uma análise exploratória dos dados dos preços para se montar um cenário do comportamento dos mesmos. Os preços foram organizados na Figura 9 com o intuito de visualizar os movimentos dos preços ao longo do período estudado. É possível observar que nos preços do óleo de soja, há uma grande semelhança e tendência de igualdade nas variações nos movimentos dos mesmos. Com relação aos preços do farelo de soja e da soja em grão são muito próximos.

Figura 9 - Preços para análise vertical log/ton-PR de Jan/2011 a Jan/2017



* P_p =preço pago ao produtor de soja log/ton-PR; P_f =preço do farelo log/ton-PR; P_{ob} = preço do óleo bruto log/ton-PR; P_{ora} =preço do óleo refinado no atacado log/ton-PR; P_{orv} =preço do óleo refinado no varejo log/ton-PR.

Fonte: elaboração própria.

Para estudar o processo estacionário das séries em análise, foram utilizados os testes de raiz unitária Ng *Perron* e DFA . Os resultados dos testes são resumidos na Tabela 12. O teste de DFA foi realizado, inicialmente, com tendência determinística e intercepto e, somente com intercepto.

Na Tabela 12 o p-valor (0,2541) para a variável do preço pago ao produtor de soja (P_p) indica a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária na série, ao contrário disso, na primeira diferença o p-valor (0,0001) do teste rejeita a hipótese nula de raiz unitária. Juntamente com os demais p-valor, configura-se as variáveis como não estacionária em nível, quer esteja ou não a tendência e estacionárias na primeira diferença, ou seja, todas possuem ordem de integração um/I(1).

O teste de estacionariedade de Ng *Perron*, com base nas estatísticas MZa não rejeitam a hipótese de raiz unitária para as variáveis P_p ; P_{ob} e P_{ora} e MSB para P_f e P_{orv} . Com isto pode-se perceber que as estatísticas dos testes não demonstraram-se convergentes.

Na primeira diferença, pode-se perceber que o valor das estatísticas MZa rejeitam a hipótese de raiz unitária. O teste indicou que as variáveis estudadas são não estacionárias em nível e estacionárias na primeira diferença. O critério de decisão do teste de Ng *Perron* é em função do valor calculado nas estatísticas. No caso de valores menores que o valor crítico, rejeita-se a hipótese de raiz unitária os resultados estão representados entre parênteses, onde (a) aceita-se a hipótese de raiz unitária e (r) rejeita-se a hipótese de raiz unitária.

Tabela 12 – Resultado dos testes de raiz unitária

DFA		# P-valor		## P-valor	
Variável		Em nível	Em 1ª diferença	Em nível	Em 1ª diferença
	P_p	0,2541	0,0001*	0,0740	0,0000*
	P_{ob}	0,6647	0,0000*	0,4255	0,0000*
	P_f	0,1320	0,0000*	0,0575	0,0000*
	P_{orv}	0,4401	0,0001*	0,1737	0,0000*
	P_{ora}	0,6095	0,0003*	0,2738	0,0000*
NG-Perron		##P-valor nível		##P-valor em 1ª diferença	
Variável		MZa	MSB	MZa	
P_p	1%	-16,02	0,17	-30,75	
	5%	-23,8 (a)	0,14(r)	-23,8(r)	
	10%	-17,3(a)	0,16(r)	-17,3(r)	
	10%	-14,2 (r)	0,18(a)	-14,2(r)	
P_{ob}	1%	-7,69	0,24	-33,05	
	5%	-23,8(a)	0,14(r)	-23,8(r)	
	10%	-17,3(a)	0,16(r)	-17,3(r)	
	10%	-14,2(a)	0,18(r)	-14,2(r)	
P_f	1%	-21,85	0,14	-51,46	
	5%	-23,8(a)	0,14(a)	-23,8(r)	
	10%	-17,3(r)	0,16(a)	-17,3(r)	
	10%	-14,2(r)	0,18(a)	-14,2(r)	
P_{orv}	1%	-30,73	0,12	-15,71	
	5%	-23,8(r)	0,14(a)	-23,8(a)	
	10%	-17,3(r)	0,16(a)	-17,3(a)	
	10%	-14,2(r)	0,18(a)	-14,2(r)	
P_{ora}	1%	-13,84	0,18	-28,98	
	5%	-23,8(a)	0,14(r)	-23,8(r)	
	10%	-17,3(a)	0,16(r)	-17,3(r)	
	10%	-14,2(a)	0,18(a)	-14,2(r)	

#o teste foi realizado com tendência e intercepto;##o teste foi realizado somente com intercepto;* 1% de significância; P_p (preço pago ao produtor); P_{ob} (preço do óleo bruto); P_f (preço do farelo); P_{orv} (preço do óleo refinado/varejo) e P_{ora} (preço do óleo refinado/atacado); (a) aceita raiz unitária, (r) rejeita raiz unitária.
Fonte: elaboração própria.

O teste de Ng Perron, mostrou-se com estatísticas MSB e MZa não convergentes e, portanto, de certa forma, inconclusivas. Por isto segue-se com os resultados obtidos a partir do teste de DFA, em que as variáveis configuram-se com ordem de integração um/I(1).

Com relação ao teste de causalidade de Granger, os resultados são resumidos e retratados na Tabela 13, apresentam-se os pares de variáveis os quais o p-valor que rejeitou a hipótese nula, ou seja, sintetiza as variáveis que preveem os preços e suas respectivas variáveis influenciadas. O teste foi realizado para todas as variáveis e conta com duas defasagens (71 Obs.). Deste modo, testa-se no sentido Granger a causalidade entre os três níveis de mercado interno: produtor, atacado e varejo. Na Tabela 13, o p-valor (0,0307) indica a rejeição da hipótese nula de que o preço do óleo de soja refinado no varejo (P_{orv}) não causa sentido Granger o preço do óleo bruto do atacado (P_{ob}). Da mesma forma, pode-se seguir com

a interpretação dos dados na Tabela 13. Os testes que não rejeitaram a hipótese nula, também podem ser interpretados, como por exemplo: P_{orv} não causa sentido Granger P_{ora} , a mesma interpretação pode ser utilizada para os demais pares os quais não rejeitaram a hipótese nula.

Tabela 13 - Resultado do Teste de Causalidade de Granger

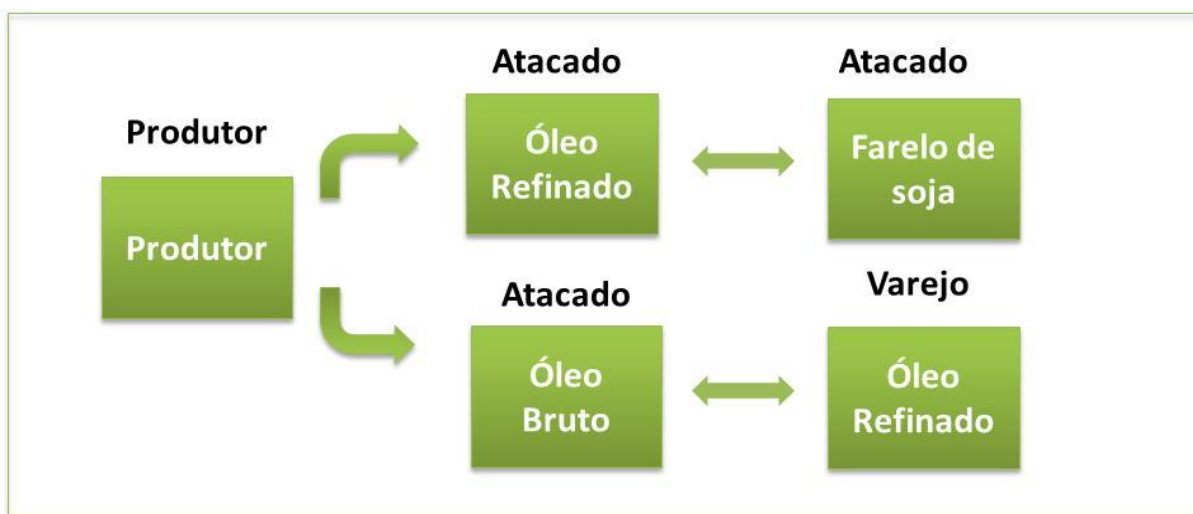
Hipótese nula	Obs	F-Statistic	Prob.
P_{orv} does not Granger Cause P_{ob}	71	3.67424	0.0307*
P_{ob} does not Granger Cause P_{orv}	71	7.63413	0.0010*
P_p does not Granger Cause P_{ob}	71	2.50562	0.0894**
P_f does not Granger Cause P_{ora}	71	4.03580	0.0222*
P_p does not Granger Cause P_{ora}	71	5.05348	0.0091*

P_p (preço pago ao produtor); P_{ob} (preço do óleo bruto); P_f (preço do farelo); P_{orv} (preço do óleo refinado/varejo) e P_{ora} (preço do óleo refinado/atacado); *5% de significância, **10% de significância.

Fonte: elaboração própria.

Para tornar mais didática os sentidos da causalidade de Granger, apresenta-se a Figura 10, que retrata a direção das interações e causalidade dos preços em nível vertical, no sentido Granger. É possível observar que o preço pago ao produtor não tem suas observações previstas por nenhum dos mercados subsequentes da cadeia produtiva do óleo de soja refinado. Com isto, é possível pensar, que as variações de preços da soja em grão são observadas, primeiramente, pelo preço pago ao produtor, pois tem ligação direta com o mercado internacional. Posteriormente, estes preços são repassados aos níveis de mercados subsequentes internamente, como por exemplo, o atacado para óleo refinado e bruto.

Figura 10 - Relação de causalidade sentido Granger



*para duas defasagens

Fonte: elaboração própria.

Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram a direção das influências de preços. Os preços praticados no varejo de óleo de soja refinado e o bruto no atacado possuem uma relação mútua de causalidade, ficando, de certa forma, inconclusiva a análise, assim como, o comportamento entre o preço do óleo refinado no atacado e o farelo de soja.

Para estudar a relação de equilíbrio de longo prazo entre os processos estocásticos em questão, o teste de cointegração foi realizado. A Tabela 13 resume os resultados para o teste de Johansen, para a estatísticas do traço e do máximo auto-valor. Os resultados possibilitam afirmar que o preço dos derivados da soja nos diferentes níveis de mercados (atacado e varejo) apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo com o preço da soja pago ao produtor paranaense.

O teste foi realizado em função dos três níveis de mercado. Para os testes do traço e máximo auto-valor, relativas ao preço do atacado/ P_{ob} , os dois testes indicaram a presença de dois vetores de cointegração ao nível de 5% de significância. Para a variável atacado/ P_f esses testes apontaram para a presença de um vetor de cointegração, ao nível de 5% de significância em ambos os testes. Para a variável atacado/ P_{ora} , indicou uma relação de cointegração com dois vetores de cointegração em ambos os testes ao nível de 5% de significância. A variável varejo/ P_{orv} indicou pelo teste do traço, a existência de dois vetores de cointegração e pelo máximo auto-valor a não existência de cointegração, ao nível de 5% de significância.

Tabela 14 - Resultado do Teste de Johansen

Mercado	nº de vetores	Teste traço	P-Valor	Teste max.a.valor	P-Valor
Produtor e Atacado/ P_{ob}	r=0	23,66	0,0024	19,53	0,0068
	r=1	4,13	0,0421	4,13	0,0421
Produtor e Atacado/ P_f	r=0	2313	0,0029	20,05	0,0054
	r=1	3,07	0,0793	3,07	0,0793
Produtor e Atacado/ P_{ora}	r=0	21,84	0,0048	17,34	0,0158
	r=1	4,49	0,0340	4,49	0,0340
Produtor e Varejo/ P_{orv}	r=0	17,86	0,0216	13,31	0,0707
	r=1	4,54	0,0330	4,54	0,0330

*o intervalo de defasagens foi de 1-8, utilizando o critério 3.

Fonte: elaboração própria.

Os resultados preliminares permitiram constatar que o preço do óleo bruto e refinado possuem uma similaridade de movimento, sendo que o mesmo ocorre entre o preço pago ao produtor e o preço do farelo, como retratado pela Figura 9. A partir deste cenário, e em função dos objetivos a serem alcançados neste estudo, estimaram-se dois modelos para mensurar a

existência de assimetria vertical no complexo soja no Paraná. O primeiro modelo buscou, testar a presença de assimetria entre o preço pago ao produtor em função das variações do óleo bruto (atacado) e o segundo modelo foi estimado em função das variações do preço do óleo refinado (varejo).

5.2.1 Modelo vertical 1 (ppp versus preço do óleo bruto)

O primeiro modelo vertical foi formalizado a partir das variações dos preços do óleo bruto no atacado sob o preço pago ao produtor de soja, para diagnosticar a presença de assimetria de transmissão de preços entre o mercado atacadista e o produtor de soja. O modelo foi testado para autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos. Os resultados dos testes são apresentados na sequência pelo Quadro 4. Com os p-valores é possível detectar a não rejeição de todas as hipóteses nulas, ou seja, o modelo é homocedástico, não autocorrelacionado e possui normalidades nos resíduos.

Quadro 4 - Resultados dos testes aplicados

Teste	Hipótese	P-valor
Teste LM/Breusch-Godfrey	H_0 : Ausência de autocorrelação H_1 : Autocorrelação	0,1783
White	H_0 : Homocedasticidade H_1 : Heterocedasticidade	0,612
Teste Jarque-Bera	H_0 : Normalidade dos resíduos H_1 : Não normalidade dos resíduos	0,3680

Fonte: elaboração própria.

Os primeiros resultados revelaram que todos os parâmetros do modelo foram estatisticamente significativos ao nível de 5%, com exceção do parâmetro da variável $\Delta P_{obf,t-1}^+$ que revelou-se significativo a 12%. A seleção de defasagens foi realizada, e nenhuma defasagem mostrou-se significativa.

Tabela 15 - Resultados do modelo vertical 1 (produtor versus atacado)

Variável		Parâmetro	P-valor	
C		(α_0)	0,156	0,0001*
$\Sigma \Delta P_{p,i,t-1}^+$		(α_1)	-9,520	0,0001*
$\Sigma \Delta P_{p,i,t-1}^-$		(α_2)	-9,266	0,0001*
$\Delta P_{obf,t-1}^+$		(α_3)	0,376	0,1152
$\Sigma \Delta P_{obf,t-1}^+$		(α_4)	-0,823	0,000*
$\Delta P_{obf,t-1}^-$		(α_5)	0,440	0,0197**
$\Sigma \Delta P_{obf,t-1}^-$		(α_6)	-1,147	0,0000*
ECT_{t-1}^+		(α_7)	10,02	0,0000*
ECT_{t-1}^-		(α_8)	9,91	0,0000*
Tipo ATP	Classificação	Teste	p-valor	Diagnóstico
AIC	CP	$\alpha_3^+ = \alpha_5^-$	0,0004	Assimetria
AED	CP	$\alpha_{4i}^+ = \alpha_{6j}^-$	0,0000*	Assimetria
AIA	LP	$\sum_{i=z}^{K^+} \alpha_{4i}^+ = \sum_{j=z}^{S^-} \alpha_{6j}^-$	-----	-----
ATAE	LP	$\alpha_7^+ = \alpha_8^-$	0,0000*	Assimetria

*1% de significância;**5% de significância;***10% de significância;

Fonte: elaboração própria.

Os resultados para a presença de Assimetria de Impacto Contemporâneo (AIC) é de rejeição da hipótese nula de $\alpha_3^+ = \alpha_5^-$. Neste contexto, é possível perceber que os mercados são integrados e as variações mensais positivas e negativas de preços no mercado atacadista tendem a ser transmitidas assimetricamente ao produtor. Assim, quando o choque for negativo o ajuste contemporâneo é maior ($\alpha_5 = 0,44$) do que quando for positivo ($\alpha_3 = 0,37$), o mercado atacadista de óleo bruto paranaense tende a usar o poder de mercado sobre o produtor paranaense. Este resultado é diferente do que ocorre com a transmissão de preços entre o produtor e o mercado internacional que identificou SIC.

Quanto à Assimetria de Efeito Defasagem (AED), rejeita-se a hipótese nula, ou seja, as variações acumuladas dos preços, nos períodos anteriores no mercado atacadista, afetaram assimetricamente o preço pago ao produtor, esta assimetria pode ser caracterizada como negativa, pois o parâmetro do somatório negativo é maior que de somatório positivo. Sintetizando, no curto prazo, um choque negativo no preço do óleo bruto no mercado atacadista paranaense no período anterior, tende a influenciar com maior intensidade quedas ($\alpha_6 = -1,14$), do que quando ocorrem aumentos ($\alpha_4 = -0,82$) no preço pago ao produtor de soja.

Quanto às definições de longo prazo, os parâmetros que examinam a Assimetria de Impacto Acumulado-AIA não foram significativos. Nenhuma defasagem foi significativa para modelo estruturado.

Os parâmetros que constata a Assimetria de Trajetória de Ajuste para o Equilíbrio-ATAE, revelam que os ajustes de curto prazo para a trajetória de longo prazo tendem a ser mais intensos nas variações positivas. Ou seja, os aumentos dos preços no curto prazo ao longo de uma trajetória de longo prazo tendem a ser mais intensos ($\alpha_7=10,02$), do que quando ocorrem quedas ($\alpha_8= 9,91$). Como já destacado, por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) e Bailey e Brorsen (1989) consideram que o poder de mercado pode influenciar tanto a ATP positiva como negativa, entretanto, o movimento de preços vai depender da conjuntura do mercado. Alguns parâmetros dos modelos de análise vertical, como os descritos anteriormente, revelaram-se maiores do que os encontrados na análise espacial, porém na análise vertical os preços têm referência em tonelada, já a espacial em saca de 60kg, pensando-se em termos relativos os parâmetros se assemelham.

Com isto, é possível contatar a existência de assimetrias de curto e longo prazo entre o mercado produtor e atacadista. Caracterizando ainda AIC e AIA como negativa e ATAE como positiva. Portanto, essas definições de Frey e Manera (2007) mostraram-se eficientes em determinar a existência de assimetrias no mercado em questão.

Com relação aos resultados encontrados é possível, perceber que os ajustes de curto prazo tendem a ser repassados assimetricamente ao produtor de soja paranaense. As ideias de Mundlak e Larson (1992), os quais definem que o preço interno corresponde ao preço do mercado internacional, desde que se comparado na mesma moeda, são rejeitadas, em função da existência de ATP's.

Peltzman (2000) salienta que existem dificuldades em definir o longo prazo, conforme a teoria econômica. Sobretudo, a ideia mais coerente para estas dificuldades, de entender o processo assimétrico entre produtores e consumidores, é de acreditar que as assimetrias, eventualmente desaparecem, mas que é um processo lento.

Assim como neste estudo, Neto e Parré (2012) encontraram a evidência de assimetria entre o mercado produtor e atacadista para a carne bovina. Os resultados alcançados no presente estudo, também, vão ao encontro de Figueiredo; Souza Filho; de Paullilo (2013) para a presença de assimetria de preços entre o mercado produtor e atacadista de suco de laranja. Esses últimos autores constataram que as empresas processadoras repassam apenas decréscimos de preços para os produtores no curto prazo. No processo de transmissão de

preços da soja os produtores recebem diferentes intensidades nas variações de preços do mercado atacadista, caracterizando a presença de ATP's.

Estes resultados permitem confirmar a hipótese de presença de assimetria de transmissão de preços do tipo AIC, AIA e ATAE. Com isto, quando a análise é feita na variável somatório, a qual revela que a variação do preço no atacado é capaz de transmitir assimetria de preço para o produtor de soja paranaense. Por último, constatou-se que o produtor sofre com assimetria de ajuste ao equilíbrio, ou seja, como se comportam os desvios de curto prazo para o ajuste da trajetória de equilíbrio no longo prazo.

Com estes resultados, para os níveis de mercado produtor e atacado, segue-se em função do segundo modelo de assimetria vertical que tem o propósito de estudar a transmissão de preços do varejo para o produtor.

5.2.2 Modelo vertical 2 (ppp versus preço do óleo refinado varejo)

O segundo modelo vertical foi estimado via MQO a partir da equação (9). Na sequência, o Quadro 5 apresenta os resultados dos testes de heterocedasticidade, autocorrelação e de normalidade dos resíduos. Os mesmos indicam a não rejeição de todas as hipóteses nulas, ou seja, o modelo é homocedástico, não autocorrelacionado e possui normalidades nos resíduos.

Quadro 5 - Resultados dos testes

Teste	Hipótese	P-valor
Teste LM/Breusch-Godfrey	H_0 : Ausência de autocorrelação H_1 : Autocorrelação	0,2538
White	H_0 : Homocedasticidade H_1 : Heterocedasticidade	0,1509
Teste Jarque-Bera	H_0 : Normalidade dos resíduos H_1 : Não normalidade dos resíduos	0,3078

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 16 resume os principais resultados encontrados. Os p-valores indicam que todos os parâmetros das variáveis estudadas são diferentes de “zero” a 1% de significância, com exceção dos parâmetros das variáveis $\Delta PTC_{f,t-1}^+$ e $\Delta PTC_{f,t-1}^-$. As defasagens também não se mostraram significativas. Estes resultados indicam que as variações dos preços no período anterior não se mostraram significativas em explicar a transmissão entre os mercados.

Tabela 16 - Resultados do modelo vertical 2 (produtor versus varejo)

Variável		Parâmetro	P-valor	
C	(α_0)	0,0719	0,0000*	
$\Sigma \Delta P_{p_{i,t-1}}^+$	(α_1)	-2,9138	0,0003*	
$\Sigma \Delta P_{p_{i,t-1}}^-$	(α_2)	-2,6567	0,0012*	
$\Delta PTC_{f,t-1}^+$	(α_3)	-0,2014	0,5935	
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-1}^+$	(α_4)	-0,3038	0,0012***	
$\Delta PTC_{f,t-1}^-$	(α_5)	-0,1297	0,6388	
$\Sigma \Delta PTC_{f,t-1}^-$	(α_6)	-0,6242	0,0000*	
ECT_{t-1}^+	(α_7)	3,0743	0,0000*	
ECT_{t-1}^-	(α_8)	3,1702	0,0000*	
Tipo ATP	Classificação	Teste	p-valor	Diagnóstico
AIC	CP	$\alpha_3^+ = \alpha_5^-$	----	----
AED	CP	$\alpha_{4i}^+ = \alpha_{6j}^-$	0,0005*	Assimetria
AIA	LP	$\sum_{i=z}^{K^+} \alpha_{4i}^+ = \sum_{j=z}^{S^-} \alpha_{6j}^-$	-----	-----
ATAE	LP	$\alpha_7^+ = \alpha_8^-$	0,0001*	Assimetria

*1% de significância; **5% de significância; ***10% de significância;

Fonte: elaboração própria.

Na análise de assimetria entre o mercado produtor e varejista pode-se constatar a presença de Assimetria de Efeito Defasagem (AED) e de Assimetria de Trajetória de Ajuste para o Equilíbrio (ATAE).

Quanto às definições de curto prazo, os parâmetros que estimam a AED rejeitaram a hipótese nula, ou seja, as variações acumuladas dos preços nos períodos anteriores no mercado varejista afetam assimetricamente o preço pago ao produtor. Esta assimetria pode ser caracterizada como negativa, pois, o parâmetro do somatório negativo é maior que a do somatório positivo. Sintetizando, no curto prazo, um choque negativo no preço do óleo refinado, no mercado varejista paranaense no período anterior, tende a influenciar com maior intensidade o preço pago ao produtor de soja no Paraná ($\alpha_6 = -0,62$), do que quando ocorrem aumentos ($\alpha_4 = -0,30$).

Os parâmetros que constatarem a ATAE, revelaram que os ajustes de curto prazo para a trajetória de longo prazo tendem a ser mais intensos ($\alpha_8 = 3,17$) do que quando ocorrem aumentos ($\alpha_7 = 3,07$) caracterizando a presença de ATP negativa. Este modelo apresentou resultados mais fortes para a presença de ATP, as quedas são repassadas com maior intensidade, com a presença de assimetrias ATAE e AED negativa.

As assimetrias definidas para o mercado varejista e produtor no Paraná são de curto e longo prazo, rejeitando a hipótese da Lei do Preço Único, Fackler e Goodwin (2001)

salientam que podem existir desvios de curto prazo, mas que o processo de arbitragem garante um único preço no longo prazo.

Assim como Andreotti (2013), que estudou o processo de transmissão de preços entre os mercados de produtores e atacadistas de mandioca, este estudo também encontrou a evidência para a existência de dois tipos de assimetria na análise vertical de mercados do complexo soja paranaense.

Os resultados encontrados que sustentam a presença de assimetria em função da transmissão de preço ao produtor de soja no Paraná corroboram os resultados de Aguiar e Santana (2002). Os autores estudaram diversos produtos agrícolas e constataram que há dois argumentos para explicar a assimetria de preços, a saber: a concentração do mercado e a capacidade de armazenamento do produto.

Os resultados do modelo vertical 2 são importantes para identificar a relação entre o mercado varejista e produtor, identificando o processo de transmissão de preços entre os mesmos. Foi constatado que o produtor sofre assimetrias negativas dos preços em função das variações do preço do óleo de soja refinado no varejo paranaense.

Cabe destacar, que, em função dos resultados dos modelos verticais, conclui-se que o produtor sofre influência de ATP tanto no mercado atacadista como do varejista, ou seja, existe uma diferença na transmissão de preços, quando ocorrem variações (quedas e aumentos) nos preços entre os mercados. Os mesmos são repassados com diferentes intensidades e magnitudes ao produtor de soja paranaense, pela influência do poder de mercado e que o mesmo pode ser causador de assimetrias positivas quanto negativas.

Os resultados dos modelos espacial, vertical 1 e 2 corroboram as evidências de assimetrias encontradas por autores já mencionados na Seção 3. De fato, na literatura nacional Mattos et al. (2010), Baptista (2015) e Salvini (2016) e internacional Teoh et al. (2014) e Tifaoui e Cramon-Taubadel (2016), concluem que, o fenômeno de assimetria de transmissão de preços está presente em muitos mercados para diferentes bens comercializados e em diferentes níveis de análise.

Neste contexto, a rejeição da hipótese da Lei do Preço Único foi evidenciada em todos os modelos, visto que todos não rejeitaram a presença de ATAE, ou seja, existem desvios de curto prazo assimétricos para corrigir a trajetória de longo prazo dos preços estudados nos três modelos. Ressalta-se que a discussão de curto e longo prazo é um tanto nebulosa, e que neste caso com o período estudado há ATP e que os mesmo resultados não podem ser generalizados para outros períodos de tempos como destacado por Tifaoui e Cramon-Taubadel (2016).

Por fim, esta pesquisa buscou entender a dinâmica dos mercados enfrentados pelo produtor de soja brasileiro tanto com relação ao mercado internacional como com o mercado interno, tomando como exemplo o complexo soja do Paraná, com a expectativa de que este mercado seja um espelho para as demais Unidades Federativas.

Na análise espacial, o produtor está inserido na estrutura de mercado em que a formação do preço do grão se dá no mercado internacional e que este tende a repassar o preço simetricamente ao produtor de soja. À medida que, a análise fica mais elaborada, e incluem-se as defasagens e a análise de longo prazo o resultado passa a ser assimétrico. Na análise vertical, porém não se encontrou qualquer evidência de simetria de transmissão de preços, todos os testes demonstraram um padrão assimétrico de transmissão de preços.

Nos três modelos analisados, detectou-se a presença de ATAÉ, ou seja, para o longo prazo comprovou-se a presença de assimetria de transmissão de preços positiva entre o produtor e atacado e negativa para a relação entre o produtor o internacional e o varejo. A condição de presença de ATP positiva em mercados agrícolas salientada por Silva (2011), Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) e Bailey e Brorsen (1989) foi validada, com isto o movimento de preços vai depender da conjuntura do mercado em análise.

6. CONCLUSÃO

O presente estudo propôs investigar a presença de assimetria de transmissão de preços no complexo soja, mais especificamente, entre o mercado internacional para o nacional de soja em grão e entre os níveis de mercado produtor/atacado produtor/varejo para o processamento do grão até o óleo refinado. Com isto, buscou-se entender o processo de transmissão de preços no complexo soja nacional em diferentes mercados, a partir dos pressupostos da LPU (Lei do preço Único) combinados com os da hipótese de transmissão assimétrica de preços para a análise espacial e vertical como possível comportamento entre mercados, tendo como foco de estudo o produtor rural.

A análise permitiu mapear o processo de transmissão de preços no complexo soja entre os mercados estudados. E deste modo, esclarecer um cenário a ser traçado na estratégia de comercialização, empregada pelos produtores, a partir do estudo de movimento de preços entre o mercado nacional e internacional e a implicação que as variações possuem para o produtor de soja nacional.

Como principais resultados alcançados com as estimativas dos modelos econométricos, pode-se constatar o fenômeno da ATP no complexo soja brasileiro, tanto no mercado espacial como vertical. Assim, foi possível, primeiro, rejeitar a hipótese da LPU para todos os modelos propostos devido à existência do fenômeno da ATP no longo prazo pela presença de ATAE nos mesmos.

Segundo, foi possível, também, detectar a presença de diferentes tipos de assimetrias. Cabe salientar, a ocorrência de simetria diagnosticada no modelo espacial pela simetria de impacto contemporâneo.

O emprego do mecanismo de correção de erros (ECT), possibilitou investigar a assimetria no curto e longo prazo e, então, as estimativas para existência de assimetrias tanto a nível vertical como espacial. Caracterizou-se o uso do poder de mercado como elemento ativo na transmissão de preços assimétrica, entre o produtor e os mercados estudados.

Constatou-se ainda, que no curto prazo, os preços são transmitidos de forma simétrica ao produtor, pela Simetria de Impacto Contemporâneo (SIC); e assimétrica pela, AED. As assimetrias de longo prazo AIA, fenômeno caracterizado pelo período anterior explicando as variações assimétricas atuais dos preços pagos ao produtor, ou seja, as variações dos preços no mercado internacional no mês anterior ($t-1$) são transmitidas ao produtor no tempo t , e ATAE, também, foram significativas, ou seja, com o passar do tempo a assimetria não representou qualquer indício de desaparecimento.

Quinto, os modelos de transmissão de preços vertical mostraram-se robustos para os testes realizados, e com forte indicativos do uso do poder de mercado entre atacado/varejo para o produtor. Isto porque, foram encontradas evidências de ATP em ambos os mercados, e os testes não revelaram nenhum indicativo de simetria.

Por fim, o modelo vertical 1 e 2 tiveram os parâmetros significativos para diagnosticar assimetria de curto e longo prazo. Cabe destacar, que o modelo vertical 2 foi o único que não apresentou assimetria positiva, ou seja, o mercado varejista de óleo de soja refinado supervaloriza as quedas e tende a repassar com maior intensidade choques de preços negativos ao produtor de soja.

Destarte, a conjuntura em que o produtor está inserido no mercado internacional difere-se da encontrada no mercado interno paranaense. Os resultados da pesquisa demonstram que o mercado internacional tem forte influência de preços sobre o mercado nacional. A hipótese de transmissão assimétrica de preços do curto prazo foi rejeitada. Por fim, ainda foi possível detectar que o comportamento do uso do poder de mercado pelas empresas que comercializam a soja brasileira podem determinar ATP tanto positiva como negativa, pois a empresa responsável pela comercialização da soja fica sujeita a expectativa da variação dos preços de suas concorrentes.

Para novos estudos, sugere-se a aplicação para os preços dos insumos, com o intuito de investigar a integração do mercado que antecede o produtor de soja. Podendo visualizar a conjuntura em que o produtor está inserido e com isto permitir a escolha da melhor estratégia de comercialização, tanto na compra de insumos como na venda da produção. Como forma de melhorar a análise também se sugere esclarecer questões determinantes do fenômeno ATP defendidas pela literatura. Um exemplo seria incrementar a análise, ao ponto de que a mesma mensure os custos de ajustamentos.

REFERÊNCIAS

- ABIOVE. ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abiove.com.br/>>. Acesso em: 05 mar. 2017.
- AGUIAR, D. R.D.; SANTANA, J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. **Agribusiness**, Vol. 18, p. 37-48, 2002.
- ANDREOTTI, A. Q. A. **O poder de mercado e a formação dos preços da fécula de mandioca: uma análise para as principais regiões produtoras brasileiras**. 2013. 118 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Estadual de Maringá. Maringá, 2013.
- BACEN. BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries históricas**. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 17 mai. 2017.
- BAILEY, D.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, p. 246-252, 1989.
- BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3 ed., West Sussex: John Wiley & Sons, 2005. 302 p.
- BAPTISTA, D. de M. **Integração e assimetrias na transmissão de preços de café arábica no Brasil**. 2015. 94 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.
- BARROS, G. S. de C. **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba: CEPEA/LES-ESAL/USP, 2007. 221 p.
- BEDROSSIAN, A.; MOSCHOS, D.. Industrial structure, concentration and the speed of price adjustment. **The Journal of Industrial Economics**, p. 459-475, 1988.
- BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior**. Disponível em < <http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/>>. Acesso em 20 mar. 2017.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 325 p.
- CAMERON, A. C. e TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2010. 1034 p.
- CANÊDO-PINHEIRO, M. Assimetrias na transmissão dos preços dos combustíveis: O caso do óleo diesel no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 4, p. 469-490, 2012.

CONAB. COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Séries de Preços**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/>>. Acesso em: 22 jul. 2017.

COSTA, N. L.; SANTANA, A. C. de. Estudo da Concentração de Mercado ao Longo da Cadeia Produtiva da Soja no Brasil. **Revista de Estudos Sociais**, v. 16, n. 32, p. 111-135, 2014.

EMBRAPA. EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>>. Acesso em: 7 set. 2016.

EViews 9. **User's Guide I**, 2016a.

EViews 9. **User's Guide II**, 2016b.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. **Handbook of agricultural economics**, v. 1, p. 971-1024, 2001.

FAO. ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA AGRICULTURA E ALIMENTAÇÃO. **FAOSTAT**. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/>>. Acesso em: 08 abr. 2017.

FEENSTRA, R. C., TAYLOR, A. M. **International Economics**. Ed. Worth Publishers, 2ª ed., New York, 2008. 904 p.

FIGUEIREDO, A. M.; SOUZA FILHO, H. M. de; PAULLILO, L. F. de O. Análise das margens e transmissão de preços no sistema agroindustrial do suco de laranja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 2, p. 331-350, 2013.

FREY, G.; MANERA, M.. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.

FRONDEL, M. VANCE, C. Measuring asymmetry: A recommendation. n3/2014. Disponível em: <https://www.statistik.tu-dortmund.de/fileadmin/user_upload/SFB_823/discussion_papers/2014/DP_0314_SFB823_Frondel_Vance.pdf>. Acesso em 10 out. 2016.

GOODMAN, D.; SORJ, B.; WILKINSON, J. **Da lavoura às biotecnologias: agricultura e indústria no sistema internacional**. Rio de Janeiro: Campus, 1990. 204 p.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6 ed., New Jersey: Prentice Hall, 2008. 1178 p.

GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994.

HOUCK, J. P. An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570-572, 1977.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Banco de dados**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em 10 mai. 2016.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Banco de dados**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 03 abr. 2017.

KNETTER, M. M. Is export price adjustment asymmetric?: evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses. **Journal of International Money and Finance**, v. 13, n. 1, p. 55-70, 1994.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2007. 558 p.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 631-652, 1999.

MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo: Nova Cultura, 2 ed., v.2, 1985. 441 p.

MATTOS, L. B., LIMA, J. E., LIRIO, V. S., CAMPOS, A. C.; Modelos de cointegração com um ou dois limiares: uma aplicação para o preço do frango inteiro resfriado em mercados atacadistas no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 48, n. 4, p. 597-617, 2010.

MEYER, J.; CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of agricultural economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

MUNDLAK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World bank economic review**, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.

NETO, W. A. S.; PARRÉ, J. L. Assimetria na Transmissão de Preços: Evidências Empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, Volume 43, Nº 01, Jan/Mar, 2012.

PASIN, J. A. B. A Logística de Exportação da Soja em Grãos de Mato Grosso. Rio de Janeiro: **Revista do BNDES**, v. 14, n. 27, p. 195-212, jun. 2007.

PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. p. 653-670, 1999.

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall. **Journal of political economy**, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000.

RAY, S. et al. Asymmetric wholesale pricing: theory and evidence. **Marketing Science**, v. 25, n. 2, p. 131-154, 2006.

SALVINI, R. R. **Investigando a assimetria na transmissão dos preços dos combustíveis no Estado de São Paulo**. 2016. 74 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz, São Paulo, 2016.

SILVA, A. S. **Transmissão assimétrica de preços: o caso do mercado de gasolina por atacado e varejo no Brasil**. 2011. 131 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada), Universidade Federal de Juiz de Fora. Juiz de Fora, 2011.

SEAB. SECRETARIA DA AGRICULTURA E DO ABASTECIMENTO DO ESTADO DO PARANÁ. **Preços**. Disponível em: <<http://www.agricultura.pr.gov.br/>>. Acesso em: 03 mai. 2017.

TEOH, P. S. et al. **Asymmetric adjustment between crude oil and commodity market: Evidence from corn, soybeans, palm oil, wheat and sugar**. 2014, 84 p. Monografia (Bacharel em Administração de Empresa), Universiti Tunku Abdul Rahman. 2014

TEY, Y. S. Symmetry in farm-retail price transmission: pork in Malaysia. 2009 Munich: MPRA (*Munich Personal RePEc Archive*). Disponível em: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/16693/2/MPRA_paper_16693.pdf. Acesso em: 22 out. 2017.

TIFAOU, S.; CRAMON-TAUBADEL, S. Temporary Sales Prices and Asymmetric Price Transmission. **Agribusiness**, p. 85-97, 2016.

VON CRAMON-TAUBADEL, Stephan. Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. **European review of agricultural economics**, v. 25, n. 1, p. 1-18, 1998.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil: inovação e competitividade**. Brasília: Ipea, 2017. p. 305.

WAQUIL, P. D.; MIELE, M.; SCHULTZ, G. 2010. **Mercados e Comercialização de Produtos Agrícolas**. Porto Alegre. Editora da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2010. 1-74 p.

WESTERLUND, J. Testing for error correction in panel data. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 69, n. 6, p. 709-748, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**. Uma Abordagem moderna. 4 ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010. 701 p.