Universidade de São Paulo Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"

Assimetria de transmissão de preços: dois ensaios sobre cadeias do agre	onegócio
brasileiro	

Cristiane Mitie Ogino

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Cristiane Mitie Ogino Engenheira Agrônoma

Assimetria de transmissão de preços: dois ensaios sobre cadeias do agronegócio brasileiro

versão revisada de acordo com a Resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientadora:

Profa. Dra. MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Ogino, Cristiane Mitie

Assimetria de transmissão de preços: dois ensaios sobre cadeias do agronegócio brasileiro / Cristiane Mitie Ogino. - - versão revisada de acordo com a Resolução CoPGr 6018 de 2011. . - - Piracicaba, 2022.

105 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"

1. Modelo NARDL 2. Complexo soja 3. Tomate 4. Transmissão de preços I. Título

AGRADECIMENTOS

A todos os meus familiares, em especial, aos meus pais, Alice e Hermes, aos meus irmãos, Beatriz e Gabriel, e às minhas tias Isabel, Aurora e Lúcia. Em memória, agradeço aos meus avós Shigueru e Ayako Ogino e ao tio Auro.

À Prof.^a Mirian Bacchi pela orientação da tese, pelos ensinamentos, pela paciência, pelos conselhos, pelos incentivos, em suma por toda suporte concedido.

Ao Prof. João Gomes Martines Filho pelo encorajamento e apoio na realização do doutorado.

A todos os professores e funcionário da ESALQ, sobretudo aos do departamento de Economia, Administração e Sociologia. Agradeço à Lu Cipriano por todo carinho que tive na biblioteca.

À Prof.ª Margarete Boteon, ao Prof. Lucilio Alves e ao Prof. Luciano Rodrigues por suas sugestões na qualificação. À Prof.ª Margarete e ao Prof. Lucilio, um agradecimento maior pela disponibilidade e colaboração para realizar da tese, fornecendo dados do CEPEA e informações técnicas.

Aos membros da banca de defesa Prof.ª Aniela Fagundes Carrara, Prof. Geraldo Costa Junior e Prof. Lucilio Alves, que contribuiram no aprimoramento deste estudo.

Aos colegas e amigos que conheci ao longo dessa minha jornada. Agradeço, em particular, aos amigos Derick, Diego, Gabi, Jaque, Taís e Teresinha.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro.

SUMÁRIO

RESUMO	5
ABSTRACT	6
LISTA DE FIGURAS	7
LISTA DE TABELAS	10
1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	17
2.1. Transmissão de preços	17
2.2. Assimetria de transmissão de preços	18
3. METODOLOGIA EMPREGADA NOS ENSAIOS	21
3.1. Teste preliminaries para especificação dos modelos	22
3.2. Transmissão de preços e assimetria de transmissão	24
4. ENSAIO PARA O COMPLEXO SOJA	27
4.1. Revisão bibliográfica	27
4.2. Dados	37
4.3. Estatística descritiva	38
4.4. Resultados e discussão	42
5. ENSAIO PARA O TOMATE	65
5.1. Revisão bibliográfica	65
5.2. Dados	69
5.3. Estatística descritiva	70
5.4. Resultados e discussão	71
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	81
REFERÊNCIAS	83
ANEXOS	91

RESUMO

Assimetria de transmissão de preços: dois ensaios sobre cadeias do agronegócio brasileiro

Neste estudo, examinou-se a transmissão de preços entre elos da cadeia de dois produtos agrícolas: soja (incluindo farelo e óleo) e tomate in natura. Os produtos do complexo de soja são comercializados tanto no mercado interno como no externo, dada a possibilidade de armazenamento. Diferentemente, o tomate in natura, que tem vida pós-colheita curta, só é comercializado no mercado interno. Embora tenham características distintas, eles se destacam na economia dos respectivos segmentos: grãos e hortaliças. Assim como todos produtos agrícolas, eles apresentam variações na quantidade e qualidade ofertada ao longo do tempo, o que se reflete nos precos, que também sofrem influência de deslocadores da oferta e demanda. As cadeias de comercialização do complexo soja e do tomate in natura envolvem diversos elos, e os ajustes de preços entre eles podem ocorrer em magnitude diversa e em tempo diferentes. Diante disso, o objetivo do estudo foi analisar o comportamento da transmissão de preços entre elos sucessivos das cadeias das culturas mencionadas. A abordagem NARDL de Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) foi empregada para verificar a presença de assimetria de curto e longo prazos. Séries de dados diários de preços foram utilizadas nos dois casos. Para o complexo soja, os resultados do teste NARDL indicam, em geral, rápida transmissão dos choques entre elos da cadeia, explicada pela dinâmica com que as informações são propagadas desde a Bolsa de Chicago até o produtor. Apesar disso, observou-se ATP (Assimetria de Transmissão de Preços) positiva entre alguns elos. No caso do grão de soja, entre o preço de Chicago para o preço FOB, entre o Indicador Paranaguá para o preço do lote de algumas regiões brasileiras, e no caso do farelo de soja, entre o preço de Chicago para o preço FOB no Brasil. Observou-se ATP negativa no caso do óleo de soja, entre o preço do Chicago para o preço FOB no Brasil. Para o tomate in natura, observou-se resposta simétrica e rápida transmissão dos choques para maioria das relações estudadas. Somente no caso do tomate 3A, de maior qualidade, observou-se a presença de ATP negativa entre os elos de mercado.

Palavras-chave: Modelo NARDL, Complexo soja, Tomate, Transmissão de preços

ABSTRACT

Price transmission asymmetry: two essays on Brazilian agribusiness chains

In this study, the transmission of prices between links in the chain of two agricultural products was examined: soybean (including bran and oil) and fresh tomato. The products of the soy complex are sold both in the domestic and foreign markets, given the possibility of storage. In contrast, fresh tomatoes, which have a short post-harvest life, are only sold on the domestic market. Although they have different characteristics, they stand out in the economy of their respective segments: grains and vegetables. As with all agricultural products, they present variations in the quantity and quality offered over time, which is reflected in prices, which are also influenced by supply and demand shifters. The tomato and soybean marketing chains involve several links, and price adjustments between them can occur in different magnitudes and at different times. Therefore, the objective of the study was to analyze the behavior of price transmission between successive links in the chains of the mentioned cultures. The NARDL approach by Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014) was used to verify the presence of short-term and long-term asymmetry. Daily price data series were used in both cases. For the soy complex, the results of the NRDL test indicate, in general, rapid transmission of shocks between links in the chain, explained by the dynamics with which information is propagated from the Chicago Stock Exchange to the producer. Despite this, positive ATP (Price Transmission Asymmetry) was observed between some links. In the case of soybeans, between the Chicago price and FOB price, between the Paranaguá Indicator and the lot price of some Brazilian regions, and in the case of soybean meal, between the Chicago price and the FOB price in the Brazil. Negative ATP was observed in the case of soybean oil, between the Chicago price and the FOB price in Brazil. For fresh tomato, a symmetrical response and rapid transmission of shocks were observed for most of the relationships studied. Only in the case of tomato 3A, of higher quality, the presence of negative ATP was observed between the market levels.

Keywords: NARDL model, Soy complex, Tomato, Price transmission

LISTA DE FIGURAS

2018/1927
Figura 2. Evolução da produção de soja (t) por Estado brasileiro durante a safra 2009/10 a 2018/19
Figura 3. Evolução da produção de soja (t) dos principais países produtores: 2010 a 2019
Figura 4. Evolução das quantidades produzidas internamente de soja e dessas as quantidades destinadas para sementes/outros, para a exportação na forma integral, e para a indústria de processamento no Brasil durante a safra 2000 a 2019
Figura 5. Evolução das quantidades produzidas, exportadas e consumidas internamente de farelo de soja no Brasil durante a safra 2010 a 2019
Figura 6. Evolução das quantidades produzidas, exportadas e consumidas internamente de óleo de soja no Brasil durante a safra 2010 a 2019
Figura 7. Fluxograma de segmentos e transações do complexo soja
Figura 8. Evolução das séries de preços da soja em grão, em reais por tonelada, na Bolsa de Chicago, no FOB e no Porto de Paranaguá, e as médias das diferentes regiões brasileiras em nível de lote e de balcão
Figura 9. Evolução das séries de preços da soja em grão á nível de lote, em reis por tonelada, nas regiões do Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS), Rio Verde (GO) e Sorriso (MT)
Figura 10. Evolução das séries de preços da soja em nível de balcão, em reis por tonelada, nas regiões do Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO)
Figura 11. Evolução das séries de preços do farelo de soja, em reis por tonelada, na Bolsa de Chicago, no FOB, e a média dos preços das diferentes regiões brasileiras em nível de atacado
Figura 12. Evolução das séries de preços do farelo de soja em nível de atacado, em reis por tonelada, nas regiões de Campinas (SP), Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO)
Figura 13. Evolução das séries de preços do óleo de soja, em reis por tonelada, na Bolsa de Chicago, no FOB e na região de São Paulo em nível de atacado
Figura 14. Representação dos elos em que a transmissão de preço do grão de soja foi estimada
Figura 15. Representação dos elos em que a transmissão de preço do farelo de soja foi estimada
Figura 16. Representação dos elos em que a transmissão de preço do óleo de soja foi estimada
Figura 17. Choque sobre o modelo preço do grão de soja FOB decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja na bolsa de Chicago
Figura 18. Choque sobre o modelo preço do grão de soja do Indicador Paranaguá decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja FOB
Figura 19. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no Norte do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá

Figura 20. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no Oeste do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá
Figura 21. Choque sobre o modelo preço do grão de soja em Passo Fundo (RS) decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá
Figura 22. Choque sobre o modelo preço do grão de soja em Rio Verde (GO) decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá
Figura 23. Choque sobre o modelo preço do grão de soja em Sorriso (MT) decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá
Figura 24. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Na região Norte do Paraná
Figura 25. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Na região Oeste do Paraná
Figura 26. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Em Passo Fundo (RS)
Figura 27. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Em Rio Verde (GO)
Figura 28. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja FOB decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja na bolsa de Chicago
Figura 29. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja no Norte do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB
Figura 30. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja no Oeste do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB
Figura 31. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja em Passo Fundo (RS) decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB
Figura 32. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja em Rio Verde (GO) decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB
Figura 33. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja em Campinas (SP) decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB
Figura 34. Choque sobre o modelo preço do óleo de soja FOB decorrente da variação de 1% no preço do óleo de soja na bolsa de Chicago
Figura 35. Choque sobre o modelo preço do óleo de soja em São Paulo decorrente da variação de 1% no preço do óleo de soja FOB
Figura 36. Evolução das séries de preços do tomate 3A e 2A, média mensal em reis por caixa, em nível atacado de São Paulo
Figura 37. Evolução das séries de preços do tomate 2A e 1A, média mensal em reis por caixa, em nível do produto
Figura 38. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 3A atacado 76

Figura 39. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A produtor
Figura 40. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 1A produtor
Figura 41. Choque sobre o modelo preço do tomate 3A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 1A produtor
Figura 42. Choque sobre o modelo preço do tomate 3A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A produtor
Figura 43. Choque sobre o modelo preço do tomate 1A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A produtor
Figura 44. Choque sobre o modelo preço do tomate 1A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 3A atacado
Figura 45. Choque sobre o modelo preço do tomate 1A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A atacado
Figura 46. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A atacado
Figura 47. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 3A atacado

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Descrição das variáveis utilizadas no mercado do complexo soja
Tabela 2. Estatística descritiva das séries de preços da soja em grão (R\$/t)
Tabela 3. Estatística descritiva das séries de preços do farelo de soja (R\$/t)
Tabela 4. Estatística descritiva das séries de preços do óleo de soja (R\$/t)
Tabela 5. Resultados do teste de raiz unitária do tipo DF-GLS para variáveis do preço do grão de soja43
Tabela 6. Teste de causalidade de Granger (1969): Grão de soja
Tabela 7. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Grão de soja
Tabela 8. Resultados do teste de raiz unitária tipo DF-GLS para variáveis do preço do farelo de soja47
Tabela 9. Teste de causalidade de Granger (1969): Farelo de soja
Tabela 10. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Farelo de soja
Tabela 11. Resultados do teste de raiz unitária tipo DF-GLS para variáveis do preço do óleo de soja49
Tabela 12. Teste de causalidade de Granger (1969): Óleo de soja
Tabela 13. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Ólec de soja
Tabela 14. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do grão de soja: Chicago para FOE e FOB para Indicador Paranaguá
Tabela 15. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Chicago para FOB e FOB para Indicado: Paranaguá
Tabela 16. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do grão de soja: Indicador Paranagua e Lote em diferentes regiões
Tabela 17. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Indicador Paranaguá e Lote em diferentes regiões
Tabela 18. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do grão de soja: Balcão e Lote56
Tabela 19. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Balcão e Lote56
Tabela 20. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do farelo de soja: FOB para diferentes regiões
Tabela 21. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do farelo de soja: Chicago para FOB e FOB para diferentes

Tabela 22. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do óleo de soja: De Chicago para FOB e de FOB para São Paulo
Tabela 23. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do óleo de soja: Chicago para FOB e FOB para São Paulo
Tabela 24. Descrição das variáveis utilizadas no mercado de tomate
Tabela 25. Estatística descritiva das séries diárias de preços do tomate (R\$/caixa) nas diferentes categorias71
Tabela 26. Resultados dos testes DF-GLS de raiz unitária para variáveis preço do tomate nas diferentes categorias71
Tabela 27. Teste de causalidade de Granger (1969): Entre preços de categorias de tomate
Tabela 28. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Entre preços de categorias de tomate
Tabela 29. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados das diferentes categorias de tomate em nível de atacado
Tabela 30. Estimativa dos modelos NARDL das diferentes categorias de tomate em nível de atacado
Tabela 31. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados das diferentes categorias de tomate em nível de produtor
Tabela 32. Estimativa dos modelos NARDL das diferentes categorias de tomate em nível de produtor

1. INTRODUÇÃO

É amplamente reconhecido na literatura pertinente que os preços dos produtos agrícolas, no geral, são grandemente variáveis. O que ocorre não só pela inelasticidade das suas curvas de oferta e de demanda, como também por eventos relacionados ao clima e às condições fitossanitárias, que afetam a quantidade e a qualidade dos produtos.

O avanço da tecnologia agrícola, com o consequente aumento da produtividade, e o ganho em escala de produção, observados na agricultura brasileira, traduzem-se em queda de preço e aumento da competitividade dos produtos originados nesse setor no âmbito internacional. Apesar disso, sucessivas variações repentinas de preços comumente ocorrem, pelo efeito dos fatores relacionados à oferta e à demanda dos produtos, entre eles, preços de produtos substitutos ou complementares, tanto no que tange à demanda quanto à oferta, renda dos consumidores, no caso da demanda, alterações de custos de produção, no caso da oferta, etc. Não se pode deixar de mencionar que essa variabilidade de preços, que é própria dos produtos da agropecuária, retroalimenta-se de expectativas de variações futuras, o que por si só causam oscilações acentuadas, nem sempre sendo explicada pelos fundamentos do mercado.

Embora as alterações de preços em um mercado se deem por deslocamentos da oferta e da demanda, há indicação de que, no caso da demanda por produtos agrícolas, os efeitos de mudanças nos seus determinantes sobre o preço sejam menos abruptos do que no caso da oferta. Um exemplo de forte alteração no equilíbrio de mercado agrícola por deslocamento da oferta e demanda ocorreu com o complexo soja em 2020. O preço do grão de soja em novembro de 2020 teve um aumento de 83,6% quando comparado ao mesmo mês do ano anterior. Isso foi ocasionado, principalmente, por irregularidades climáticas na América do Sul, que reduziram a produtividade das lauvouras, e pelo aumento da demanda da China (CEPEA, 2021 a).

Nesse contexto, muitos estudos têm sido realizados para a análise dos efeitos de choques de preços em elos específicos de cadeias agrícolas. A análise de transmissão de preços é importante quando se pretende identificar possíveis falhas de mercado, redutoras do bem-estar social. Porém, mesmo havendo diversos estudos que tratam de transmissão de preços, o referencial teórico ainda não é sólido, e os resultados variam conforme as observações utilizadas e a evolução metodológica (MEYER; VON CRAMON-TAUBADE, 2004).

A maioria das pesquisas avaliam o efeito dos choques como sendo simétrica. Ou seja, as variações positivas e negativas são tratadas da mesma forma, o que resulta em respostas de mesma magnitude, em que apenas o sinal (sentido) das variações se altera, o que nem sempre ocorre.

Com a evolução das técnicas econométricas, tornou-se possível definir a magnitude do efeito de um choque inesperado em uma variável sobre uma outra qualquer. Isso pode ser feito através da decomposição dos choques em somas parciais negativas e positivas. Caso haja diferenças estatísticas no comportamento da resposta quanto a velocidade e/ou a intensidade, tem-se a ocorrência da denominada assimetria de transmissão.

Segundo Meyer e Cramon-Taubadel (2004), a assimetria de transmissão de um choque é mais frequente do que a simetria. Algumas das razões que levam à assimetria são: o poder de mercado, a intervenção governamental, os custos de ajustes, o gerenciamento de estoques, a taxa de câmbio e as características intrínsecas do produto.

A determinação e a detecção da origem da distorção de preços permitem com que políticas públicas sejam adotadas em prol da maior eficiência do mercado. Embora não seja possível testar efetivamente a causa, elencar prováveis fontes de assimetria ajuda a entender os fenômenos que interferem no funcionamento de uma cadeia.

Uma recente metodologia empregada na análise de transmissão de preços é a NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag), desenvolvida por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). Tal método possibilita a investigação da presença de efeitos assimétricos dos choques positivos e negativos nas relações de curto e longo prazos nos elos de comercialização. Essa metodologia se baseia em uma forma mais flexível do modelo de cointegração. O que antes era limitado pela premissa da linearidade da relação de cointegração, o uso do modelo NARDL permite explorar, também, a combinação não linear entre os regressores estocásticos não estacionários.

Em vista disso, utilizando a abordagem NARDL, a presente tese tem como objetivo geral desenvolver ensaios sobre a transmissão de preços no complexo agroindustrial da soja, cujos principais produtos são grandemente comercializados no mercado internacional, e na cadeia do tomate *in natura*, que é um produto voltado ao abastecimento do mercado interno. Ainda que esses produtos sejam distintos segundo a estrutura de mercado, eles têm em comum a forte contribuição econômica para o setor agrícola brasileiro nos respectivos segmentos: de grãos e de hortifrutis.

O tomate *in natura* é um dos hortifrutis mais consumidos no Brasil. Em função da sua alta perecibilidade, a produção brasileira é destinada integralmente ao mercado interno. A cadeia de comercialização do tomate, assim como ocorre em todas as cadeias de hortifrutículas, inicia-se no segmento produtor, que é sucedido pelo atacadista e pelo varejista, até o produto chegar ao consumidor final. Essa cadeia vem se modificando ao longo do tempo, tornando-se cada vez mais dinâmica. No entanto, as normas de padronização, mesmo existentes no Brasil, são de uso voluntário, o que não garante a efetividade do emprego desses instrumentos de comércio. Essa deficiência tem sido apontada como responsável por dificuldades na correspondência entre padrão e preço, ou seja, ela não permite com que os agentes da cadeia de comercialização definam preço de forma a se ter correspondência com a qualidade do fruto.

Em 2016, uma nova classificação de tomate no segmento atacadista foi adotada, a 3A, referindose ao fruto com alto padrão de qualidade, de acordo com HFBrasil (CEPEA, 2021b). No entanto, há indícios de que os ganhos decorrentes dessa nova categoria não estejam sendo repassados ao produtor. Ao contrário, na visão do produtor, a existência da nova categoria 3A faz com que as de menor qualidade, 2A e 1A, sejam desvalorizadas, segundo relatos dos pesquisadores do Hortifrúti (CEPEA, 2021b). Tendo em vista os problemas apontados, busca-se, neste estudo, identificar distorções no processo de formação de preços nos elos da tomaticultura, e, para tanto, estimam-se as elasticidades de transmissão de preços no

mercado de tomate, mais especificamente para as cultivares hibridas popularmente chamadas de "tomate longa vida".

Diferentemente do tomate, a soja, uma das principais *commodities* proteicas, tem o padrão de qualidade bem definido, o que é necessário para que as exportações tornem-se viáveis. O Brasil e os Estados Unidos são os maiores produtores mundiais do grão. No processo de produção e de comercialização, os agentes da cadeia se planejam frente às expectativas do preço do produto no mercado internacional.

Embora tenha-se relativamente claro que os preços internacionais causem o doméstico, poucos estudos são encontrados na literatura que trata da velocidade e da intensidade com que esses efeitos ocorrem. Também são escassos os estudos que tratam das influências das variações de preço em um elo da cadeia de soja sobre os preços nos demais. Diante desse contexto, pretende-se estudar a transmissão de preços no mercado da soja e dos seus derivados, com o intuito de se identificar possíveis assimetrias existentes nos diferentes segmentos desse mercado.

As análises econométricas realizadas na presente tese são feitas com dados diários, o que se constitui em uma contribuição importante para literatura sobre o assunto. Os trabalhos que analisaram transmissão de preços de produtos agrícolas o fizeram com dados de maior periodicidade, o que pode interferir na identificação desse fenômeno. Ao se analisar, por exemplo, a transmissão de preços com dados semanais ou mensais, é possível que toda ela se dê dentro desses períodos, não sendo possível identificar o padrão em que ela ocorre, ou seja, a intensidade do efeito, a sua permanência no tempo, e as possíveis assimetrias.

Para atender os objetivos propostos, o estudo está dividido em seções, conforme descrito a seguir. Primeiramente, apresenta-se uma breve revisão de literatura, elucidando o conceito da transmissão de preços e tratando de sua aplicação no setor agrícola. Em seguida, os principais aspectos metodológico da modelagem NARDL são descritos. Nas seções posteriores, apresentam-se: a revisão de literatura, os resultados dos ensaios aplicados ao complexo de soja e do tomate e, por último, apresentam-se as considerações finais, apurando se a pesquisa atendeu às propostas do estudo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Transmissão de preços

A análise do processo de transmissão de preços permite que se avalie a extensão com que choques nesta variável, tomada em um local específico, afetam preços em locais diferentes, e permite que se estude a eficiência no espaço que inclui os locais do objeto de estudo (CONFORTI, 2004). Esse conceito é muito utilizado em estudos no setor agrícola, financeiro e de combustíveis, por ajudar no entendimento e funcionamento dos mecanismos de formação de preços nesses mercados (FREY; MANERA, 2007).

Além da transmissão de preços na dimensão espacial, a aplicação desse método pode ser feita para determinar a relação existente entre os preços nos diversos elos que compõe uma cadeia agrícola. Quando os elos não estão bem integrados, é possível que haja falhas de mercado que ocasionem perda líquida do bem-estar social (MEYER, VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Dentre as questões tratadas no processo de transmissão de preços em uma cadeia agrícola, duas são especialmente importantes. Primeiro, tem-se a análise da intensidade do efeito de um choque no preço em um segmento do mercado sobre o preço em outro segmento (medida em termos de elasticidade) e, segundo, tem-se a análise da velocidade com que uma variação de preço em um segmento é transmitida para o preço em outro segmento, e vice-versa (VAVRA e GOODWIN, 2005). Assim, há diferentes enfoques na análise de assimetria da transmissão de preços; elas podem tratar da magnitude de transmissão e/ou da velocidade de transmissão.

A elasticidade de transmissão de preços tem valores comumente limitados ao intervalo de 0 a 1. Quando ela é igual a 1, quer no contexto vertical, entre preços de elos sucessivos da cadeia, quer no contexto espacial (horizontal), considera-se que a variação em um dos preços é transmitida integralmente a outro. Tal variação é denominada transmissão de preços perfeita (BREDAHL; MEYER; COLLINS, 1979). Em um mercado com a elasticidade unitária, as relações de preços horizontais (espaciais) baseiam-se na lei do preço único, ao passo que as relações de preços vertical, entre os elos de uma cadeia de produção/comercialização, decorrem dos custos de comercialização (CONFORTI, 2004, BARROS, 2011).

Nos casos extremos, podem ser encontradas elasticidade de transmissão de preços maior que a unidade. Isso ocorre, geralmente, quando o governo concede subsídios na compra de determinado produto, interferindo na formação dos preços (BREDAHL; MEYER; COLLINS, 1979). Já quando a elasticidade de transmissão de preços for igual ou próxima de zero, inelasticidade de transmissão, há indicação de que não há repasse significativo nas variações de preços. Essa situação é encontrada, comumente, quando os governos isolam os preços internos dos internacionais através de taxas ou de subsídios de importação e exportação variáveis no tempo (BREDAHL; MEYER; COLLINS, 1979). Como constatado por Confordi (2004), na África, comparativamente a países latino-americanos e asiáticos, é onde se tem os menores valores para a transmissão de preços entre os mercados internacional e doméstico.

Nos casos de elasticidades de transmissão de preços entre segmentos consecutivos de uma cadeia agrícola, espera-se que os valores estejam no intervalo entre zero e uma unidade, não incluindo esses

extremos. Isso ocorre porque as margens (diferenças de preços entre segmentos consecutivos) se formam geralmente considerando um componente fixo, ou seja, que independe do nível de preços em que o produto é comercializado (MEYER, VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Ainda com relação aos valores das elasticidades, a transmissão de preços pode ser classificada conforme o comportamento com que os aumentos e as reduções de preços são repassados, podendo se ter transmissão simétrica ou assimétrica. Esse assunto será tratado a seguir.

2.2. Assimetria de transmissão de preços

Assimetria na transmissão de preços (ATP) é caracterizada quando há diferenças no repasse de aumento de preço em relação ao repasse que ocorre no caso de queda. Já quando o repasse for semelhante tem-se simetria.

De acordo com Meyer e Von Cramon-Taubade (2004), para melhor compreensão, supõe-se que exista dois preços, P_y e P_x , e que P_y dependa de P_x . Ao comparar as magnitudes da transmissão entre a diminuição e aumento em mesma intensidade de P_x , a resposta de P_y pode classificar a ATP em positiva ou negativa. Quando P_y reage com maior magnitude à diminuição do que ao aumento de P_x , tem-se a ATP negativa. Em oposição, verifica-se ATP positiva quando P_y responde com maior intensidade ao aumento do que à diminuição de P_x . Também com relação à velocidade, pode-se ter ATP, sendo caracterizada quando há diferença no tempo com que a transmissão de choques entre P_x e P_y ocorre. E, inclusive, pode haver ATP com relação a ambas, magnitude e velocidade.

Conforme citado por Meyer e Cramon-Taubadel (2004), a presença de assimetria de transmissão de preço é muito mais comum do que a simetria, podendo tomá-la até mesmo como regra. Quando ocorre ATP, há perdas líquidas de bem-estar social, sendo, então, a identificação de ATP, muito útil na elaboração de políticas públicas. Dentre as possíveis causas da ATP encontram-se o poder de mercado, a intervenção política, informações assimétricas, custos de ajustes, gerenciamento de estoques e taxa de câmbio (MEYER; VON-CRAMON-TAUBADE, 2004).

Uma ampla literatura econômica trata de análises de transmissão de preços e são muitos os trabalhos que buscam identificar as possíveis causas das assimetrias no mercado agrícola. Dentre os estudos, alguns exemplos são citados a seguir.

McLaren (2015) analisou a transmissão de preços de produtos agrícolas entre o mercado internacional e os mercados de diversos países, encontrando ATP. O autor atribuiu o fato ao poder de mercado, considerando que o mercado internacional agrícola é controlado por poucos intermediadores, o que permite exercer poder de monopsônio sobre os mercados agrícolas de países específicos.

Já Ferrucci, Jiménez-Rodríguez e Onorante (2010) analisaram a influência de políticas na transmissão de preços entre o mercado internacional e doméstico de *commodities* na zona EURO no período de 1997 a 2009. De forma mais específica, eles estudaram o papel da Política Agrícola Comum da União Europeia no período de alta dos preços internacionais das *commodities* agrícolas no período de 2007 a 2008.

Apesar dos resultados apontarem que os preços das commodities no mercado internacional influenciaram positivamente os preços ao produtor e ao consumidor, a política não resultou em grandes distorções de magnitude.

Esposti e Listorti (2013), investigarem o repasse de preços dos cereais na Itália, no semelhante período do estudo anterior, 2006 a 2010, e constataram que o aumento de preços das *commodities* agrícolas no mercado internacional aumentou o *spread* doméstico, devido às incertezas informacionais deste último mercado, diante do cenário econômico vigente. Ademais, assim como Ferrucci, Jiménez-Rodríguez e Onorante (2010), os autores mostraram que o impacto do aumento de preços foi minimizado pelas intervenções políticas comerciais da União Europeia, como a suspenção dos direitos de importação de cereais.

Tratando de transmissão de preços entre elos de cadeia produtiva do mercado de algodão na Índia, Shrinivas e Gómez (2016) avaliaram a transmissão de preços entre os segmentos: produtor e aqueles que ele denominou "comerciantes". Os resultados obtidos indicaram que o repasse da redução dos preços dos comerciantes para os preços dos produtores é maior do que no caso do aumento, havendo assim ATP. Como possíveis explicações tem-se o maior poder de mercado dos comerciantes e a baixa informação dos agricultores.

Justificativas semelhantes foram apresentadas no trabalho de Alves, Tonin e Carrer (2013) para o mercado brasileiro de uva. Os autores constataram que, para o mercado varejista, os acréscimos de preços dos atacadistas foram transmitidos com maior rapidez do que os decréscimos. Aguiar e Figueiredo (2011) argumentam, no entanto, que mesmo na presença de potencial poder de mercado, à exemplo do que se verificou no setor de varejo alimentar no estado de São Paulo durante os anos 2000, a rivalidade concorrencial entre as poucas empresas faz com que a ATP não seja tão grande.

Xia e Li (2010), ao utilizarem dados empíricos, encontraram assimetria na transmissão de preços entre os segmentos atacadistas e varejistas no mercado de produtos agrícolas. Segundo esses autores, o motivo que leva à assimetria está na inércia do consumo, com ajustes não imediatos (gradual) dos elos de consumo frente a variação dos preços. Através da inercia do consumo, os varejistas respondem ao aumento de preços do atacado mais rápido do que no caso das reduções. Isso permite com que os varejistas tenham os lucros aumentados quando há aumento de preços, e redução quando os preços caem.

Além dessas possíveis causas de ATP, a assimetria no mercado agrícola, também pode estar relacionada com as características intrínsecas do produto. Ahn e Lee (2015) identificaram ATP no caso de comercialização de frutas frescas entre produtores e comerciantes. Eles verificaram ATP positiva para a maçã, uma vez que é possível armazenar as maçãs quando o preço está baixo, sem perigo de apodrecimento. Diferentemente, para uva e pêssego, a ATP é negativa por correrem o risco de perda maior em caso de armazenamento. Similar foram os resultados obtidos por Oliveira, Oliveira e Dias (2006) no mercado de hortifrútis no Estado de São Paulo.

Há também assimetrias causadas pela inflação, como sugere o estudo de Aguiar e Santana (2002). Através da análise dos dados no período da hiperinflação brasileira (1980 a 1994), os resultados mostraram que os aumentos de preços eram repassados com maior intensidade do que as reduções, dado que a população já tinha a expectativa da elevação dos preços.

De acordo com Ferrucci, Jiménez-Rodríguez e Onorante (2010), os resultados quantitativos da ATP não podem ser comparados diretamente entre os diversos estudos existentes, mas podem fornecer indicações qualitativas de tendências e regularidades. Isso porque, no caso da transmissão de preços de produtos agrícolas, os resultados variam conforme as especificidades do produto, o país e o período da análise.

E mesmo com todos os estudos existentes, ainda não há uma teoria consolidada a respeito da ATP (MEYER; VON CRAMON-TAUBADE, 2004), sendo inúmeros os motivos que podem ser apontados como fatores determinantes.

3. METODOLOGIA EMPREGADA NOS ENSAIOS

O modelo empregado para a análise da transmissão de preços no presente estudo foi o modelo NARLD (*Nonlinear Autoregressive Distributed Lag*) desenvolvido por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). Liang, Troy e Rouyes (2020) destacaram três vantagens de utilizar o modelo NARDL. A primeira é a capacidade, com o seu emprego, de distinguir as assimetrias de curto e longo prazos, capturando os ajustes sucessivos no tempo desde a aplicação de um choque até que se atinja o equilíbrio. A segunda é a possibilidade de se diferenciar os choques positivos e negativos, através da decomposição de somas parciais de um único regressor (variável independente), o que facilita a interpretação dos resultados. E a terceira é a flexibilidade em acomodar diferentes ordens de integração, I(0) e I(1), sendo capaz de tratar a presença de cointegração não linear e linear, diferentemente da abordagem tradicional de cointegração, que não permite que se teste efeitos assimétricos e que não capta outras relações que não sejam lineares, causando inferências tendenciosas.

No mercado agrícola, a disponibilidade de um produto perecível no mercado depende do ciclo biológico específico da cultura (BAILEY; BRORSEN, 1989; KARANTININIS; KATRAKYLIDIS; PERSSON, 2011). Como há restrições no processo de armazenagem, os preços são sensíveis às alterações de oferta e de demanda, ambas geralmente inelásticas. Vale apontar que, quando há a possibilidade de armazenagem/estocagem, o processo fica a cargo, muitas vezes, do segmento com maior poder de mercado, dado ao elevado custo logistico para o acondicionamento do produto (LIMA, et al. 2018). Tais características contribuem para presença de efeitos distintos de choques negativos e positivos nos elos da cadeia.

Diversos estudos empregaram a metodologia NARDL em setores específicos do agronegócio: na agricultura (MITRA, 2014; ALI, et al., 2020; CHOWDHURY, et al. 2020); no de pescados (BRONNMANN; BITTMANN, 2019); na pecuária (KARANTININIS; KATRAKYLIDIS; PERSSON, 2011; FOUSEKIS; KATRAKILIDIS; TRACHANAS, 2016; PANAGIOTOU, 2021); e no de laticínios (ABDALLAH; FARKAS; LAKNER, 2020). Essa metodologia foi também utilizada para tratar de questões macroeconômicas (BAHMANI-OSKOOEE; HALICIOGLU; HEGERTY, 2016; SHAHZAD, et al. 2017; AHMAD, et al, 2018); e de mercado de ações (LIANG.; TROY.; ROUYER, 2020). Cita-se ainda o seu uso no setor de combustíveis e petrolífero (BILDIRICI; TURKMEN, 2015; CHATTOPADHYAY; MITRA, 2015; IBRAHIM, 2015; CUESTAS, 2016; SEK, 2017; BADEEB; LEAN, 2018; NUSAIR; OLSON, 2019; LACHEHEB; SIRAG, 2019; KUMAR, 2019).

Dentre os estudos citados, discute-se aqui os trabalhos sobre a transmissão de preços entre elos da cadeia de comercialização envolvendo produtos agropecuários, focando nos motivos apontados para a assimetria.

Bronnmann e Bittmann (2019) analisaram o repasse de preços entre o mercado de importação e o varejo de peixes, bacalhau e arenque na Alemanha. Segundo os autores, esse mercado apresentou ATP, sendo as magnitudes da transmissão distintas entre os varejistas, devido a diferença das estruturas dos estabelecimentos nesse nível da cadeia.

Karantininis, Katrakylidis e Persson (2011) e Panagiotiu (2021) avaliaram a transmissão de preços nos elos produtor, atacadista e varejista de carnes suínas na Suécia e nos Estados Unidos. Os resultados dos dois estudos indicaram a presença de ATP para algumas relações, cuja explicação foi dada pelo poder de mercado dos varejistas.

Fousekis, Katrakilidis e Trachanas (2016) investigaram a transmissão de preços entre os elos produtor, atacadista e varejista no mercado de carne bovina nos Estados Unidos. Assim como os resultados anteriores, obtiveram ATP relacionada ao poder de mercado dos frigoríferos.

Abdallah, Farkas e Lakner (2020) analisaram a transmissão de preços entre produtores e varejistas de produtos laticínios na Hungria. Os resultados indicaram a presença de ATP, também causado pelo poder de mercado fomentado pelas processadoras de leite.

Antes do emprego do modelo NARDL propriamente dito, é necessário realizar alguns testes preliminares. Esses testes baseiam-se em métodos recomendados na literatura que trata de séries temporais. Leva-se em consideração, neste caso, as propriedades de integração e causalidade das variáveis de interesse. Assim, nesta seção, primeiramente serão descritos esses testes e em seguida o modelo NARDL. A cointegração, se testa com os parâmetros estimados no modelo NARDL.

3.1. Teste preliminaries para especificação dos modelos

3.1.1. Ordem de integração das variáveis

A estacionaridade das séries é o principal requisito para que seja possível estimar um modelo de série temporal com base na realização de um processo estocástico. Diz que a série é estacionária quando apresenta a média e variância constante para todos os períodos de tempo e a covariância dependendo apenas do intervalo de tempo considerado, assegurando que a autocorrelação entre os erros seja igual a zero (ENDERS, 2010).

Para a análise da estacionariedade das séries aplica-se o teste de raíz unitária. Dentre os testes existentes, utilizou-se o teste DF-GLS. Tal teste, elaborado por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) a partir das modificações do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), possui maior poder em relação ao teste Dickey-Fuller. Neste caso, considera-se que possam haver termos determinístas não observáveis.

Para o teste DF-GLS, a seguinte equação é utilizada:

$$\Delta y_{t}^{d} = \eta y_{t-1}^{d} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{i} \Delta y_{t-1}^{d} + e_{t}$$

em que y_t^d é a série sem os termos deterministas (constante e tendência), definida por:

$$y_t^d = y_t - \delta_0 - \delta_1 \cdot t$$

onde, δ_0 e δ_1 são os coeficientes determinados a partir da regressão:

$$\bar{y} = \{y_1, (1 - \bar{\alpha}L)y_2, ..., (1 - \bar{\alpha}L)y_T\}$$

sobre :

$$\bar{z} = \{z_1, (1 - \bar{\alpha}L)z_2, ..., (1 - \bar{\alpha}L)z_T\}$$

Com $z_t = (1, t)'$, no caso de considerar-se a constante e tendência e $z_t = (1)'$ para constante apenas. E tem-se $\alpha = 1 + (\bar{c}/T)$. No modelo considerando a constante e tendência, $\bar{c} = -13,5$, com H_0 igual à presença de raiz unitária; no modelo com apenas constante, $\bar{c} = -7$, com H_0 igual à presença de raiz unitária. Os valores de \bar{c} foram definidos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) através de experimentos de Monte Carlo de modo a maximizar o poder do teste. Utiliza-se ordem de defasagem determinada através do Critério de Informação de Akaike Modificado – MAIC.

3.1.2. Causalidade de Granger

Na análise de assimetria de transmissão de preços é preciso determinar a direção com que os preços são transmitidos na cadeia econômica do produto, para que se possa estabelecer onde será aplicado o choque e para onde ele se propagará, caso o choque tenha efeito. Isso pode ser avaliado através dos testes de causalidade.

A Causalidade de Granger é um teste estatístico proposto para avaliar se uma série é útil para explicar uma outra série, exigindo a avaliação de efeitos com precedência temporal. Isto é, uma série temporal x "causa Granger" uma série y se os coeficientes defasados de x forem estatisticamente significativos (LÜTKEPOHL, 2005).

O procedimento do teste consiste em 2 etapas:

1. Estimar a equação que envolve as duas séries de preços:

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} x_{t-i} + e_t$$

com k (número ótimo de defasagens) estabelecido pelo Critério de Informação de Schwarz (SIC) que é o mais parcimonioso, preservando o número de graus de liberdade.

2. Testar se x não-granger-causa y, sob

$$H_0$$
: $\gamma_{11}=\gamma_{12}=\cdots=\gamma_{1k}=0\;(x\;$ não-granger-causa $y)$

versus

$$H_A$$
: $\gamma_{1i} \neq 0, i = 1, 2, ..., k$

através do teste de Wald dado por:

$$S_1 = \frac{T(e_r^2 - e_u^2)}{e_u^2} \xrightarrow{d} \chi_p^2$$

onde r representa a soma de quadrados de resíduos do modelo restrito e u a do não restrito. Rejeita-se a hipótese nula se $S_1 > \chi_p^2(5\%)$.

No entanto, o teste de Wald pode sofrer distorção caso a série seja integrada de alguma ordem (m), uma vez que, para as restrições lineares nos parâmetros de um VAR(m), não apresenta distribuição

assintótica Chi-quadrado em relação a hipótese nula. Para superar o problema, Toda e Yamamoto (1995) e Dolado e Lütkepohl (1996) propuseram um teste de Wald modificado (LÜTKEPOHL, 2005).

O procedimento de Wald modificado envolve os seguintes passos:

- 1. Define-se o número ótimo de defasagens (k) pelo Critério de Informação de Schwarz e o número da ordem máxima de integração do sistema (d_{max});
- 2. Estima-se um VAR em nível com um total de $(k + d_{max})$ defasagens conforme:

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{1j} y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} x_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{1j} x_{t-j} + e_t$$

Essas defasagens extras possibilitam que a estatística do teste apresente distribuição assintótica Chi-quadrado.

3. Testar se x não-granger-causa y usando os k primeiros coeficientes.

No presente estudo foram empregados os dois tipos de teste, dado que as séries se apresentaram integradas em ordem um I(1).

3.2. Transmissão de preços e assimetria de transmissão

A análise da assimetria de transmissão de preços foi realizada através do modelo NARDL (*Nonlinear Autoregressive Distributed Lag*). O referido modelo foi desenvolvido por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), como uma extensão do modelo ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) de Pesaran, Shin e Smith (2001), com o avanço de não requer a premissa da linearidade da relação de longo prazo.

O modelo ARDL pode ser representado por:

$$\Delta y_{t} = \rho y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \pi_{j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{t}$$
 (1)

onde Δ é o operador da primeira diferença; y é a variável preço em determinado elo (em logarítmio); x é a variável, em logaritmo, do preço em outro elo da cadeia (a montante ou a jusante); ρ e θ são os coeficientes de longo prazo; α_i e π_j são os coeficientes de curto prazo; e p e q são as defasagens ótimas selecionadas através do Critério de Informação de Schwartz (SIC) e do Critério de Informação de Akaike (AIC). Neste modelo, para testar a presença de cointegração entre as variáveis confronta a hipótese nula de não cointegração (H₀: $\rho = \theta = 0$), contra a hipótese alternativa de cointegração linear (H_A: $\rho \neq \theta \neq 0$).

A partir do modelo ARDL, Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) adicionaram termos que permitem captar a assimétrica de longo prazo, representados por:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t$$

$$\Delta x_t = v_t$$
(2)

onde β^+ e β^- são associados aos parâmetros de longo prazo; y_t e x_t são variáveis I(1); Δx_t é a forma reduzida da primeira diferença do processo de geração de x_t ; u_t e v_t são os erros aleatórios. Nota-se que

 x_t pode ser decomposto da seguinte forma: $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$, em que x_t^+ e x_t^- são processos de somas parciais de retornos positivos e negativos em x_t , definidos como (3):

$$x_{t}^{+} = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_{j}^{+} = \sum_{j=1}^{t} \max (\Delta x_{j}, \mathbf{0})$$

$$x_{t}^{-} = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_{j}^{-} = \sum_{j=1}^{t} \min (\Delta x_{j}, \mathbf{0})$$
(3)

Tal decomposição de somas parciais foram elaboradas por Schorderet em 2003. Esse autor também descreveu o conceito de "cointegração oculta" em que é possível definir as relações de cointegração entre as variáveis defasadas da seguinte forma:

$$\mathbf{z}_{t} = \boldsymbol{\beta}_{0}^{+} \boldsymbol{y}_{t}^{+} + \boldsymbol{\beta}_{0}^{-} \boldsymbol{y}_{t}^{-} + \boldsymbol{\beta}_{1}^{+} \boldsymbol{x}_{t}^{+} + \boldsymbol{\beta}_{1}^{-} \boldsymbol{x}_{t}^{-}$$
(4)

Caso z_t seja estacionário, diz-se que y_t e x_t são "cointegradas assimetricamente". Através dessa representação, pode-se verificar que a cointegração linear é um caso especial da equação (4), obtida quando $\beta_0^+ = \beta_0^-$ e $\beta_1^+ = \beta_1^-$. Como a interpretação econômica da "cointegração oculta" é difícil, Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) propuseram a exibição de um único regressor na decomposição, como definido na equação (2).

Com a equação (2) acrescentada na equação (1), tem-se o modelo NARDL representado, simplificadamente, por:

$$\Delta y_{t} = \rho y_{t-1} + \theta^{+'} x_{t-1}^{+} + \theta^{-'} x_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\pi_{j}^{+'} \Delta x_{t-j}^{+} + \pi_{j}^{-'} \Delta x_{t-j}^{-} \right) + \varepsilon_{t}$$
 (5)

Através da equação (5) é possível avaliar a cointegração realizando dois testes, o primeiro é o teste t-BDM proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1998), com H_0 : $\rho = 0$ contra H_A : $\rho < 0$, testando, assim, a hipótese nula de não existência de relação de longo prazo entre as variáveis y_t , x_t^+ e x_t^- . O segundo é a estatística F-PSS, proposta por Pesaran, Shin e Smith (2001), na qual se testa se o conjunto de parâmetros são não nulos, sendo H_0 : $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ e H_A : $\rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0$.

Em seguida, através do teste padrão de Wald, pode-se analisar a existência de assimetria de longo prazo $(\hat{\beta}^+ = ^-\hat{\theta}^+/_{\rho} \neq \hat{\beta}^- = ^-\hat{\theta}^-/_{\rho})$ e de assimetria de curto prazo $(\sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^+ \neq \sum_{j=0}^{q-1} \pi_j^-)$.

Com a função de impulso-resposta de um modelo VAR, analisa-se a assimetria com relação à velocidade de ajustamento dos preços em um segmento do mercado frente a choque não antecipado em outro.

4. ENSAIO PARA O COMPLEXO SOJA

4.1. Revisão bibliográfica

4.1.1. Análise do complexo soja

A produção de soja no Brasil vem crescendo expressivamente desde a década de 90, um dos fatores que contribuíram para isso foi os avanços tecnológicos que proporcionaram a expansão da cultura em novas áreas e ao aumento da produtividade. Isso fez com que o Brasil passasse a ter uma posição relevante nas negociações internacionais dos produtos do complexo agroindustriais da leguminosa.

O investimento da cultura da soja teve início na década de 70, com as políticas e programas de crédito rural e de extensão, sendo importante também os programas de incentivo à pesquisa, que levaram à criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) em 1973 (VIEIRA FILHO, 2019). A Embrapa é uma instituição que contribui para o progresso do agronegócio brasileiro ao desenvolver tecnologias focadas nas condições edafoclimáticas do país (VIEIRA FILHO, 2019).

A evolução da produtividade da cultura da soja pode ser avaliada através dos dados apresentados na Figura 1. Entre as safras de 1976/77 a 2018/19, a taxa de crescimento da área foi de 416,25% e a da produção de 847,14%, havendo um aumento da produtividade da terra de 1,5 t/ha. A atratividade da soja brasileira, ou seja, sua vantagem competitiva é decorrente do fato de ela ser produzida na entressafra americana, período de maior cotação do grão (EMBRAPA, 2020).

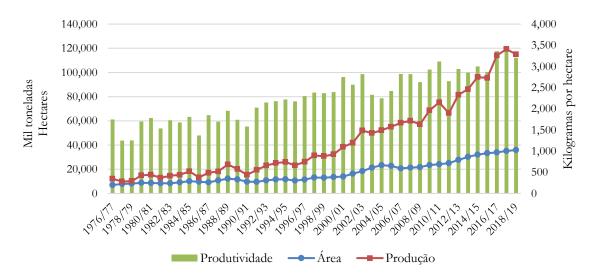


Figura 1. Evolução da produção (t), área (ha) e produtividade (Kg/ha) de soja no Brasil durante a safra 1976/77 a 2018/19

Fonte: elaboração própria com os dados da CONAB (2020).

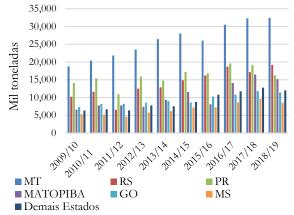
No início dos anos 70, a cultura da soja se concentrava na região Sul e Sudeste (CONAB, 2020). No entanto, esse cenário mudou com o melhoramento genético obtido e com a correção da acidez dos solos do cerrado; terras antes impróprias para o cultivo tornaram-se viáveis para a produção (EMBRAPA, 2020). Isso fez com que o Centro Oeste se tornasse grande produtor de soja. A cultura segue agora

expandindo-se para Matopiba, nova fronteira agrícola que inclui áreas do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia (VIEIRA FILHO, 2019).

Segundo Zanin e Bacha (2017), no ano de 2014, aproximadamente 42% dos fazendeiros da região do Matopiba vieram da região Sul do país. Os sulistas iniciaram a migração com os incentivos governamentais, boa remuneração do produto, e custos mais baixos quando comparados a outras regiões, decorrente, principalmente, do preço da terra.

Apesar do Sul do Brasil continuar sendo uma tradicional região produtora de soja, responsável, em 2018/19, por 37,82 milhões de toneladas, representando 32,9% da produção brasileira, ela fica atrás do Centro Oeste, com 52,64 milhões de toneladas, ou seja, 45,8% da produção total (Figura 2). O destaque é o Estado do Mato Grosso que detém 28,2% da produção nacional, segundo a CONAB (2020).

O Brasil é um dos maiores sojicultores do mundo, juntamente com EUA, seguidos pela Argentina e a China (Figura 3). Os dois maiores produtores têm excedentes de produção significativos, enquanto a China não consegue suprir sua demanda interna, mesmo produzindo em torno de 15 milhões de toneladas na safra 2018/2019. No ano de 2019, a China importou 85 milhões de toneladas, dos quais 57,96 milhões foram originadas do Brasil (BRASIL, 2020a).



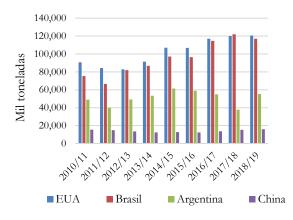


Figura 2. Evolução da produção de soja (t) por Estado Figura 3. Evolução da produção de soja (t) dos brasileiro durante a safra 2009/10 a 2018/19 Fonte: elaboração própria com dados da CONAB (2020).

principais países produtores: 2010 a 2019 Fonte: elaboração própria com dados da USDA (2020).

A soja pode ser comercializada na forma de grão ou na forma de farelo e óleo. Segundo Alves, et al. (2018), do esmagamento de 1 (uma) tonelada de grão de soja gera-se, na média mundial, 785 kg de farelo e 187 kg de óleo.

A quantidade de soja brasileira destinada ao processamento no mercado doméstico é, desde 2013, menor do que a exportada (Figura 4). Em 2019, por exemplo, aproximadamente 60% do total produzido foram exportados na forma de grão, e 36% direcionados às indústrias de esmagamento.

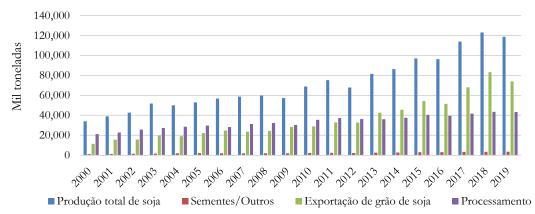


Figura 4. Evolução das quantidades produzidas internamente de soja e dessas as quantidades destinadas para sementes/outros, para a exportação na forma integral, e para a indústria de processamento no Brasil durante a safra 2000 a 2019

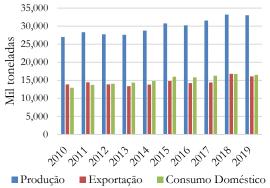
Fonte: elaboração própria com dados da ABIOVE (2020).

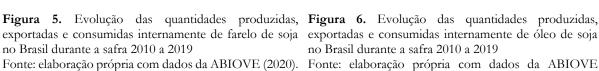
Com alto teor proteico, o farelo de soja é um componente grandemente utilizado na alimentação de animais, principalmente no caso de aves e suínos. No Brasil, em 2019, a produção de farelo de soja foi de aproximadamente 34 milhões toneladas (ABIOVE, 2020). Desse montante, um pouco mais da metade foi consumido internamente e o restante exportado (Figura 5).

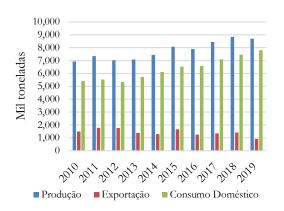
O óleo gerado na moagem da soja é destinado ao consumo humano e à indústria de alimentos. No Brasil, ele é também uma matéria-prima, utilizada na produção de biodiesel. Em números, 70% de todo o biodiesel brasileiro provém do óleo de soja, sendo o restante produzido com gorduras animais, óleo de algodão, e óleo reutilizado proveniente de fritura e outros materiais graxos (ABIOVE, 2020).

Com a exigência brasileira obrigatória de adição do biodiesel ao óleo diesel - mínimo de 11% e até 15 % em volume, segundo a Resolução no 16 de 2018 nos termos da Lei no 13363 de 2016 (BRASIL, 2020b), espera-se que a produção de óleo de soja aumente no país, especialmente quando a atenção da população está voltada para as questões ambientais.

A quantidade de óleo de soja produzida no Brasil é utilizada, basicamente, para atender à demanda interna; nos últimos anos, mais de 80% do total produzido foram utilizados no mercado doméstico (Figura 6). Das 8,6 milhões de toneladas de óleo produzidas em 2019, 7,8 milhões de toneladas se destinaram ao consumo interno.







exportadas e consumidas internamente de óleo de soja no Brasil durante a safra 2010 a 2019 Fonte: elaboração própria com dados da ABIOVE (2020).

Como visto, o Brasil é um grande produtor e exportador de soja na forma de grão, sendo a China o principal importador, adquirindo aproximadamente 70% do total exportado pelo país nos últimos cinco anos (BRASIL, 2020a). A China importa o grão de soja para realizar o processamento, sendo esse país o maior produtor de farelo e óleo de soja do mundo; o consumo interno absorve praticamente toda a produção (USDA, 2020). A Argentina, país com o maior excedente interno, é líder tanto na exportação de farelo como na de óleo de soja (USDA, 2020).

4.1.2. Formação de preços do complexo soja no Brasil

A formação de preços nos diferentes elos do mercado de soja se dá pela influência das expectativas de oferta e de demanda da soja no mercado internacional. A Figura 7 ilustra os elos transacionais do complexo soja no Brasil.

A cadeia da soja, segundo Alves, et al. (2018), tem início no segmento de insumos, (recursos utilizados no processo produtivo) incluindo máquinas e implementos agrícolas. A quantidade colhida de soja depende da área e da produtividade, a qual sofre influência de condições climáticas e de incidências de pragas e doenças (SOUZA, 2018). Também as expectativas e as condições financeiras dos produtores determinam em grande medida a propensão de gastos com tratos culturais e a produtividade.

Depois de colhidos na época oportuna, os grãos seguem do produtor para o beneficiamento (limpeza e secagem) realizado, muitas vezes, pelas cooperativas e cerealistas. O tratamento dos grãos deve obedecer a determinados padrões visando o armazenamento. No Brasil, segue-se a Instrução Normativa 11, de 15 de maio de 2007, que trata de exigências do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (BRASIL, 2020c).

As empresas que realizam o beneficiamento, muitas vezes, são aquelas para as quais os produtores vendem o grão; neste caso, os custos de estocagem não são cobrados, o que não acontece se o produtor vender a outra empresa (ALVES, et al. 2018).

Dentre as estratégias de venda o produtor pode vender de duas formas. Uma delas é a venda antecipada, em que parte do produto são negociados através do mecanismo de opção de venda. Ele pode realizar o contrato a termo antes do plantio e/ou da colheita, com entrega do produto, geralmente, na fase da colheita. A negociação de venda antecipada pode ser feita com ou sem adiantamento de recurso financeiro. O produtor pode, também, realizar a troca de parte da colheita por insumos. A Cédula de Produto Rural (CPR) tem sido utilizada com a finalidade de alavancar recursos para a produção, bem como, visar a garantia dos preços, frente às expectativas de preços baixos (ALVES, et al. 2018).

Outra forma de venda é à vista, em que a negociação da soja é realizada no período da colheita, quando o produto físico está disponível para a entrega. Conforme os preços, o produtor pode vender ou estocar o produto. Independentemente da forma de venda, o preço recebido pelo produtor é denominado "preço de balcão" (ALVES, et al. 2018).

O Fluxograma de transações entre os elos da cadeia de soja pode ser visualizada na Figura 7.

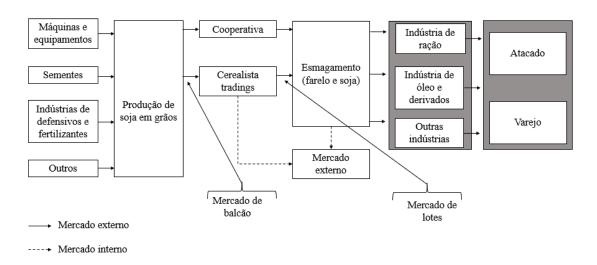


Figura 7. Fluxograma de segmentos e transações do complexo soja Fonte: Alves, et al. (2018).

As empresas que compram os grãos de soja dos produtores podem negociar grandes volumes do grão (na ordem de grandeza de mil toneladas) com outras empresas de esmagamento, ou exportar diretamente ou, ainda, através de *tradings*. Nesse elo de mercado, os preços negociados recebem a terminologia de "lotes", ou "atacado" ou, ainda, "disponível" (ALVES, et al. 2018).

As indústrias de esmagamento decidem se irão operar, produzindo farelo e óleo de soja, a partir dos custos (que inclui o valor pago pela matéria-prima) e da receita esperada na venda desses dois produtos. Isto posto, para o esmagamento, um dos itens principais a ser considerados é o preço da matéria-prima, o qual depende da disponibilidade do grão no mercado, e os preços dos derivados (ALVES, et al. 2018). Um outro fator que influencia o processamento é a renda. Por exemplo, quando há aumento do poder de compra da população, aumenta o consumo de carnes, aumentando assim a demanda por farelo para a produção de

ração, com o intuito de proporcionar a engorda dos animais, bem como aumenta o consumo de biodiesel para a circulação da frota, o que eleva a demanda de óleo de soja (SOUZA, 2018).

Os preços do grão de soja e seus derivados no Brasil são formados com referência nos preços estabelecidos na bolsa de futuros de Chicago, denominada *Chicago Board of Trade* - CBOT, (controlada pelo Grupo Chicago Mercantile Exchange - CME), conforme mostrado por diversos trabalhos como: Bini, et al. (2016), Alves, et al. (2018), Souza (2018), Mafioletti (2001). Nessa bolsa de futuros, os contratos de soja, cotados em centavos de dólar por bushel, são negociados com os traders de diversos países, tendo em vista a oferta e demanda por soja no mercado internacional (ALVES, et al. 2018).

Com base no preço da bolsa de Chicago, acrescido do prêmio de exportação, se estabelece o preço no porto do Brasil, denominado *Free on Board* (FOB), isto é, preço do produto colocado no navio. O prêmio de exportação é o valor negociado, cotado em centavos de dólar por bushel, entre os exportadores e importadores, e levam em consideração na sua formação, fatores como: o valor do frete, o valor do seguro, o país importador, taxa de câmbio, oferta de soja mundial, entre outros (ALVES, et al. 2018). Dos fatores mencionados, a taxa de câmbio merece destaque, por contribuir fortemente para determinar a quantidade exportada. Quando maior a taxa de câmbio do país, torna-se mais atraente a exportação (SOUZA, 2018). Não se pode deixar de mencionar também a importância da taxa de juros e o seu papel na propensão dos agentes em armazenar ou não os produtos do complexo em análise. Nesse caso, a expectativa em relação à política monetária também deve ser mencionada.

Com o preço FOB, descontado os custos portuários, chega-se ao preço no armazém/silos do porto, o qual é conhecido como *Free Alongside Ship* - FAS (ALVES, et al. 2018). No Brasil, os principais portos de escoamento da soja são localizados nas cidades de Santos (SP), Paranaguá (PR), Rio Grande (RS), São Luís (MA) e Barcarena (PA) (ABIOVE, 2020).

Dentre os portos, Paranaguá é referência como indicador de preços do grão de soja para os demais portos, e, por isso, relacionado com todos eles (CEPEA, 2021a). Em Paranaguá, o valor FAS corresponde ao "preço sobre rodas" ou "preço no pátio do porto" - condição *Delive Place* da Resolução no 21, de 07 de abril de 2011.

No caso do farelo e do óleo de soja, os preços na indústria de esmagamento, ou preços ao atacado, são calculados descontando do preço FAS os custos de transporte e impostos (ALVES, et al. 2018).

Já para o grão de soja, o preço do lote, ou seja, o preço na região de origem, é calculado subtraindo do valor FAS apenas o custo de transporte entre a região e o porto, já que a lei Kandir, implementada em 1996, isenta os produtos primários destinado ao mercado externo dos impostos de circulação de mercadorias – ICMS (ALVES, et al. 2018; BRASIL, 2020d).

A lei Kandir foi um dos fatores que contribuiu para o Brasil se tornar um dos maiores exportadores mundiais de soja em grão, segundo Figueiredo e Santos (2005). Para esses autores, a isenção de cobrança de impostos proporcionou maior vantagem competitiva do país no comércio internacional, incentivando a exportação da soja na forma de grão, em detrimento dos seus derivados. Política intervencionista são meios eficazes de tornarem um país mais competitivo (SANGUINET, et al., 2017).

Com relação ao custo de transporte, quanto maior a distância entre o porto e a região produtora, menor será o preço do lote (ALVES, et al. 2018). Esses custos podem aumentar com os problemas dos fluxos logísticos, como, por exemplo, a mal convervação das rodovias, que podem causar perdas do produto e aumento do tempo no trânsito (BONFIM, FERREIRA, CAETANO, 2013). Medeiros, et al. (2018), ao analisarem o custo de transporte das exportações no período 2008 a 2014, determinaram que a distância aumentou o custo de transporte em 0,06% a cada quilômetro, e o aumento de 1% nas melhorias da infraestrutura reduziu o custo de transporte em 0,74%. Para Dubke e Pizzolato (2011), os custos de transportes no Brasil são altos, fazendo com que o país tenha a competitividade alcançada pelos ganhos conquistados pela alta produtividade diminuída.

Segundo Aguiar e Barros (1991), o produtor, por ter menor informação do mercado e estar inserido no meio mais competitivo, é o elo da cadeia de comercialização mais passivo no processo de formação de preços. Os compradores de grão de soja do produtor estabelecem o preço balcão considerando a receita esperada, descontando os custos diversos. O produtor decide se irá e quanto vai produzir considerando o preço esperado pelo produto, que deve cobrir custos de produção e assegurar alguma lucratividade. Segundo dados da CONAB (2020), na safra de 2019/20, o custo estimado da produção de 60 kg de soja foi de aproximadamente R\$59,00, sendo que os custos com fertilizantes e defensivos apresentam maior peso na composição.

Assim, os preços são definidos por *mark-up* inverso, de cima para baixo (ALVES, et al. 2018). Mesmo o Brasil sendo um grande exportador mundial de grão de soja, o país é tomador de preço no mercado internacional (LAZZAROTTO; FIQUEIREDO, 2006; SOUZA, 2018).

4.1.3. Estudos sobre a transmissão de preços na comercialização do complexo soja

No Brasil, muitos estudos foram realizados sobre transmissão de preços no mercado de soja e seus derivados, podendo-se citar: Mafioletti (2001), Libera e Waquil (2009), Lovadine e Bacchi (2005), Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005), Diehl e Bacchi (2006), Martins e Castro Junior (2009), Silva e Machado (2009), Sousa e Campos (2009), Margarido (2012), Ikeda (2015), Bini, et al. (2016), Presotto, et al. (2018) e Silva, et al. (2018).

Martins e Castro Junior (2009) trataram do mercado doméstico de soja em grão e da teoria da paridade do preço da exportação, tendo observado na análise que o preço no mercado brasileiro se estabelece com base nas cotações dos contratos negociados na bolsa de futuros de referência (Chicago). De outro lado, Silva e Machado (2009) observaram que existe relação de longo prazo entre os preços de soja nos mercados brasileiro e dos EUA no período de 1997 a 2007.

Lovadine e Bacchi (2005) investigaram as relações causais entre o preço da bolsa de Chicago e o preço doméstico da soja em grãos, do farelo de soja e do óleo de soja no período de 1999 a 2004. Utilizaram o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) para descrever a dinâmica da função impulso-resposta, a

qual mostrou que um choque nos preços internacionais da soja em grão é transmitido com grande intensidade e de forma rápida para os preços do mercado doméstico.

Mafioletti (2001), ao comparar a formação de preços na cadeia industrial de soja nas décadas de 80 e de 90, observou que a transmissão de preços ocorre mais intensamente na década de 90 do que na década de 80, ao considerar as variações de preços de Chicago para o Brasil. Segundo o autor, isso se deve a maior velocidade com que as informações se propagam em tempo mais recente; conforme a tecnologia avança, é possível obter as informações geradas, em qualquer lugar do mundo, quase sempre em tempo real.

Diehl e Bacchi (2006) utilizaram o modelo VEC para analisar a relação causal e a transmissão de preços entre o mercado internacional e o doméstico do grão de soja e de seus derivados no período de 2000 a 2004. Utilizando os testes de correlação cruzada, os autores obtiveram causalidade do preço externo para o preço interno no caso do farelo e do óleo de soja. Para ambos, a variações no preço externo foram transmitidos em uma semana para o mercado interno. No caso do grão de soja, não se encontrou relação causal entre os preços internacional e doméstico, o que se atribuiu à frequência dos dados utilizados (mensal). As relações de causalidade tratam de precedência temporal e não de relações contemporâneas e, assim, os autores concluíram que por terem utilizado dados mensais, não se pode descartar a hipótese de que a relação de preços de soja nos dois mercados não exista. Pode ocorrer que todas as variações dos preços internacionais, pela grande dinâmica do mercado de soja, sejam repassadas aos preços do mercado doméstico na própria semana em que elas ocorrem. Assim, não se detecta causalidade, mas sim movimentos concomitantes dos dois preços.

Semelhantemente ao estudo anterior, Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005) utilizaram o modelo VEC para analisar a transmissão do preço da soja em grão nos Estados Unidos para os preços do grão, farelo e óleo de soja no mercado brasileiro no perído de 1999 a 2005. Encontram que variações no preço Americano da soja em grão influenciaram tanto os preços do grão como os preços do farelo de soja domésticos, mas não o do óleo de soja. Uma das explicações para preço do óleo não responder aos choques analisados decorre do fato de que o preço do óleo ter interferência de outros mercados.

Além disso, Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005) avaliaram a transmissão do preço doméstico do grão de soja para os preços de seus derivados. Os resultados mostraram que as variações nos preços do grão foram transmitidas para os preços do farelo e do óleo de soja.

Sousa e Campos (2009) estimaram a elasticidade de transmissão de preços entre pares de preços dos estados de Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul no período de 2001 a 2008. Os resultados dos testes de cointegração de Johansen apontaram que os preços do Paraná e do Rio Grande do Sul, e que os preços do Mato Grosso e do Rio Grande do Sul, têm relações de longo prazo. A partir do ajustamento do modelo VEC, obteve-se a função impulso-resposta, que mostrou que as variações de preço em um mercado são transmitidas quase que integralmente ao outro. No entanto, a Lei do Preço Único não se verifica na íntegra.

Utilizando também o modelo VEC, Libera e Waquil (2009) analisaram a transmissão de preços do grão de soja entre os mercados futuro e físico (ao produtor) brasileiro nos anos de 1994 a 2008. Os

resultados encontrados mostraram cointegração desses preços. Ao estimarem a função impulso-resposta, observaram efeito bastante grande para a relação contemporânea (0,7).

Ikeda (2015) utilizou o modelo VEC para analisar a transmissão do preço da soja em grão entre os portos de Paranaguá (PR) e Santarém (PA), e, também, considerando o município de Sorriso (MT). A análise foi feita considerando os períodos 2004 a 2007 e 2007 a 2013. Em 2007, houve a abertura do porto de Santarém para escoamento mais eficiente do grão de soja de Sorriso, dado a menor distância para o Oceano Atlântico. Os resultados da função de impulso-resposta revelaram que, no primeiro período, as variações do preço do porto de Paranaguá eram repassadas integralmente ao preço em Sorriso, porém com a ativação do porto de Santarém, passou a ter menor contribuição (80%).

Bini, et al. (2016) analisaram a transmissão de preços do petróleo para os preços dos fertilizantes, e das commodities, milho, soja e frango, no período de janeiro de 2016 a dezembro de 2016. Com relação aos resultados envolvendo a soja, observaram que o preço da leguminosa foi a variável mais exógena em relação às demais variáveis, conforme indicou o teste de causalidade de Granger e a decomposição da variância do erro de previsão do modelo VEC. Concluíram que o preço da soja no mercado doméstico depende, somente, do preço dessa *commodity* no mercado externo, não tendo influência dos preços dos insumos e dos preços das demais *commodities* analisadas.

Presotto, et al. (2018), também utilizando a modelagem VEC, analisaram a transmissão de preço da soja do mercado internacional para o preço do mercado doméstico, mais especificamente para os preços pagos aos produtores das localidades: Passo Fundo (RS), Maringá (PR) e Rondonópolis (MT). O período considerado foi o de 1997 a 2016. Os resultados mostraram que as variações do preço internacional foram repassadas para os dos locais analisados. Ademais, encontraram cointegração entre os três preços, indicando a existência de de relações de longo prazo.

Silva, et al. (2018) analisaram a transmissão de preços de soja entre os estados considerados por Presotto, et al. (2018), incluindo também Goiás, regiões de maior produção de soja no período de 2008 a 2015. Ao testar cointegração dos preços, os resultados indicaram que todos os estados possuíam relação de equilíbrio de longo prazo. De acordo com o teste de causalidade de Granger, o preço de Goiás foi a variável mais exógena. Já, segundo a função impulso-reposta do modelo VEC, os autores determinaram que a variação em Mato Grosso era repassada aos outros estados em maior magnitude, dado a grande relevância do estado na sojicultura nacional.

Margarido (2012) estudou a transmissão espacial de preços da soja em grão do Brasil e da Argentina. Diferentemente dos outros trabalhos, o autor empregou o modelo de Ravalllion de 1986. Esse modelo pressupõe que existem dois tipos de mercados: os locais e o central. Os mercados locais podem realizar comércios entre si, mas é no mercado central onde os preços dos mercados locais são formados. No estudo, o mercado central foi representado pelo de Rotterdam, principal porto Europeu. Os resultados mostraram que os preços do Brasil são integrados com os preços de Rotterdam, sendo as variações de preços em Rotterdam totalmente repassadas aos do Brasil. No entanto, os preços no Brasil não foram afetados pelas variações de preços da Argentina. O autor concluiu que os dois países não são concorrentes comerciais no mercado de Rotterdam.

Nos estudos acima citados sobre transmissão de preços entre os elos de uma cadeia assume-se simetria. No entanto, nem sempre isso ocorre, sendo frequente observar-se que aumentos e reduções de preços são repassados de forma diferente entre os elos da cadeia de comercialização, segundo a intensidade e/ou a velocidade. Para a análise dessa característica, os preços são decompostos em variações positivas e negativas, resultando em duas novas variáveis. Os coeficientes dessas variáveis são estimados nos modelos econométricos utilizados para o teste de assimetria. Quando há maior intensidade ou maior rapidez de reação dada pelo aumento de preço em outro elo da cadeia, observa-se assimetria positiva, o contrário denomina-se assimetria negativa e, quando não há diferença, a transmissão é simétrica (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004).

A identificação da assimetria contribui para a tomada de decisões sobre políticas públicas em prol da eficiência do sistema de comercialização (MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004). Mas, para isso, é necessário identificar as possíveis causas da assimetria, as quais podem ser ocasionados por poder de mercado, incerteza informacionais, características intrínsecas do produto (perecibilidade e armazenamento, por exemplo), custo menu, entre outras.

Poucos estudos sobre assimetria de transmissão de preços foram feitos para o mercado dos produtos do complexo soja, tanto no âmbito nacional e como no internacional, podendo-se citar Aguiar e Barros (1991), Goodwin e Piggott (2001), Balcombe, Bailey e Brooks (2003) e Nakajima (2011).

Aguiar e Barros (1991) analisaram a causalidade e transmissão de preços da soja e seus derivados com dados da década de 80. Consideraram três mercados: internacional, atacado nacional e produtor nacional. Através do teste da causalidade de Sims encontram, como esperado, que de forma geral os preços externos influencivam os preços domésticos. Utilizando o procedimento de Houck de 1977, determinaram a existência de assimetria para todas as relações estudadas: as intensidades das respostas de aumentos foram maiores do que as de reduções de preços. Uma das justificativas dada pelos autores é a seguinte: no contexto econômico dos anos 80, com as altas taxas inflacionarias, as expectativas de reduções de preços eram dadas como transitórias, provocando maior respostas às variações de aumento de preços. Ademais, dentre os produtos considerados, o óleo de soja no varejo foi o único produto que respondeu mais do que proporcionalmente ao aumento do preço no atacado.

Goodwin e Piggott (2001) analisaram a transmissão de preços entre quatro mercados de milho e quatro de soja na Carolina do Norte nos Estados Unidos no período de 1992 a 1999. Utilizaram o modelo de correção de erros com *threshold* para observar a rigidez dos preços relacionada aos custos de transporte. Esse modelo estabelece limites para os desvios de longo prazo, que quando ultrapassados sinalizam que as respostas a choques de preços são assimétricas. Os resultados mostraram forte integração dos diferentes mercados e, através da função impulso-resposta não linear, encontrou-se que os ajustes ao equilíbrio após um choque foram mais rápidos quando se considera *threshold* do que quando não.

Com o uso do mesmo modelo anterior, Balcombe, Bailey e Brooks (2003) estudaram o comportamento da transmissão de preços do trigo, milho e da soja entre os Estados Unidos, Argentina e Brasil no período de 1988 a 2001. Os resultados encontrados, com relação a soja, foram que variações do preço fluem da Argentina e dos EUA para o Brasil. Os limites de desvio de preços foram menores para os

preços do trigo e soja do que para o milho, ou seja, as transmissões de preços apresentaram-se assimétricas no caso dos dois primeiros produtos.

Nakajima (2011) avaliaram a transmissão de preços da soja do mercado doméstico dos Estados Unidos para os preços de exportação (consideraram cinco intervalos de tempo). Também por meio do modelo autorregressivo de *threshold*, o autor identificou transmissão de preços assimetricamente positiva entre 1967 a 1977; em seguida observou assimetria neutra ou negativa no período 1978 a 1988, voltando a ser positiva entre 1988 e a segunda metade dos anos 90, tornando-se novamente negativa nos últimos anos. A explicação para essa transmissão assimétrica negativa foi dada pela maior participação do Brasil e da Argentina no mercado internacional de soja, antes dominado pelos EUA.

De acordo com a revisão de literatura apresentada, fica claro que há de fato transmissão de preços na cadeia brasileira da soja. Dessa forma, busca-se através da análise aqui proposta, verificar se essa transmissão se verifica de forma simétrica ou não.

4.2. Dados

Todas as séries de preço dos produtos do complexo agroindustrial da soja foram fornecidas pelo CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, sendo elas: preços da soja em grão, do óleo de soja e do farelo de soja na Bolsa de Chicago (CME GROUP); Preços FOB exportação da soja em grão, do óleo de soja e do farelo de soja; Indicador Soja Grão Paranaguá; Preço da soja em grão nos elo balcão e lote nas regiões Norte do Paraná (PR), Oeste do Paraná (PR), Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO), sendo que o preço do lote em Sorriso (MT) se equipara ao preço de balcão porque nessa região a maioria dos armazéns são dos próprios produtores; Preço do farelo nas regiões de Campinas (SP), Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo e Rio Verde; E preço do óleo de soja em São Paulo.

Utilizou-se séries de dados diários a partir de 02 de novembro de 2009 até 31 de outubro de 2019, compondo um total de 2580 observações. Devido à falta de algumas observações, estas foram obtidas por processo de interpolação.

Os preços foram tomados em reais por toneladas. Os que se apresentavam em dólares (preços da bolsa de Chicago e preços FOB exportação) foram convertidos para moeda nacional utilizando a taxa de câmbio comercial de venda. Para deflacionar as séries, utilizou o IGP-DI, considerando como base o mês de outubro de 2019 (IPEADATA, 2020). Embora as séries não abranjam período longo, optou-se por deflacioná-las utilizando o valor do IGP-DI fixo para os dias de um determinado mês.

Para representar o preço internacional foi utilizada a série das cotações (primeiro vencimento) do contrato futuro da bolsa de Chicago.

O preço FOB utilizado foi o do Porto de Paranaguá, visto que ele referência os demais portos brasileiros no processo de formação de preços.

Todos as séries foram transformadas em logaritmo para as estimativas dos parâmetros poderem ser interpretadas em termos de elasticidade.

Na Tabela 1, as variáveis utilizadas são descritas.

Tabela 1. Descrição das variáveis utilizadas no mercado do complexo soja

Variável	Descrição
g_chicago	Preço do grão de soja na Bolsa de Chicago
g_fob	Preço FOB-Exportação do grão de soja
g_ip	Indicador de preço do grão de soja no porto de Paranaguá
g_nprlo	Preço do grão de soja em nível lote no Norte do Paraná
g_oprlo	Preço do grão de soja em nível lote no Oeste do Paraná
g_rvgolo	Preço do grão de soja em nível lote em Rio Verde (GO)
g_smtlo	Preço do grão de soja em nível lote em Sorriso (MT)
g_nprba	Preço do grão de soja em nível balcão no Norte do Paraná
g_oprba	Preço do grão de soja em nível balcão no Oeste do Paraná
g_pfrsba	Preço do grão de soja em nível balcão em Passo Fundo (RS)
g_rvgoba	Preço do grão de soja em nível balcão em Rio Verde (GO)
f_chicago	Preço do farelo de soja na Bolsa de Chicago
f_fob	Preço FOB-Exportação do farelo de soja
f_npr	Preço do farelo de soja no Norte do Paraná
f_opr	Preço do farelo de soja no Oeste do Paraná
f_pfrs	Preço do farelo de soja em Passo Fundo (RS)
f_csp	Preço do farelo de soja em Campinas (SP)
o_chicago	Preço do óleo de soja na Bolsa de Chicago
o_fob	Preço FOB-Exportação do óleo de soja
o_sp	Preço do óleo de soja em São Paulo

Fonte: elaboração própria

4.3. Estatística descritiva

As séries de preços da soja em grão, farelo e óleo de soja apresentam comportamento semelhantes ao longo do tempo. A seguir apresentam-se as análises descritivas das séries de preços em estudo.

4.3.1. Preços da soja em grão

As séries de preços do grão de soja em diferentes elos de mercado mostram comportamento bastante semelhante durante os anos de 2009 a 2019 (Figura 8). Pode-se constatar que os preços médios dos lotes e os preços no porto de Paranaguá foram maiores que os preços médios do balcão, em todos os pontos temporais, como era esperado encontrar, devido aos custos de comercialização, sendo os principais os logísticos, que são inevitáveis para que haja o deslocamento da soja do produtor ao requerido destino. Com o prêmio acrescido ao preço de Chicago, os preços FOB encontram-se quase sempre acima dele.

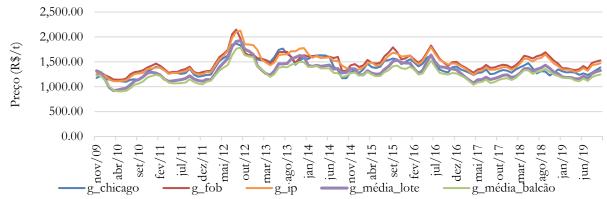


Figura 8. Evolução das séries de preços da soja em grão, em reais por tonelada, na Bolsa de Chicago, no FOB e no Porto de Paranaguá, e as médias das diferentes regiões brasileiras em nível de lote e de balcão Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

Na Tabela 2, apresentam-se as estatísticas descritivas das séries de preços da soja em grão, verificando-se que os valores máximos são os de julho/2012 a setembro/2012. Nesse período, a alta dos preços da soja foi ocasionada pela oferta reduzida do grão no mercado, dado a quebra de safra causada pela forte estiagem relacionado ao fenômeno La Niña, a qual prejudicou a cultura, principalmente no estágio de granulação (CEPEA, 2021a).

Em contrapartida, os preços mínimos do grão ocorreram entre março e junho de 2010. Diante da alta produtividade do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos, houve aumento da quantidade ofertada, ocasionando redução dos preços no mercado internacional. Esse fato também explica os preços baixos em 2017, segunda maior redução do período (CEPEA, 2021a).

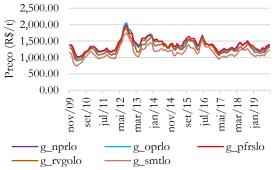
Esses anos foram destacados por serem valores extremos, mas durante o período analisado diversas oscilações dos preços foram evidenciadas, sendo a maioria decorrente de condições climáticas, que afetaram a produtividade e, consequentemente, a oferta (CEPEA, 2021a). De acordo com o coeficiente de variação (Tabela 2), a variabilidade das séries de preços no mercado de grão de soja é semelhante, com excessão do preço de Chicago e do preço FOB que se apresentaram menores de 10%.

Tabela 2. Estatística descritiva das séries de preços da soja em grão (R\$/t)

Série	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Coef. de Variação
g_chicago	1.337,977	1.339,493	1.657,645	1029,589	0,085
$g_{-}fob$	1.445,774	1.447,247	2.114,090	1.055,928	0,096
g_ip	1.467,239	1.437,250	2.243,705	1.069,375	0,134
g_nprba	1.267,621	1.251,095	1.897,205	872,870	0,136
g_nprlo	1.362,757	1.337,717	2.075,313	929,805	0,143
g_oprba	1.266,586	1.249,985	1.890,562	872,870	0,136
g_oprlo	1.361,489	1.341,666	2.108,278	908,944	0,149
g_pfrsba	1.280,178	1.265,386	1.845,780	940,954	0,129
g_pfrslo	1.386,998	1.367,809	2.026,725	995,368	0,130
g_rvgoba	1.189,910	1.187,211	1.789,449	827,007	0,134
g_rvgolo	1.289,101	1.270,894	1.967,223	860,666	0,144
g_smtlo	1.162,399	1.149,890	1.839,885	700,334	0,159

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

Comparando os preços, as regiões, Sorriso (MT) e Rio Verde (GO) apresentaram os menores valores ao longo do período, tanto no caso do lote como no de balcão (Figuras 9 e 10). Isso pode estar relacionado à maior distância a ser percorrida do porto até local de origem e às condições precárias das estradas, que elevam os custos de transporte.



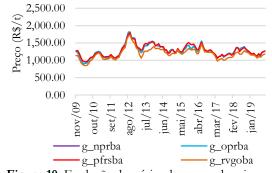


Figura 9. Evolução das séries de preços da soja em grão á Figura 10. Evolução das séries de preços da soja em nível nível de lote, em reis por tonelada, nas regiões do Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS), Rio Verde (GO) e Sorriso (MT)

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

de balcão, em reis por tonelada, nas regiões do Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO)

Fonte: elaboração própria com dados CEPEA (2020)

4.3.2. Preços do farelo de soja

A série de preços do farelo de soja nos diferentes elos de mercado apresentam comportamento semelhante, assim como ocorreu no caso da soja em grão (Figura 11). Por ser um produto derivado do grão, o preço do farelo sofre grande influência do preço da matéria-prima, o que fica demonstrado pela equivalência das datas em ocorreram os preços máximos e mínimos das duas séries (Tabela 3).

Ao contrário das séries de preços do grão de soja, os preços FOB não se encontram acima dos preços de Chicago em alguns pontos, principalmente nos intervalos (mais longo) de preço baixos, como ocorrido nos anos 2017 e 2019. Uma das justificativas possíveis se deve ao fato do Brasil não ser um grande exportador de farelo de soja, já que o consumo doméstico de farelo produzido no país é superior à quantidade exportada. Assim, em períodos de preços internacionais baixos, o retorno financeiro da exportação de farelo não é compensatório, por resultar em prêmio negativo, permanecendo o produto para comércio interno a preço abaixo do vigente em Chicago (BARROS, 2011).

As variações dos preços do farelo de soja em cada região guardam uma estreita relação. (Figura 12). Entre essas séries, Rio Verde (GO) apresentou os menores valores, da mesma forma como ocorreu na série de preço do grão no balção; em decorrência da maior distância, os custos logísticos a serem descontados são mais altos.

Comparado-se os coeficientes de variação (Tabela 3), observa-se que as séries do elo atacadista apresentaram valores semelhantes, sendo eles maiores quando comparados com o preço de Chicago e FOB.

	a descriter a das ser	res de preços do r	12010 00 00 00 (2147)	7	
Série	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Coef. de Variação
f_chicago	1.240,815	1.277,408	1.682,053	863,864	0,144
$f_{-}fob$	1.280,008	1.290,587	1.738,224	872,457	0,152
f_csp	1.291,242	1.271,180	2.049,320	854,679	0,170
f_npr	1.321,766	1.316,183	2.104,029	854,821	0,191
f_opr	1.315,141	1.316,812	2.137,491	797,308	0,201
f_pfrs	1.322,652	1.312,664	1.905,975	867,222	0,177
f_rvgo	1.204,818	1.181,890	1.865,445	765,557	0,187

Tabela 3. Estatística descritiva das séries de preços do farelo de soja (R\$/t)

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

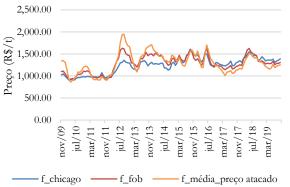


Figura 11. Evolução das séries de preços do farelo de soja, em reis por tonelada, na Bolsa de Chicago, no FOB, e a média dos preços das diferentes regiões brasileiras em nível de atacado

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

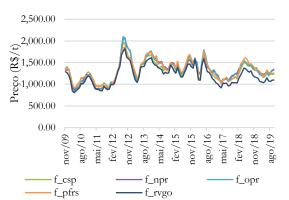


Figura 12. Evolução das séries de preços do farelo de soja em nível de atacado, em reis por tonelada, nas regiões de Campinas (SP), Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO) Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

4.3.3. Preços do óleo de soja

O óleo de soja brasileiro possui participação no comércio internacional, sofrendo influência do preço desse mercado. Porém, a quantidade de óleo produzida no país é destinada prioritariamente ao consumo doméstico. Isso faz com que haja maior dificuldade em definir a formação do preço doméstico desse produto.

Na Figura 13, apresenta-se a evolução dos preços do óleo em Chicago, FOB e em SP, podendose observar maior variabilidade do preço em São Paulo, o que se reflete no valor do coeficiente da série, apresentado na Tabela 4.

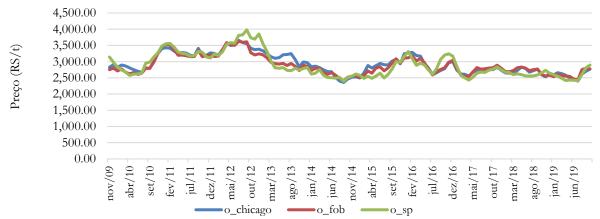


Figura 13. Evolução das séries de preços do óleo de soja, em reis por tonelada, na Bolsa de Chicago, no FOB e na região de São Paulo em nível de atacado Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

Tabela 4. Estatística descritiva das séries de preços do óleo de soja (R\$/t)

Série	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Coef. de Variação
o_chicago	2.923,394	2.847,708	3.753,816	2.236,124	0,108
o_fob	2.885,790	2.811,358	3.832,199	2.272,264	0,105
o_sp	2.886,055	2.757,742	4.103,349	2.306,301	0,132

Fonte: elaboração própria com dados do CEPEA (2020).

4.4. Resultados e discussão

4.4.1. Identificação dos modelos

4.4.1.1. Grão de soja

Os resultados dos testes de raiz unitária DF-GLS para as séries de preços do grão de soja indicam que as séries são não estacionárias em nível (Tabela 5). Apenas no caso da série Lote – Sorriso, rejeita-se a hipótese nula a 5% de probabilidade, mas não se for estabelecido a nível de 1%. Ao realizar a primeira diferença nessas séries, confirmou-se, com os mesmos testes, que ela se torna estacionária (Tabela A – ANEXO). Toma-se, dessa forma, para a análise proposta, todas elas como sendo I(1).

Tabela 5. Resultados do teste de raiz unitária do tipo DF-GLS para variáveis do preço do grão de soja

	Componente	Nº de	Estatística	Valores	críticos ²	Resultado	
Série	determinista	defasagens ¹	do teste	5%	1%	significância rejeição H₀	
D. I. GU:	Tendência	18	-2,349	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Bolsa Chicago (g_chicago)	Constante	27	-1,630	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_crincago)	Nenhum	18	0,085	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1) **	
EOD E	Tendência	6	-2,767	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
FOB Exportação (g_fob)	Constante	26	-1,721	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_10b)	Nenhum	3	0,309	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1) **	
Indicador	Tendência	12	-2,371	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Paranaguá	Constante	0	-1,631	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_ip)	Nenhum	1	0,095	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1) **	
Balcão - Norte do	Tendência	5	-2,307	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Paraná	Constante	0	-1,679	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_nprba)	Nenhum	15	-0,051	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
Lote - Norte do	Tendência	20	-2,810	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Paraná	Constante	1	-1,936	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_nprlo)	Nenhum	8	-0,142	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
Balcão - Oeste do	Tendência	4	-2,348	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Paraná	Constante	0	-1,655	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_oprba)	Nenhum	15	-0,050	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
Lote - Oeste do	Tendência	6	-2,347	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Paraná	Constante	0	-1,639	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_oprlo)	Nenhum	11	-0,090	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
Balção - Passo	Tendência	6	-2,518	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Fundo	Constante	0	-1,657	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_pfrsba)	Nenhum	10	-0,066	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
Lote - Passo	Tendência	4	-2,365	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Fundo	Constante	0	-1,837	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_pfrslo)	Nenhum	10	-0,043	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
D 1 ~ D' 1/ 1	Tendência	10	-2,675	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Balcão - Rio Verde (g_rvgoba)	Constante	1	-1,621	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(g_ivgoba)	Nenhum	10	-0,016	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
T . D' 77 1	Tendência	10	-2,698	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Lote - Rio Verde	Constante	3	-2,077	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1)*	
(g_rvgolo)	Nenhum	10	-0,066	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
	Tendência	1	-2,277	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Lote - Sorriso	Constante	2	-2,255	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1)*	
(g_smtlo)	Nenhum	1	0,028	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	

Notas: ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Os testes de causalidade de Granger (1969) indicaram bicausalidade em todas as relações analisadas (Tabela 6). Os mesmos resultados foram obtidos nos testes de causalidade de Granger Modificado (Tabela 7).

Tabela 6. Teste de causalidade de Granger (1969): Grão de soja

	Teste de Granger					
Direção do efeito	Defasagens selecionadas	Valor do teste	Probabilidade (p valor)	Conclusão ¹		
g _chicago $\rightarrow g$ _fob	1	17,884	0,000	Sim		
$g_fob \rightarrow g_chicago$	1	15,271	0,000	Sim		
$g_{fob} \rightarrow g_{ip}$	2	83,002	0,000	Sim		
$g_i p \rightarrow g_f ob$	2	5,725	0,003	Sim		
$g_i p \rightarrow g_n prlo$	2	44,344	0,000	Sim		
$g_nprlo \rightarrow g_ip$	2	50,359	0,000	Sim		
g_ip → g_oprlo	1	44,107	0,000	Sim		
$g_{oprlo} \rightarrow g_{ip}$	1	121,540	0,000	Sim		
g_ ip → g_pfrslo	1	82,026	0,000	Sim		
$g_pfrslo \rightarrow g_ip$	1	57,025	0,000	Sim		
g_ ip → g_rvgolo	2	51,931	0,000	Sim		
$g_rvgolo \rightarrow g_ip$	2	10,360	0,000	Sim		
$g_ip \rightarrow g_smtlo$	1	9,269	0,002	Sim		
$g_smtlo \rightarrow g_ip$	1	40,206	0,000	Sim		
g_nprlo → g_nprba	3	39,793	0,000	Sim		
g_nprba \rightarrow g_nprlo	3	48,005	0,000	Sim		
g_oprlo → g_oprba	1	109,410	0,000	Sim		
$g_oprbag \rightarrow g_oprlo$	1	46,406	0,000	Sim		
g_pfrslo → g_pfrsba	4	118,030	0,000	Sim		
$g_pfrsba \rightarrow g_pfrslo$	4	5,710	0,000	Sim		
g_rvgolo → g_rvgoba	3	12,394	0,000	Sim		
g_rvgoba → g_rvgolo	3	60,136	0,000	Sim		
g_smtlo → g_smtba	3	48,909	0,000	Sim		
g_smtba \rightarrow g_smtlo	3	8,666	0,000	Sim		

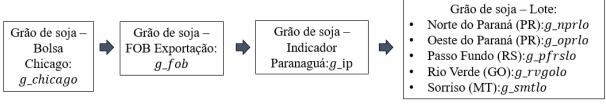
Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Tabela 7. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Grão de soja

	Teste de Granger modificado						
Direção do efeito	Defasagens selecionadas	Valor do teste	Probabilidade (p valor)	Conclusão			
g _chicago $\rightarrow g$ _fob	2	10,197	0,000	Sim			
$g_{-}fob \rightarrow g_{-}chicago$	2	8,202	0,000	Sim			
$g_fob \rightarrow g_ip$	3	70,052	0,000	Sim			
$g_ip \rightarrow g_fob$	3	4,929	0,002	Sim			
$g_ip \rightarrow g_nprlo$	3	32,607	0,000	Sim			
$g_nprlo \rightarrow g_ip$	3	38,377	0,000	Sim			
$g_ip \rightarrow g_oprlo$	2	23,881	0,000	Sim			
$g_{prlo} \rightarrow g_{pr}$ ip	2	72,015	0,000	Sim			
$g_ip \rightarrow g_pfrslo$	2	35,476	0,000	Sim			
$g_pfrslo \rightarrow g_ip$	2	49,765	0,000	Sim			
g_ ip → g_rvgolo	3	43,508	0,000	Sim			
$g_rvgolo \rightarrow g_ip$	3	8,661	0,000	Sim			
$g_ip \rightarrow g_smtlo$	2	25,634	0,000	Sim			
$g_smtlo \rightarrow g_ip$	2	27,776	0,000	Sim			
g_nprlo → g_nprba	4	34,399	0,000	Sim			
g_nprba → g_nprlo	4	36,570	0,000	Sim			
g_oprlo → g_oprba	2	120,470	0,000	Sim			
g_oprba → g_oprlo	2	23,997	0,000	Sim			
g_pfrslo → g_pfrsba	5	105,960	0,000	Sim			
g_pfrsba \rightarrow g_pfrslo	5	5,193	0,000	Sim			
g_rvgolo → g_rvgoba	4	17,408	0,000	Sim			
g_rvgoba → g_rvgolo	4	46,287	0,000	Sim			
$g_smtlo \rightarrow g_smtba$	4	52,306	0,000	Sim			
$g_smtba \rightarrow g_smtlo$	4	6,803	0,000	Sim			

Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Apesar da indicação de existência de causalidade entre todas as séries consideradas na análise, há uma relação que tem especial interesse para os agentes do mercado: quantificar os efeitos dos choques iniciados nos preços internacionais (cotações da bolsa de Chicago) sobre todos os demais, conforme apresentado na Figura 14. Conhecer de forma mais aprofundada esse mecanismo de transmissão que se baseia em *mark-up* inverso é de grande importância, pois os mencionados agentes, incluindo os produtores de grão, utilizam esse procedimento para suas análises prospectivas e definição de preços, sendo as cotações das bolsas de futuros disponibilizadas amplamente para a sociedade.



₽

Grão de soja - Balcão

- Norte do Paraná (PR):*g_nprba*
- Oeste do Paraná (PR):g_oprba
- Passo Fundo (RS):g_pfrsba
- Rio Verde (GO):g_rvgoba

Figura 14. Representação dos elos em que a transmissão de preço do grão de soja foi estimada

Assim, os modelos NARDL estimados para o grão de soja apresentam as seguintes configurações:

$$\Delta g_{-}ip_{t} = \mu + \rho g_{-}ip_{t} + \theta^{+}g_{-}fob_{t-1}^{+} + \theta^{-}g_{-}fob_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j}\Delta g_{-}ip_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+}\Delta g_{-}fob_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-}\Delta g_{-}fob_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
 (7)

$$\Delta g_nprlo_t = \mu + \rho g_nprlo_t + \theta^+ g_ip_{t-1}^+ + \theta^- g_ip_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta g_nprlo_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta g_ip_{i-1}^+ + \pi_i^- \Delta g_ip_{i-1}^-) + e_t$$
(8)

$$\Delta g_oprlo_{t} = \mu + \rho g_oprlo_{t} + \theta^{+}g_ip_{t-1}^{+} + \theta^{-}g_ip_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta g_oprlo_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta g_ip_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta g_ip_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
(9)

$$\Delta g_pfrslo_{t} = \mu + \rho g_pfrslo_{t} + \theta^{+}g_ip_{t-1}^{+} + \theta^{-}g_ip_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta g_pfrslo_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_{i}^{+} \Delta g_ip_{i-1}^{+} + \pi_{i}^{-} \Delta g_ip_{i-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(10)$$

$$\Delta g_rvgolo_{t} = \mu + \rho g_rvgolo_{t} + \theta^{+}g_ip_{t-1}^{+} + \theta^{-}g_ip_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta g_rvgolo_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta g_ip_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta g_ip_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(11)$$

$$\Delta g_smtlo_{t} = \mu + \rho g_smtlo_{t} + \theta^{+}g_ip_{t-1}^{+} + \theta^{-}g_ip_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta g_smtlo_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta g_ip_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta g_ip_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
(12)

$$\Delta g_nprba_{t} = \mu + \rho g_nprba_{t} + \theta^{+}g_nprlo_{t-1}^{+} + \theta^{-}g_nprlo_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta g_nprba_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta g_nprlo_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta g_nprlo_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
(13)

$$\Delta g_oprba_t = \mu + \rho g_oprba_t + \theta^+ g_oprlo_{t-1}^+ + \theta^- g_oprlo_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta g_oprba_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta g_oprlo_{j-1}^+ + \pi_j^- \Delta g_oprlo_{j-1}^-) + e_t$$
(14)

$$\Delta g_pfrsba_t = \mu + \rho g_pfrsba_t + \theta^+ g_pfrslo_{t-1}^+ + \theta^- g_pfrslo_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta g_pfrsba_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta g_pfrslo_{j-1}^+ + \pi_i^- \Delta g_pfrslo_{j-1}^-) + e_t$$

$$(15)$$

$$\Delta g_rvgoba_t = \mu + \rho g_rvgoba_t + \theta^+ g_rvgolo_{t-1}^+ + \theta^- g_rvgolo_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta g_rvgoba_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta g_rvgolo_{i-1}^+ + \pi_i^- \Delta g_rvgolo_{i-1}^-) + e_t$$

$$(16)$$

em que Δ representa as variáveis nas diferenças de primeira ordem, μ é o intercepto, ϱ é o coeficiente da cointegração, π é o coeficiente de curto prazo, θ é o coeficiente de longo prazo, e os sinais positivos e negativos sobrescritos referem-se às variações positivas e negativas acumuladas, respectivamente, sendo essa notação também aplicada aos parâmetros.

4.4.1.2. Farelo de soja

Os testes de raiz unitária DF-GLS para todas as séries preços do farelo de soja indicam não estacionárias em nível, como exposto na Tabela 8. E, ao realizar a primeira diferença nestas séries, verificouse, para os mesmos testes, que as séries se tornaram estacionárias (Tabela B – ANEXO). Assim, todas as séries foram tomadas como I(1).

Tabela 8. Resultados do teste de raiz unitária tipo DF-GLS para variáveis do preço do farelo de soja

	Componente	Nº de	Estatística	Valores	críticos ²	Resultado
Série	determinista	defasagens ¹	do teste	5%	1%	significância rejeição H ₀
n i Cli	tendência	12	-2,905	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1)*
Bolsa Chicago (f_chicago)	constante	13	-1,611	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(I_cincago)	Nenhum	15	0,148	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
EOD	tendência	16	-2,489	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
FOB (f_fob)	constante	5	-2,134	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1)*
(1_100)	Nenhum	16	-0,016	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
NI 1 D /	tendência	11	-2,585	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1)**
Norte do Paraná	constante	1	-1,475	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(f_npr)	Nenhum	11	-0,052	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
O 1 D /	tendência	7	-2,516	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
Oeste do Paraná	constante	0	-1,298	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(f_opr)	Nenhum	9	-0,072	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
D E 1	tendência	9	-2,659	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
Passo Fundo	constante	1	-1,606	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(f_pfrs)	Nenhum	9	-0,150	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
D' 17 1	tendência	27	-3,107	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1)*
Rio Verde	constante	2	-1,863	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(f_rvgo)	Nenhum	23	-0,226	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
<i>C</i> .	tendência	8	-2,759	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
Campinas	constante	1	-1,780	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(f_csp)	Nenhum	9	-0,165	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**

Notas: ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Como ocorreu no mercado da soja em grão, os testes de causalidade de Granger (1969) para o farelo de soja resultam em bicausalidade em todas as relações analisadas (Tabela 9), e os mesmos ocorreram com os testes de causalidade de Granger Modificado (Tabela 10).

Tabela 9. Teste de causalidade de Granger (1969): Farelo de soja

	Teste de Granger					
Direção do efeito	Defasagens selecionadas	Valor do teste	Probabilidade (p valor)	Conclusão ¹		
f_chicagof_ → fob	1	15,129	0,000	Sim		
$f_{-}fob \rightarrow f_{-}chicago$	1	11,744	0,001	Sim		
$f_{fob} \rightarrow f_{csp}$	4	36,38	0,000	Sim		
$f_{csp} \rightarrow f_{fob}$	4	2,608	0,034	Sim		
$f_fob \rightarrow f_npr$	3	73,598	0,000	Sim		
$f_npr \rightarrow f_fob$	3	4,393	0,004	Sim		
$f_{-}fob \rightarrow fopr$	4	53,274	0,000	Sim		
$f_{opr} \rightarrow f_{fob}$	4	2,388	0,049	Sim		
$f_fob \rightarrow f_pfrs$	5	29,021	0,000	Sim		
$f_pfrs \rightarrow f_fob$	5	1,928	0,087	Sim		
$f_{fob} \rightarrow f_{rvgo}$	5	23,648	0,000	Sim		
$f_{rvgo} \rightarrow f_{fob}$	5	4,025	0,001	Sim		

Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Tabela 10. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Farelo de soja

	Teste de Granger modificado					
Direção do efeito	Defasagens selecionadas	Valor do teste	Probabilidade (p valor)	Conclusão ¹		
f _chicago $\rightarrow f$ _fob	2	11,066	0,000	Sim		
$f_{-}fob \rightarrow f_{-}chicago$	2	8,8081	0,000	Sim		
$f_{fob} \rightarrow f_{csp}$	5	41,73	0,000	Sim		
$f_{csp} \rightarrow f_{fob}$	5	2,709	0,019	Sim		
$f_{fob} \rightarrow f_{npr}$	4	78,193	0,000	Sim		
$f_npr \rightarrow f_fob$	4	3,638	0,006	Sim		
$f_{-}fob \rightarrow fopr$	5	53,789	0,000	Sim		
$f_{opr} \rightarrow f_{fob}$	5	2,199	0,052	Sim		
$f_{-}fob \rightarrow f_{-}pfrs$	6	37,519	0,000	Sim		
$f_pfrs \rightarrow f_fob$	6	2,190	0,041	Sim		
$f_{fob} \rightarrow f_{rvgo}$	6	25,666	0,000	Sim		
$f_rvgo \rightarrow f_fob$	6	3,580	0,002	Sim		

Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Na definição das relações no mercado de farelo analisadas, utilizou-se apenas o sentido do preço de Chicago para o preço atacado de determinada região brasileira, como indicado na Figura 15, considerando o que já foi discutido no caso do grão.

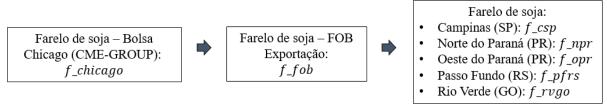


Figura 15. Representação dos elos em que a transmissão de preço do farelo de soja foi estimada

Desse modo, os modelos NARDL estimados para o farelo de soja são:

$$\Delta f_{-}fob_{t} = \mu + \rho f_{-}fob_{t} + \theta^{+}f_{-}chicago_{t-1}^{+} + \theta^{-}f_{-}chicago_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j}\Delta f_{-}fob_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta f_{-}chicago_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta f_{-}chicago_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
(17)

$$\Delta f_npr_t = \mu + \rho f_npr_t + \theta^+ f_fob_{t-1}^+ + \theta^- f_fob_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta f_npr_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta f_fob_{j-1}^+ + \pi_j^- \Delta f_fob_{j-1}^-) + e_t$$
(18)

$$\Delta f_opr_t = \mu + \rho f_opr_t + \theta^+ f_fob_{t-1}^+ + \theta^- f_fob_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta f_opr_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta f_fob_{j-1}^+ + \pi_i^- \Delta f_fob_{j-1}^-) + e_t$$
(19)

$$\Delta f_{-}pfrs_{t} = \mu + \rho f_{-}pfrs_{t} + \theta^{+}f_{-}fob_{t-1}^{+} + \theta^{-}f_{-}fob_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j}\Delta f_{-}pfrs_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta f_{-}fob_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta f_{-}fob_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(20)$$

$$\Delta f_rvgo_t = \mu + \rho f_rvgo_t + \theta^+ f_fob_{t-1}^+ + \theta^- f_fob_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta f_rvgo_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta f_fob_{j-1}^+ + \pi_j^- \Delta f_fob_{j-1}^-) + e_t$$
(21)

$$\Delta f_csp_t = \mu + \rho f_csp_t + \theta^+ f_fob_{t-1}^+ + \theta^- f_fob_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta f_csp_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta f_fob_{j-1}^+ + \pi_j^- \Delta f_fob_{j-1}^-) + e_t$$
(22)

onde Δ representa a variável nas diferenças de primeira ordem, μ é o intercepto, ϱ é o coeficiente da cointegração, π é o coeficiente de curto prazo, θ é o coeficiente de longo prazo, e os sinais positivos e negativos sobrescritos referem-se às variações positivas e negativas acumuladas, respectivamente, sendo essa notação também aplicada aos parâmetros.

4.4.1.3. Óleo de soja

Os testes de raiz unitária dos preços do óleo soja indicam séries não estacionárias em nível (Tabela 11). Ao realizar a primeira diferença nas séries, todas apresentaram-se estacionárias, ou seja, séries I(1).

Tabela 11. Resultados do teste de raiz unitária tipo DF-GLS para variáveis do preço do óleo de soja

	Componente	Nº de	Estatística	Valores c	ríticos ²	Resultado	
Série	determinista	defasagens ¹	do teste	5%	1%	significância rejeição H₀	
D 1 G1:	Tendência	4	-2,428	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
Bolsa Chicago (o_chicago)	Constante	27	-1,795	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(o_cincago)	Nenhum	3	0,052	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
EGD	Tendência	7	-2,493	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
FOB (o_fob)	Constante	27	-1,817	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
(0_100)	Nenhum	4	0,054	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	
São Paulo (o_sp)	Tendência	9	-2,365	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **	
	Constante	2	-1,182	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **	
	Nenhum	11	-0,128	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**	

Notas: ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Os testes de causalidade de Granger mostram que há relação de bicausalidade entre os preços de Chicago e FOB (Tabela 12), diferentemente do resultado obtido entre o preço FOB e do atacado de São Paulo, sendo encontrada apenas relação causal do primeiro para o segundo, isto é, o preço FOB causa o

preço atacado de São Paulo. Uma possível explicação para esse último resultado, é que a comercialização do óleo de soja é mais focada no atendimento da demanda do mercado interno. Assim, mesmo que o preço interno do óleo sofra influência do mercado internacional, as variações do preço do atacado de São Paulo não ifluenciam o preço internacional, dadas as baixas quantidades exportadas.

Com relação ao teste de causalidade de Granger modificado todas as relações apresentaram-se bicausais (Tabela 13).

Tabela 12. Teste de causalidade de Granger (1969): Óleo de soja

	Teste de Granger					
Direção do efeito	Defasafens selecionadas	Valor do teste	Probabilidade (p valor)	Conclusão ¹		
o_chicago → o_fob	1	31,084	0,000	Sim		
$o_fob \rightarrow o_chicago$	1	3,911	0,048	Sim		
$o_fob \rightarrow o_sp$	4	38,980	0,000	Sim		
$o_sp \rightarrow o_fob$	4	0,866	0,483	Sim		

Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Tabela 13. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Óleo de soja

	Teste de Granger Modificado							
Direção do efeito	defasagens selecionadas	Valor do teste	Probabilidade (p valor)	Conclusão ¹				
o _chicago \rightarrow o _fob	2	16,197	0,000	Sim				
$o_fob \rightarrow o_chicago$	2	4,826	0,008	Sim				
$o_fob \rightarrow o_sp$	5	38,433	0,000	Sim				
$o_sp \rightarrow o_fob$	5	3,573	0,003	Sim				

Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Da mesma forma que no caso do grão e do farelo, analisou-se a transmissão de preço do óleo de Chicago para o nacional, como representado na Figura 16, embora se tenha como hipótese que o preço internacional tenha menos influencia que no doméstico do que no caso da soja e do farelo.

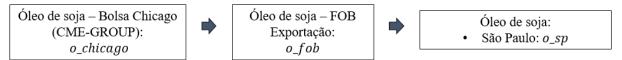


Figura 16. Representação dos elos em que a transmissão de preço do óleo de soja foi estimada

Em vista disso, os modelos NARDL estimados para o óleo de soja são:

$$\Delta o_fob_t = \mu + \rho o_fob_t + \theta^+ o_chicago_{t-1}^+ + \theta^- o_chicago_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta o_fob_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta o_chicago_{j-1}^+ + \pi_j^- \Delta o_chicago_{j-1}^-) + e_t$$

$$(23)$$

$$\Delta o_sp_t = \mu + \rho o_sp_t + \theta^+ f_fob_{t-1}^+ + \theta^- f_fob_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta o_sp_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta f_fob_{j-1}^+ + \pi_j^- \Delta f_fob_{j-1}^-) + e_t$$
 (24)

em que Δ representa a variável nas diferenças de primeira, μ é o intercepto, ϱ é o coeficiente da cointegração, π é o coeficiente de curto prazo, θ é o coeficiente de longo prazo, e os sinais positivos e negativos sobrescritos referem-se às variações positivas e negativas acumuladas, respectivamente, sendo essa notação também aplicada aos parâmetros.

4.4.2. Estimação dos modelos

4.4.2.1. Grão de soja

No estudo considerou-se, para cada modelo, o método *Stepwise* para a definição das defasagens das variáveis. Esse método consiste em selecionar as defasagens que mais influenciam a variável dependente, omitindo aquelas cujos coeficientes estimados apresentam-se não significativos até o nível de 10% de probabilidade. A indicação do número máximo de defasagem considerado foi de 15, como empregado por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014).

Os resultados do teste de assimetria entre as cotações na bolsa de Chicago explicando os preços no porto do Brasil (preço FOB) mostram a rejeição da hipótese nula de simetria no curto prazo (H_0 : $\Sigma \pi^+ = \Sigma \pi^-$), conforme se verifica na Tabela 14. Os choques positivos foram transmitidos com maior intensidade do que os choque negativos. Segundo os resultados da Tabela 15, a variação positiva de 1% no preço da bolsa de Chicago causa um aumento em 1,089% no preço FOB, enquanto a variação negativa de 1% reduz o preço FOB em 0,715%.

O teste de assimetria de longo prazo também apresentou resultados que permitem rejeitar a hipótese nula, isto é, de simetria. Nesse contexto, o preço FOB apresentou maior resposta diante do choque positivo do que de choque negativo no preço da bolsa de Chicago.

Na análise de assimetria de transmissão de preços do preço "fora do navio", representado pelo Indicador Paranaguá, que é referência para os demais portos brasileiros, observou-se movimentos simétricos frente à variação do preço FOB, tanto no curto como no longo prazo (Tabela 14). Ou seja, as respostas do preço no Indicador Paranaguá não apresentam diferença em magnitude de efeitos de choques positivos e negativos no preço FOB, a menos que se estenda o nível de significância para 15% de probabilidade.

F-PSS

t-BDM

Tabela 14. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do grão de soja: Chicago para FOB e FOB para Indicador Paranaguá

	$g_{fob} = f(g)$	_chicago)	$g_{ip} = f(g_{b})$		
Teste	Valor	Prob. (p valor)	Valor	Prob. (p valor)	
R2	0,406		0,186		
Assimetria de curto prazo	17,270	0,000	2,367	0,124	
Assimetria de longo prazo	8,203	0,004	2,081	0,149	

9,557

-5,306

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância são de -3,53 para k=2 e de -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS*, os valores críticos são 4,85 e 5,73 para k=2 e de -3,22 para k=1, respectivamente, onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

13,283

-6,302

Tabela 15. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Chicago para FOB e FOB para Indicador Paranaguá

0				
$g_{fob} = f(g_{chicago})$		g_ ip= f (g_fob)		
Variável	Coef.	Variável	Coef.	
β^+	0,785	β^+	1,096	
eta^-	0,778	eta^-	1,098	
$\Sigma\pi^+$	1,089	$\Sigma\pi^+$	0,693	
$\Sigma\pi^-$	0,715	$\Sigma\pi^-$	0,581	

Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma \pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

Os resultados do teste de cointegração das séries, para os dois modelos, equações (6) e (7), apresentam-se semelhantes. O teste *t-BDM* indica rejeição da hipótese nula em ambos os modelos, concluindo-se, portanto, que há relação de longo prazo estável entre as variáveis. A hipótese nula de que todos os parâmetros são iguais a zero (teste *F-PSS*), ou seja, $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$, também é rejeitada, nos dois casos.

Na Tabela E do ANEXO, encontram-se todos parâmetros estimados das equações (6) e (7). Com base nas Figuras 17 e 18, respectivamente, é possível analisar a dinâmica dessas equações, construindo-se, a partir do método *bootstrap*, uma estatística não paramétrica que cria amostras através dos resíduos e dos coeficientes estimados do modelo, utilizando os valores iniciais das variáveis explicativas para a apresentação gráfica (SHIN; YU; GREENWOOD-NIMMO, 2014).

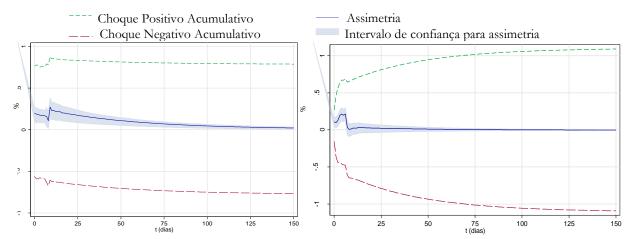


Figura 17. Choque sobre o modelo preço do grão de soja FOB decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja na bolsa de Chicago

Figura 18. Choque sobre o modelo preço do grão de soja do Indicador Paranaguá decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja FOB

Nota: intervalo de confiança de 90% de bootstrap baseado em 100 repetições

Através da Figura 17, visualiza-se a reação do preço do grão de soja FOB para um choque de 1% positivo e negativo no preço do grão de soja em Chicago no período zero, dia da ocorrência do choque. Contemporaneamente, o preço FOB reage a alteração do preço de Chicago rapidamente, se estabilizando em um platô. O choque positivo é sentido com maior intensidade quando comparado ao choque negativo, em todo período, até a estabilização dos efeitos, possibilitando classificar o comportamento como ATP positiva. Conclui-se, aqui, que a resposta do choque positivo, além de maior, é mais rápida que a do choque negativo, ou seja, o preço FOB apresenta convergência ao equilíbrio mais rápida em resposta ao choque positivo, por volta do 30° dia, do que a resposta ao choque negativo, que se deu após 75 dia. Em ambos os casos, as respostas acumuladas apresentam variação menor que 1%, não havendo, portanto, repasse integral dos choques do preço de Chicago para o FOB no Brasil.

Na Figura 18 apresentam-se as respostas acumuladas do preço do grão fora do navio, Indicador Paranaguá, para um choque no preço FOB. Diferentemente do constatado no caso de choque no preço em Chicago e respostas no FOB, as respostas do preço do Indicador Paranaguá atingiram maiores valores em relação a choque no preço FOB, sendo a elasticidade de transmissão maior que 1 (Tabela 15).

No momento inicial, o efeito causado pelo choque é de aproximadamente 0,2%, tanto para o choque positivo quanto para o choque negativo, o que ratifica o resultado da simetria de curto prazo. Apesar disso, contata-se assimetria positiva prevalecendo em curto período, nos primeiros dias pós-choque.

A análise de transmissão de preços seguinte é a do preço do Indicador Paranaguá para o mercado de lote das diferentes regiões consideradas, ou seja, Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS), Rio Verde (GO) e Sorriso (MT).

Os resultados do teste de assimetria de transmissão de preços (curto prazo) do Indicador Paranaguá para os preços nas diferentes regiões consideradas no estudo indicam, para todos os casos, a rejeição da hipótese nula de simetria (Tabela 16), com os efeitos dos choques positivos mais intensos do

que os dos choques negativos. Conforme o resultado da Tabela 17, uma variação positiva de 1% no preço do Indicador Paranaguá sobre o preço do lote no Norte do Paraná e sobre Sorriso tiveram efeito de 1,058%, nos dois casos, sendo as maiores variações positivas. E a menor variação positiva foi sobre o preço do lote em Passo Fundo (RS), 0,695%. Já no caso dos repasses das variações negativas do Indicador Paranaguá, a região Norte do Paraná foi a que presentou a maior redução, 0,744%; a região que apresentou a menor redução foi a de Passo Fundo (RS), 0,361%.

Na Tabela F do ANEXO encontram-se todos os parâmetros estimados das equações (8) à (12).

Tabela 16. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do grão de soja: Indicador

Paranaguá e Lote em diferentes regiões

Teste		orlo = _ip)	$\frac{g_{\text{oprlo}} = f(g_{\text{ip}})}{g_{\text{oprlo}}}$			$g_pfrslo = f(g_ip)$		$g_{rvgolo} = f(g_{ip})$		$g_smtlo = f(g_ip)$	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	
R2	0,258		0,247		0,206		0,144		0,139		
Assimetria de curto prazo	12,460	0,000	20,270	0,000	25,900	0,000	16,610	0,000	35,970	0,000	
Assimetria de longo prazo	1,314	0,252	0,125	0,723	0,219	0,640	0,024	0,878	1,810	0,179	
F-PSS t-BDM	9,511 -5,231		6,855 -4,357		12,942 -6,175		10,313 -5,522		5,772 -3,929		

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância é -3,53 para k=2 e -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS* os valores críticos respectivos são 4,85 e 5,73. Onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 17. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Indicador Paranaguá e Lote em diferentes regiões

g_nprl (g_i		g_oprlo = f (g_ip)		$g_{p} = g_{p} = f(g_{p})$		g_rvgolo =f (g_ip)		$g_smtlo = f(g_ip)$	
Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.
β^+	1,035	β^+	1,029	β^+	0,944	β^+	1,048	β^+	1,000
eta^-	1,038	eta^-	1,030	eta^-	0,945	eta^-	1,048	eta^-	0,991
$\sum \pi^+$	1,058	$\sum \pi^+$	0,763	$\sum \pi^+$	0,695	$\sum \pi^+$	0,884	$\sum \pi^+$	1,058
$\Sigma \pi^-$	0,744	$\Sigma \pi^-$	0,494	$\sum \pi^-$	0,361	$\sum \pi^-$	0,489	$\sum \pi^-$	0,456

Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma \pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

O teste de cointegração das séries das equações (8) à (12) mostram-se semelhantes (Tabela 16). Para esses modelos, ao rejeitar a hipótese nula (H_0 : $\rho = 0$) do teste t-BDM. Conclui-se que todas as relações de longo prazo são estáveis, F-PSS indicou parâmetros não nulos para o modelo, ou seja, rejeição da hipótese H_0 : $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$.

E com relação ao teste de assimetria de longo prazo, equações (8) a (12), não se rejeita a hipótese nula de simetria para todos os modelos.

Ao analisar as funções impulso-resposta, representadas nas Figuras 19 a 23, observa-se que os efeitos de um choque de 1% no Indicador Paranaguá são semelhantes nas diferentes regiões consideradas. Dado um choque inicial no Indicador Paranaguá, as respostas de todos os preços dos lotes ocorrem contemporaneamente (sendo a assimetria positiva) e ela tende a se reduzir com o decorrer do tempo, quando

o sistema converge ao para o equilíbrio.

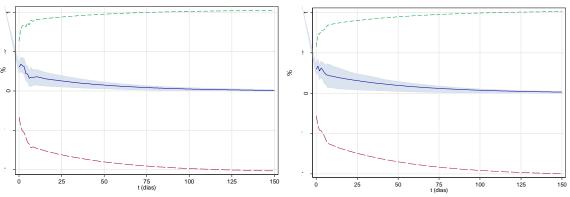


Figura 19. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no Norte do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá

Figura 20. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no Oeste do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá

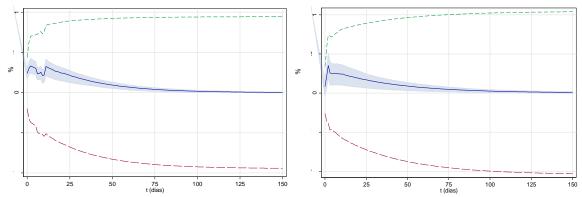


Figura 21. Choque sobre o modelo preço do grão de soja em Passo Fundo (RS) decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá

Figura 22. Choque sobre o modelo preço do grão de soja em Rio Verde (GO) decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá

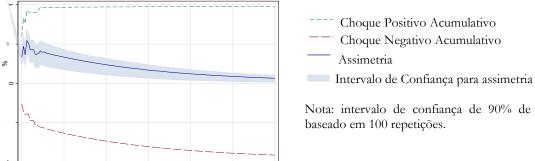


Figura 23. Choque sobre o modelo preço do grão de soja em Sorriso (MT) decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja do Indicador Paranaguá

75 t (dias)

Nota: intervalo de confiança de 90% de bootstrap baseado em 100 repetições.

E a última seção analisada na cadeia da soja em grão foi a transmissão de preço do grão de soja do lote para o de balcão nas regiões Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO).

Ao analisar os resultados dos testes de assimetria de curto prazo (Tabela 18) considerando a direção da transmissão de lote para balcão, observa-se que não houve diferenças significativas entre as respostas dos choques positivos e negativos, com exceção da região Oeste do Paraná.

No Oeste do Paraná, uma variação positiva de 1% no preço do lote tem efeito de 1,028% no preço do balcão. Essa intensidade de variação foi maior, estatisticamente, ao comparar com o choque negativo, cuja variação sobre o preço balcão resultou em redução de 0,894% (Tabela 19).

Os resultados do teste de cointegração das séries consideradas nas equações (13) a (16), mostramse semelhantes (Tabela 18). Com o teste *t-BDM* rejeitando a hipótese nula em todos os casos, conclui-se que que as relações de longo prazo são estáveis. De outro lado, o *F-PSS* indicou parâmetros não nulos para o modelo.

Com relação aos resultados do teste de assimetria de longo prazo (Tabela 18), para o Norte do Paraná e para o Oeste do Paraná os resultados foram significativos, ou seja, constatou-se que o efeito, no preço do balcão, de um choque no preço do lote é diferente no caso de o choque ser positivo ou negativo. Resultado esse, não significativo para as regiões de Passo Fundo (RS) e Rio Verde (GO), em que não houve diferença entre as respostas dos choques positivo e negativo

Tabela 18. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do grão de soja: Balcão e Lote

Teste	g_nprba = f (g_nprlo)		g_oprba = f (g_oprlo)		g_pfrsba = f (g_pfrslo)		g_rvgoba = f (g_rvgolo)	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.
R2	0,406		0,484		0,509		0,166	
Assimetria de curto prazo	0,060	0,807	3,350	0,067	0,820	0,365	1,415	0,234
Assimetria de longo prazo	7,518	0,006	3,171	0,075	0,060	0,807	0,010	0,921
F-PSS	16,955		12,622		12,857		10,105	
t-BDM	-7,125		-6,116		-6,172		-5,492	

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância é -3,53 para k=2 e -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS* os valores críticos respectivos são 4,85 e 5,73. Onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 19. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Balcão e Lote

$g_nprba = f$	(g_nprlo)	$g_{oprba} = f(g_{oprlo})$		$g_pfrsba = f$	(g_pfrslo)	$g_rvgoba = f(g_rvgolo)$		
Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	
β^+	0,947	β^+	0,926	β^+	1,008	β^+	0,919	
eta^-	0,944	eta^-	0,923	eta^-	1,008	eta^-	0,919	
$\Sigma \pi^+$	0,886	$\Sigma \pi^+$	1,028	$\sum \pi^+$	1,680	$\Sigma \pi^+$	0,561	
$\Sigma\pi^-$	0,868	$\Sigma\pi^-$	0,894	$\Sigma \pi^-$	1,591	$\Sigma\pi^-$	0,481	

Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; letra L denota série em logaritmo; letra D denota séries tomadas na diferença; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma\pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

A análise dos gráficos das funções impulso-resposta, Figuras 24 a 27, mostrou que nas regiões Norte do Paraná, Oeste do Paraná e em Passo Fundo (RS), os preços no balcão tendem ao equilíbrio rapidamente (poucos dias) após um choque positivo e ou negativo de 1% no preço do lote, diferentemente da região Rio Verde (GO), onde a convergência da variação do preço no balcão ocorre em período superior ao 70° dia, para os choques positivo e negativo do preço do lote.

Na Tabela G – ANEXO, encontra-se todos os parâmetros estimando das equações (13) à (16).

Os modelos envolvendo os preços do grão de soja apresentaram conformidade com as exigências econométricas no que diz respeito à ausência de autocorrelação dos resíduos, Tabela H - ANEXO.

Em síntese, pode-se verificar que as variações de preços em todos os elos à montante foram sentidas velozmente nos elos à jusante da cadeia de grão de soja, fato constatado pelo uso dos dados diários. Houve alteração contemporânea em todos os preços dos elos seguintes ao que recebeu o choque. Como já citado por outros autores, essa rápida resposta está atrelada à dinâmica com que as informações são propagadas, como exemplo, pode-se acompanhar as cotações de preços da bolsa de Chicago em tempo real através do site do Grupo *Chicago Mercantile Exchange* – CME e de outros que repassam rapidamente essas informações.

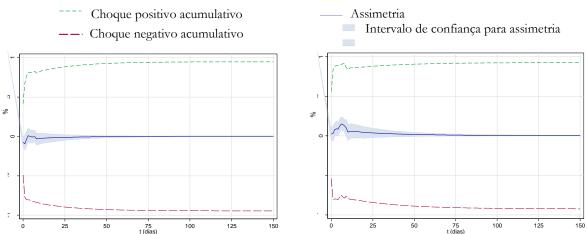


Figura 24. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Na região Norte do Paraná

Figura 25. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Na região Oeste do Paraná

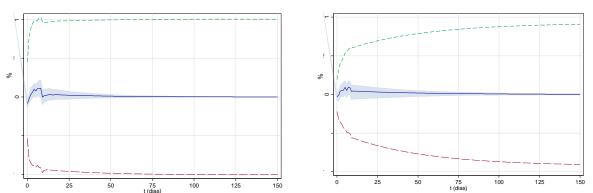


Figura 26. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Em Passo Fundo (RS)

Figura 27. Choque sobre o modelo preço do grão de soja no balcão decorrente da variação de 1% no preço do grão de soja no lote – Em Rio Verde (GO)

Nota: intervalo de confiança de 90% de bootstrap baseado em 100 repetições.

Ademais, foram observadas assimetrias de transmissão de preços positivas no repasse de preços de curto prazo entre o preço de Chicago para o FOB, e entre o Indicador Paranaguá para o preço lote de todas as regiões estudadas. Enquanto que para o preço aos produtores não apresentou assimetria diante das variações no preço do lote, ou seja, o preço no balcão responde na mesma intensidade para altas e para baixas.

Uma justificativa plausível para assimetria positiva diz respeito à possibilidade de armazenamento do grão de soja. Quando há redução de preços dessa leguminosa, indicada pelo preço em Paranaguá, o mercado de lote tende a estocar produto na expectativa de preços futuros mais altos, o que impede uma redução brusca do preço. Vale mencionar que o produtor tem pouca ou nenhuma capacidade de armazenamento e, por isso, não pode se valer de restrição de oferta.

Assim, considera-se que há casos em que a expectativa de preços dos agentes de mercado pode ser determinante, em algum nível, de assimetria positiva. Aguiar e Barros (1991) encontratam assimetria positiva relacionando preços do grão de soja na década de 80, quando a inflação era alta. Os autores mencionaram que com a alta constante do preço nominal, os agentes tinham as reduções de preços como algo momentânea, enquanto o aumento de preços era esperado, o que provocava maior resposta ao choque positivo.

Outra possível causa está relacionada com a alta dos preços no mercado internacional, geralmente, ocasionada pela quebra de safra de alguns importantes *players* desse mercado. Na expectativa de preços maiores num futuro próximo, os agentes aumentam as compra para garantir o produto físico e/ou manter os contratos.

Essa última relação foi verificada por Nakajima (2011), ao estudar a influência da quantidade ofertada de soja mundialmente sobre a assimetria de preços. O autor analisou a resposta do preço de exportação de soja frente ao choque no preço doméstico (EUA); a assimetria positiva encontrada passou a negativa quando a participação da Argentina e do Brasil na oferta internacional do grão soja aumentou.

4.4.2.2. Farelo de soja

A primeira análise de transmissão dos preços do mercado do farelo de soja foi do preço da Bolsa de Chicago para o preço FOB. Na Tabela 20, observa-se que a hipótese nula de simetria de curto prazo foi rejeitada, indicando diferença de magnitude nas respostas de choques positivos e negativos. Os choques positivos apresentam maior intensidade de transmissão do que os choques negativos. Em números, a variação positiva de 1% no preço da Bolsa de Chicago resulta em um aumento de 1,092% sobre o preço FOB, enquanto a variação negativa de 1% no preço da Bolsa reduz o preço FOB em 0,598%, diferentemente desse caso, observa-se simetria de longo prazo (Tabela 21).

A análise de cointegração, cujos resultados são apresentados na Tabela 20, mostra que a relação de longo prazo é estável (teste *t-BDM* apontando a rejeição da hipótese nula). Através do teste *F-PSS*, observa-se que os parâmetros do modelo são não nulos (rejeitação da hipótese nula.)

O próximo segmento de transmissão de preços do farelo estudado foi entre o preço FOB para as diferentes regiões brasileiras, Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo (RS), Rio Verde (GO) e Campinas (SP).

Os resultados dos testes de assimetria de curto prazo indicaram não haver assimetria de repasse do preço FOB para as regiões do Campinas (SP), Oeste do Paraná e Rio Verde (GO), ou seja, choques positivos e negativos do preço FOB sobre os preços locais não diferem (Tabela 20).

Dentre as regiões, somente Norte do Paraná e Passo Fundo (RS) apresentaram assimetria de curto prazo. Os resultados indicam que o choque positivo no preço FOB de 1% aumenta em 0,633% e 0,454% o preço do atacado no Norte do Paraná e Passo Fundo, respectivamente. Essa variação é estatisticamente diferente quando aplicado um choque negativo de 1%, quando a variação é de 0,515% e 0,234% no Norte do Paraná e Passo Fundo, respectivamente.

Ademais, segundo Tabela 20, os resultados do teste de assimetria de longo prazo indicam haver simetria de transmissão do preço FOB apenas nas regiões do Norte do Paraná e Oeste do Paraná, não ocorrendo simetria na transmissão do preço FOB para a região Passo Fundo (RS), Rio Verde (GO) e Campinas (SP). Para essas três ultimas regiões, o choque negativo no preço FOB faz com que os preços locais variem com mais intensidade do que no caso de choque positivo (Tabela 21).

Ao considerar a análise de cointegração desse último elo, Tabela 20, em todas as regiões o teste *t-BDM* indicou relação de longo prazo estável, dado a rejeição da hipótese nula. Os resultados do teste *F-PSS* apontam para a rejeição da hipótese nula, indicando com que os parâmetros são não nulos.

Tabela 20. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do farelo de soja: FOB para

diferentes regiões

Teste	f_fol f (f_chi		f_cs f (f_t	•	f_np f (f_		f_op f (f_i		f_pfr f (f_f		f_rvg f (f_f	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.
R2	0,394		0,137		0,171		0,203		0,153		0,134	
Assimetria de curto prazo	49,560	0,000	0,020	0,888	3,244	0,072	0,248	0,619	4,577	0,032	0,616	0,433
Assimetria de longo prazo	0,943	0,332	14,790	0,000	1,176	0,278	0,411	0,521	10,710	0,001	24,580	0,000
F-PSS	12,481		17,837		16,706		12,300		28,125		16,369	
t-BDM	-5,937		-7,264		-7,033		-6,040		-9,117		-6,993	

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância é -3,53 para k=2 e -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS* os valores críticos respectivos são 4,85 e 5,73. Onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 21. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do farelo de soja: Chicago para FOB e FOB para diferentes regiões

f_fob f (f_chic		f_csp f (f_fe		f_npr f (f_fc		f_opr		f_pfrs f (f_fc		f_rvg f (f_fe	
Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.
β^+	0,981	β^+	0,986	β^+	1,108	β^+	1,140	β^+	1,046	β^+	1,086
β^-	0,984	β^-	0,992	β^-	1,110	β^-	1,142	β^-	1,050	β^-	1,094
$\sum \pi^+$	1,073	$\sum \pi^+$	0,567	$\sum \pi^+$	0,633	$\sum \pi^+$	0,636	$\sum \pi^+$	0,454	$\sum \pi^+$	0,834
$\Sigma\pi^-$	0,549	$\Sigma \pi^-$	0,579	$\Sigma \pi^-$	0,515	$\Sigma \pi^-$	0,604	$\Sigma \pi^-$	0,234	$\Sigma \pi^-$	0,745

Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma \pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

As funções de impulso-resposta entre os elos estudados encontram-se representadas graficamente nas Figuras (28) a (33).

A Figura 28 mostra as respostas acumulados do preço FOB do farelo diante do choque positivo e negativo de 1% no preço do farelo em Chicago. Nota-se a resposta imediata de ambos os choques, no entanto a resposta do preço FOB diante do choque positivo do preço em Chicago apresentou maior intensidade e de modo mais rápida do que o choque negativo, podendo-o classificar como ATP positiva. Essa assimetria se reduz a medida com que o sistema converge para o equilíbrio.

E as funções impulso-resposta do preço FOB para as diferentes regiões apresentam dinâmica semelhantes, como pode ser observada graficamente através das Figuras 29 a 33. Os choques positivos e negativos no preço FOB são transmitidos de maneira gradual para os preços regionais, sendo que tempo imediato ao choque quase não há repasse da variação do preço. Apenas por volta do 15º dia pós-choque inicial ocorre a totalidade da transmissão de preços. Nota-se, também, que a resposta de todas as regiões, a exceção de Campinas, ultrapassaram 1%, ou seja, elasticidade de transmissão de preço maior que 1.

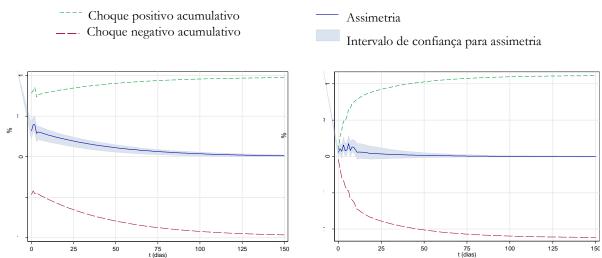


Figura 28. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja FOB decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja na bolsa de Chicago

Figura 29. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja no Norte do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB

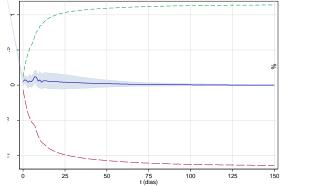


Figura 30. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja no Oeste do Paraná decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB

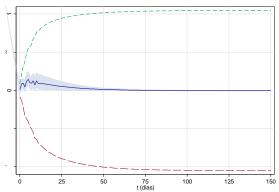


Figura 31. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja em Passo Fundo (RS) decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB

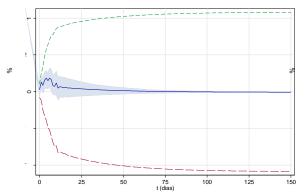


Figura 32. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja em Rio Verde (GO) decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB

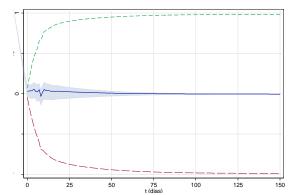


Figura 33. Choque sobre o modelo preço do farelo de soja em Campinas (SP) decorrente da variação de 1% no preço do farelo de soja FOB

Nota: intervalo de confiança de 90% de bootstrap baseado em 100 repetições.

Os testes de diagnóstico envolvendo os preços do farelo de soja, equação (17) à (22), apresentamse concordarem com as premissas de séries temporais referente a ausência de autocorrelação dos erros, Tabela J – ANEXO. Na Tabela I – ANEXO, encontra-se todos os coeficientes estimadores das equações (17) e (22).

Semelhante ao grão de soja, o preço do farelo de soja formulada na bolsa de Chicago foi transmitido para o preço FOB de forma assimetricamente positiva. Como o Brasil exporta metade da produção de farelo de soja era esperado o resultado. Logo, as possíveis razões para ATP positiva podem estar relacionadas, tal como o grão de soja, com a quantidade ofertada mundialmente e manutenção de contratos.

Além de que, quando ocorre choque negativo dos preços internacionais, o preço FOB não varia muito, uma vez que a demanda interna amortece a queda de preços. Isso proporciona com o preço externo, apesar de influenciar o preço interno, seja sentida de forma gradual no mercado doméstico, como pode ser observado nos gráficos das respostas do preço do atacado (lote) das diferentes regiões. Nota-se, no momento do choque, tanto positivo como negativo, não se observa variação na variável resposta.

Ademais, as respostas dos choques foram maiores que 1% ao convergirem para o equilíbrio, a exceção de Campinas (SP). A variação do preço do farelo, assim como do óleo de soja estão atrelados ao preço do grão de soja. Nos momentos em que ocorre variação do preço da soja, altera também a quantidade destinada para o processamento, causando com que os preços dos derivados internamente variem mais, ou seja, elasticidade de transmissão maior que 1, por ser mais competitivo para o país comercializar na forma de grão do que processar.

4.4.2.3. Óleo de soja

A primeira relação de transmissão de preços estudada no caso do mercado de óleo de soja foi entre o preço na bolsa de Chicago e o preço do produto no navio – preço FOB (equação 23), da mesma forma que no caso do grão e farelo de soja. Nesse elo, os resultados apontam a presença de assimetria de curto prazo (Tabela 22). Observa-se que um choque positivo no preço de Chicago causou menor variação, em termos de intensidade, sobre o preço FOB, do que o choque negativo (Tabela 23). Em valores, o aumento de 1% no preço de Chicago provoca uma variação positiva de 1,068% no FOB, enquanto a redução de 1% no preço de Chicago resulta na variação negativa de 1,199%. A relação de longo prazo entre esses elos não foi assimetria.

Outra relação da cadeia analisada foi a do preço FOB e do preço do atacado (equação 24). Os resultados do teste de assimetria de curto e longo prazos indicam a não significância ao nível de 10% (Tabela 22), não havendo, assim, diferença na magnitude da variação das respostas aos choques positivos e negativos (Tabela 23).

Com relação aos resultados dos testes de cointegração, tanto no caso da transmissão do preço em Chicago para preço FOB, como no do preço FOB para o do atacado, observa-se relação de longo prazo, rejeitando-se a hipótese nula do teste *t-BDM*; o teste *F-PSS* indicou parâmetros não nulos para o modelo (Tabela 22).

Tabela 22. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados - Preços do óleo de soja: De Chicago para FOB e de FOB para São Paulo

Teste	$o_{fob} = f($	o_chicago)	$o_{sp} = f(o_{fob})$		
Teste	Valor	Prob.	Valor	Prob.	
R2	0,592		0,133		
Assimetria de curto prazo	2,941	0,086	0,758	0,384	
Assimetria de longo prazo	0,003	0,959	0,233	0,629	
F-PSS	7,814		9,198		
t-BDM	-4,429		-5,137		

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância é -3,53 para k=2 e -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS* os valores críticos respectivos são 4,85 e 5,73. Onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 23. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do óleo de soja: Chicago para FOB e FOB para São Paulo

$o_{fob} = f(o_{e}$	chicago)	$o_{sp} = f(o_{fob})$		
Variável	Coef.	Variável	Coef.	
β+	0,703	β^+	1,195	
eta^-	0,703	eta^-	1,196	
$\Sigma\pi^+$	1,068	$\Sigma \pi^+$	0,542	
$\Sigma\pi^-$	1,199	$\Sigma\pi^-$	0,467	

Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; letra L denota série em logaritmo; letra D denota séries tomadas na diferença; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma \pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

A função impulso-resposta das equações (23) e (24) estão ilustradas nas Figuras 34 e 35, respectivamente.

Na análise da Figura 34, observa-se que a resposta do preço FOB aos choques positivos e negativos do preço de Chicago foram rápidas, já nos primeiros dias pós choque, com quase toda a variação ocorrendo no início.

Com relação a Figura 35, visualiza-se que a variação dos preços em São Paulo diante do choque positivo e negativo no preço FOB ocorre de forma gradual e semelhante, ou seja, sem assimetria de transmissão e velocidades lentas. Inicialmente, quase nenhuma variação no preço de São Paulo é percebida, apresentando pouquíssima assimetria negativa. Ao passar do tempo encontra-se maior repasse dos choques. Por volta do 75º dia, há a transferência de mais de 50% do choque inicial, e as respostas convergem para o equilíbrio com variação maior do que a proporcionada pelo choque no preço FOB.

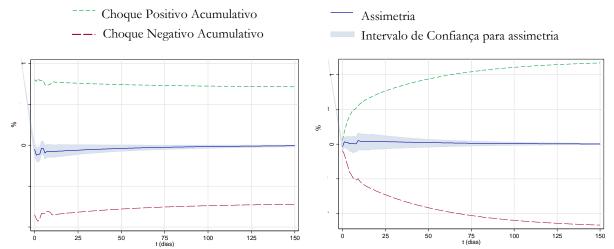


Figura 34. Choque sobre o modelo preço do óleo de soja FOB decorrente da variação de 1% no preço do óleo de soja na bolsa de Chicago

Figura 35. Choque sobre o modelo preço do óleo de soja em São Paulo decorrente da variação de 1% no preço do óleo de soja FOB

Nota: intervalo de confiança de 90% de bootstrap baseado em 100 repetições.

Na Tabela K – ANEXO, encontram-se todos os parâmetros estimadores das equações (23) e (24). E na Tabela L – ANEXO, constata-se a não autocorrelação dos erros, conforme exige a metodologia aplicada.

Dentre os três produtos do complexo de soja analisados, o óleo produzido no Brasil se destina quase que exclusivamente ao consumo doméstico, 80% do total. Isso faz com que o resultado de um choque do preço no mercado internacional (cotação da bolsa de Chicago), sobre o preço FOB do produto seja diferente em relação ao grão e farelo, no que diz respeito à assimetria.

Com relação ao choque do preço FOB sobre o preço do atacado de São Paulo, observou-se que contemporaneamente quase não houve efeito, mas que a variação ocorreu gradualmente ao longo do tempo. Ademais, quando converge para o equilíbrio, a resposta (elasticidade) foi maior que 1%, semelhante ao que se verifica no mercado do farelo de soja. Da mesma forma como explicado no caso do farelo de soja, o preço do óleo de soja está atrelado ao preço da matéria-prima, fazendo com que a intensidade da variação do óleo e o farelo seja mais que proporcional. Entre o processamento e a venda na forma de grão, a isenção de impostos de exportação para os produtos primários incentiva a segunda opção.

5. ENSAIO PARA O TOMATE

5.1. Revisão bibliográfica

5.1.1. Mercado do tomate

O Brasil é o décimo maior produtor de tomate no mundo, de acordo com os últimos dados divulgados pela FAOSTAT (2021). Isso foi possível pelo aumento da produtividade dessa atividade agrícola, decorrente dos avanços tecnológicos introduzidos. Encontra-se, no mercado, diferentes variedades de tomate, as quais podem ser separadas segundo o uso: tomate *in natura* e tomate para indústrias. Embora se trate de um mesmo produto, as duas cadeias (indústria e *in natura*) possuem características distintas.

Iniciados durante a década de 70, os programas brasileiros de política agrícola, de incentivo à pesquisa e à extensão contribuíram para impulsar a produção agrícola, uma vez que possibilitaram com que fosse empregado um conjunto de pacotes tecnológicos no campo, ainda que de forma desigual entre as Unidades da Federação (SOUZA e LIMA, 2003). Tem-se na cultura do tomate um exemplo importante de aumento da produtividade. Entre o período de 1970 a 2010, a taxa de crescimento anual na quantidade produzida de tomate foi de 82%, enquanto a área utilizada com a cultura apresentou uma taxa de crescimento de 27% no período (FAOSTAT, 2021).

Dentre as tecnologias empregadas na modernização desse segmento da hortifruticultura está o melhoramento genético, que tem propiciado o surgimento de diversas cultivares de tomates, permitindo a seleção de frutos mais resistentes a pragas e doenças, e de maior produtividade. Para o caso do tomate consumido *in natura*, tem-se a diversificação de tamanho, formato e coloração (EMBRAPA, 2021). Por ser consumido na forma em que é colhido, o aspecto visual é bastante relevante na seleção do fruto, distinguindo-se do mercado de tomate para a indústria, que é usado como material prima para a produção de extratos e molhos.

Os grandes grupos das cultivares de tomates *in natura* consumidos no Brasil são: Cereja, Italiano, Salada e Santa-Cruz, cuja separação se dá sobretudo pelo formato do fruto (EMBRAPA, 2021). Cultivados em regiões próximas aos centros consumidos, dado a sua alta perecibilidade, a produção concentra-se em São Paulo e Minas Gerais, representando aproximadamente 50% da produção nacional, segundo dados da CONAB (2020), os quais referem-se as negociações realizadas, apenas, nas principais Centrais Estaduais de Abastecimento (CEASA) do Brasil. Todavia, ao considerear o produto destinado à indústria, Goiás é o maior produtor, representando 32% do total em 2018, seguido por São Paulo e Minas Gerais, de acordo com os dados da Produção Agrícola Municipal (IBGE/SIDRA, 2021).

No Brasil, a cadeia de comercialização do tomate *in natura* inclui o segmento produtor, o atacadista e o varejista, até chegar ao consumidor final. A despeito da cadeia ser definida prioritariamente por esses elos, ela vem sofrendo modificações, de forma que em muitos casos não há a intermediação dos atacadistas; o varejista compra direto do produtor, o que de alguma forma torna a cadeia mais ágil.

O tomate *in natura* é um item alimentício presente na maioria das cestas de consumo dos brasileiros. É o principal componente do sistema de ponderação do grupo de tubérculos, raízes e leguminosas do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Em 2019, o tomate representou 33,79% na média do peso mensal desse grupo e 1,73% do peso médio mensal total da alimentação em domicilio (IBGE/SIDRA, 2021).

Segundo Bertotti e Massuquetti (2010), o preço do tomate no varejo é fundamental para o processo de tomada de decisão, tanto do agricultor como do consumidor. Nesse mercado, as variações de preços repentinas, assim como no caso dos demais produtos agrícolas, podem ocorrer devido a choques de oferta e demanda. Do lado da oferta, tem-se as condições climáticas imprevisíveis, e as fitossanitárias, quase sempre de difícil controle. Ademais, a produção é afetada pelo contexto econômico, principalmente nos seguintes aspectos: i) a desvalorização da moeda nacional tem efeito no preço dos insumos, em especial, no dos fertilizantes e defensivos (CEPEA, 2021b); ii) taxas de juros elevadas também impactam negativamente a oferta, e no Brasil elas têm se mantido em patamares altos.

Considerando que a elasticidade preço de demanda do tomate é baixa, devido ser ele um bem essencial na alimentação da população brasileira, variações de oferta afetam grandemente o preço de mercado. De outro lado, as variações da quantidade demandada também têm impacto significativo nos preços desse bem, sendo afetadas pelo preço de produtos substitutos e complementares, renda da população, entre outros fatores.

5.1.2. Qualidade dos hortifrútis

Na tentativa de melhorar a comercialização, a Câmara Setorial de Hortaliças criou, em 2002, o Programa Brasileiro para a Modernização da Horticultura, que estabelece as normas de classificação de diversos produtos hortícolas, entre eles o tomate (HORTIBRASIL, 2020). De acordo com esse programa, os tomates são separados em grupos, subgrupos, apresentação, classes e categorias. Os grupos tratam de classificar os tomates em termos de formato e de coloração; os subgrupos referem-se à maturação do fruto; os tomates podem ser apresentados em unidades individuais ou em pencas; as classes tratam do tamanho dos frutos; e a categoria refere-se ao padrão mínimo de qualidade, considerando os defeitos e/ou manchas presentes no fruto (HORTIBRASIL, 2020). Embora o programa forneça as normas de classificação, o seu uso é voluntário, dificultando que ele seja empregado de forma abrangente.

A ausência de regras sólidas de padronização dos frutos resulta em pouca transparência no processo de comercialização, possibilitando que, dependendo da oferta e demanda do produto, mudem-se as classificações, chegando, como no caso do tomate, até mesmo o surgimento de novas categorias em elos específicos da cadeia.

No mercado atacadista encontra-se a classificação 3A, categoria de alta qualidade, porém a mesma classificação inexiste em nível de produtor. A criação da 3A no atacado pode se constituir em instrumento com potencial de distorcer a precificação das categorias inferiores, 2A e 1A.

Andreuccetti, et al. (2005) levantaram o perfil dos atacadistas de tomate do Ceagesp no ano de 2002 e identificaram que a maioria dos permissionários são produtores, porém dado a sazonalidade da produção, eles recebem produtos de todos os estados brasileiros, visando manter a oferta. Os tomates recebidos dos produtores se encontram na sua maioria já classificados de acordo com o tamanho e coloração. Contudo, mais da metade dos atacadistas fazem a reclassificação, dado a heterogeneidade dos frutos numa mesma caixa.

Um dos problemas gerados na classificação não criteriosa é a seleção adversa. Impedir a identificação das caraterísticas desejadas pelos consumidores nas transações de mercado dificulta com que melhoramentos sejam desenvolvidos em proveito dos consumidores finais (LAMBERT; WILSON, 2003).

Nesse sentido, cita-se Chalfant et al. (1999) que estudou o mercado de ameixa da California. Segundo o autor, o erro de classificação dos frutos resultou no aumento de frutos de tamanho menor. Devido a qualidade da fruta ser incerta para os consumidores (as ameixas com as características melhores não se diferenciavam das demais) desestimulando os produtores a realizar a poda para obtenção de frutos maiores.

Em um outro exemplo, Akerlof (1970) considera que os compradores de veículos têm menos informações sobre a qualidade do produto do que os produtores e vendedores. Por isso, tomam a decisão sobre compra com base em padrões médios, e, como consequência, não há estímulo para ganhos em qualidade.

Deve-se salientar, no entanto, as consequências negativas de impor critério de classificação para os produtos. Papargyropoulou, et al. (2014) identificaram, ao elencarem os fatores responsáveis por desperdício de alimentos, que a imposição de alto padrão de qualidade contribui para o descarte de produtos que possam ser ainda adequados para o consumo, indo em oposição às políticas de sustentabilidade ambiental, social e econômica. Segundo Ferreira, Freitas e Lazzari (2004), afim de minimizar possíveis problemas, as regras de classificação devem ser adequadas a realidade especifica de cada local.

5.1.3. Estudos da transmissão de preços no mercado de tomate

Na literatura mundial, encontra-se considerável número de trabalhos relacionados a transmissão de preços no mercado de tomate *in-natura*, por esse produto ser um dos itens hortícolas mais consumidos na maioria dos países. Dentre os estudos encontram-se:

Aguiar e Santana (2002), que estudaram a transmissão de preços entre os segmentos produtor e o varejista para diversos produtos no mercado brasileiro, incluindo o tomate. Através dos dados mensais de 1987 a 1998, encontraram que os aumentos de preços foram transmitidos com maior intensidade do que as reduções, resultado este não esperado pelos autores. Argumentam esses autores que os tomates possuem uma alta perecibilidade e, para evitar a deterioração dos frutos com o passar do tempo, era de se esperar que a transmissão dos decréscimos fosse maior que a acréscimos, como identificado por Ward (1982). Uma das justificativas propostas para tal contradição do resultado se deve ao período analisado, o qual compreende

os anos de instabilidade macroeconômica, com altas taxas de inflação. Em momentos de alta taxas inflacionárias, a ocorrência de aumentos de preços causa um efeito nas expectativas que acabam intensificando os repasses, sendo os valores mais elevados aceitos pela sociedade que perde, muitas vezes, a capacidade de avaliar a procedência ou não da magnitude do aumento (AGUIAR e SANTANA,2002).

Oliveira, Oliveira e Dias (2006) encontraram o mesmo resultado, ou seja, aumentos de preços transmitidos com maior intensidade do que as reduções de preço. Foram utilizados no estudo dados mensais do período 1994 a 2002, que era de estabilização econômica. Para esses autores, a frequência dos dados pode ser apontada como determinante dessa assimetria positiva inesperada, dada a perecibilidade do tomate. Os autores consideram que observações mensais podem não captar a dinâmica do mercado real, o que exigiria dados com maior frequência.

Jeder, Naimi e Oueslati (2017) encontraram resultados semelhantes na Tunísia. A transmissão de preços apresentou assimétrica, com aumento de preços repassados do varejo para o produtor mais rápido do que a redução. Diante de um contexto econômico instável, o mercado possuía alto risco da falta de suprimento. Em busca de não perder ofertante e de assegurar a mercadoria, os varejistas propunham, rapidamente, comprar do produtor a preços mais altos.

O efeito mencionado de assimetria positiva ocorreu também em estudo realizado no Egito por Ahmed (2018). Devido às crises causadas pela instabilidade econômica e problemas políticos das revoluções denominada Primavera Árabe (a primeira em 2007/2008 e a segunda iniciada no final de 2010). Os aumentos no preço do tomate foram transmitidos mais rapidamente e com maior intensidade do que as diminuições, tanto nos entre produtor-atacadista como entre atacadista-produtor.

Com o propósito de analisar a influência das crises na transmissão de preços, Santeramo e Cioffi (2012) compararam duas diferentes situações no mercado de hortaliças, ausência e presença de crises. Consideraram a presença de crise quando o preço observado se encontrava 25% abaixo do preço médio de cinco anos. Os resultados da análise indicaram que, para a couve-flor, as transmissões de preços durante a crise apresentavam-se intensas, mas regionalizadas, não interferindo em localidades mais distantes. Segundo os autores, esse comportamento deve-se à alta perecibilidade das hortaliças e aos altos custos unitários de transporte, reduzindo as oportunidades de arbitragem. Os resultados encontrados para o tomate, de outro lado, mostraram que as variações de preços afetaram de forma rápida e consistente nas localidades distantes, e não apenas as regionais.

Kim et al. (2019) estudaram a relação de preços de vegetais orgânicos e convencionais, incluindo o tomate. Os resultados indicam haver relação de curto prazo entre o preço do tomate orgânico e o do convencional. Como a vida útil do tomate é alta relativamente a outros vegetais, foi possível encontrar relação de longo prazo, ao contrário do caso da alface, por exemplo. No curto prazo, há a necessidade de estratégias de promoção, como redução de preços quando a demanda está fraca e tem-se o propósito de evitar perda do produto. No estudo constataram, também, a existência de transmissão assimétrica de preços do tomate.

Em outros estudos sobre o tomate, porém, foi encontrada simetria no processo de transmissão de preços. Cita-se aqui o trabalho de Santeramo e Von Cramon-Taubadel (2016), que trata do mercado de

hortifrutis da Itália. Os autores verificaram simetria na transmissão de preços tanto do produtor para o atacado, quanto do atacado para o varejo. De acordo com eles, a assimetria tende a desaparecer no tempo e, dessa forma, poderia não ser captada com dados de frequência mensal.

A simetria da transmissão também foi observada Mandizvidza (2018) no seu estudo sobre o mercado de tomate da África do Sul, quando o autor analisou a transmissão de preços entre o produtor e atacado. No caso dos preços ao produtor e no varejo, encontrou-se comportamento assimétrico, com os ajustes no varejo, frente aos aumentos do preço ao produtor, sendo mais rápidos do que no caso das reduções. A justificativa do autor é de que existe maior transparência nas centrais atacadistas, que divulgam os preços *on-line*, o que não acontece no varejo.

A exemplo desses estudos, a transmissão de preços do tomate pode gerar diferentes resultados e inferências distintas, variando de acordo com o contexto econômico, social, político, regional e período analisado no qual o estudo foi conduzido, além de características especificas do produto.

5.2. Dados

Os dados utilizados foram as séries de preços do tomate longa-vida provenientes da base de dados do HFBrasil (CEPEA, 2021b). Para a análise, utilizou-se de séries de preços de dois elos de mercado: atacado e produtor. No atacado foram consideradas os tomates classificados como 3A e 2A, e para o produtor, os tomates classificados como 2A e 1A. Quanto maior o número utilizado na classificação, melhor é o fruto, ou seja, 3A é melhor que 2A e 2A é melhor que 1A.

Todas as séries de preços dos tomates são diárias do período de 10 de março de 2016, ano de inserção da categoria 3A no mercado atacadista, a 14 de março de 2019, perfazendo um total de 786 observações. Para os preços em nível de atacado são considerados apenas o mercado de São Paulo (capital), e para compor os preços em nível de produtor, considerou-se a média das 14 principais regiões produtoras do país ¹. Alguns dados faltantes nas séries foram preenchidos através da interpolação linear.

Essas séries de preços foram deflacionadas segundo o IGP-DI, com o índice base referente a março de 2019 (IPEADATA, 2020). Utilizou-se, para o deflacionamento, a mesma sistemática comentada no caso da soja.

Na Tabela 24 encontra-se a descrição das variáveis utilizadas.

¹ Considerou como 14 principais regiões produtoras de tomate tipo salada as seguintes cidades: Araguari (MG), Caçador (SC), Chapada Diamantina (BA), Guapeara (SP), Itapeva (SP), Marilândia do Sul (PR), Mogi Guaçu (SP), Paty de Alferes (RJ), Ribeirão Branco (SP), São Jerônimo da Serra (PR), Sumaré (SP), São José de Ubá (MG), Venda Nova do Imigrante (ES) e Wenceslau Braz (PR).

Tabela 24. Descrição das variáveis utilizadas no mercado de tomate

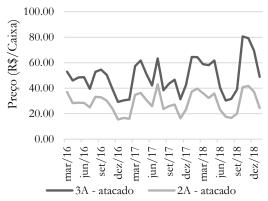
Variável	Descrição
3Aatac	Preço do tomate da categoria 3A em nível atacado
2Aatac	Preço do tomate da categoria 2A em nível atacado
2Aprod	Preço do tomate da categoria 1A em nível produtor
1Aprod	Preço do tomate da categoria 2A em nível produtor

Fonte: elaboração própria

5.3. Estatística descritiva

As quatro séries de preços de tomate empregadas no estudo possuem evolução no tempo semelhante, como mostram as Figuras 36 e 37. Como era esperado, a menor média de preços é a da categoria 1A, porque além de se tratar de um tomate de pior qualidade, o preço dele se refere ao segmento produtor, e a maior a da 3A – preço ao atacado e melhor qualidade.

De acordo com a estatística descritiva das séries dos preços diários (Tabela 25), as variabilidades das séries, medidas pelo coeficiente de variação, são muito semelhantes. Dessas os valores máximos correspondem a outubro de 2018, devido à queda na produção e a consequente menor oferta do produto no mercado. O fato se deu por motivos climáticos: baixa temperatura no período de formação e fortes chuvas no período da maturação dos frutos. Os preços mínimos ocorreram em novembro de 2017, devido ao aumento da produção causado por condições climáticas favoráveis HFBrasil (CEPEA, 2021b).



3A e 2A, média mensal em reis por caixa, em nível atacado de São Paulo

Fonte: elaboração própria com dados da HFBrasil 2021b). (CEPEA, 2021b).

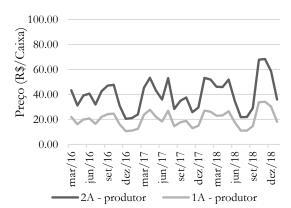


Figura 36. Evolução das séries de preços, do tomate Figura 37. Evolução das séries de preços do tomate 2A e 1A, média mensal em reis por caixa, em nível do produtor Fonte: elaboração própria com dados da HFBrasil (CEPEA,

Tabela 25. Estatística descritiv	1 / 1 1 1 1 1	1 (7)	' ' \ 1.0	•
Labola 75 Historictica descriptive	a dag gamag diamias da	process do tomato (DV)	course) man ditementes	catacacacac
Tabela 25. Estansina descritiv	1 (138 861)68 (1131)38 (16)	DIECOS CIO LOHIME CIV.B/	Carxar mas unferences	Careomias

Série	3Aatac	2Aatac	2Aprod	1Aprod
Média	50,151	40,395	28,906	20,581
Mediana	48,130	38,009	27,712	19,451
Máximo	105,822	87,869	66,280	45,494
Mínimo	20,717	13,133	8,287	6,927
Coef. de Variação	0,359	0,392	0,375	0,390

Fonte: elaboração própria com dados da HFBrasil (CEPEA, 2021b).

5.4. Resultados e discussão

5.4.1. Identificação dos modelos

Os resultados dos testes de uma raiz unitária DF-GLS indicam a não rejeição da hipótese nula para todas as séries de preços das diferentes categorias de tomate, podendo-se inferir que elas são não estacionárias em nível (Tabela 26). Apenas nos casos dos preços do tomate 3A-atacado, 2A-produtor e 1A-produtor, no modelo incluindo constante, rejeita-se raiz unitária a 5% de probabilidade, mas não a 1%. Ao realizar a primeira diferença das séries de preço de tomates, todas se mostram estacionárias (Tabela D – ANEXO), ou seja, ordem de integração como sendo igual a 1.

Tabela 26. Resultados dos testes DF-GLS de raiz unitária para variáveis preço do tomate nas diferentes categorias

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos ²		
				5%	1%	Conclusão
3Aatac	Tendência	3	-2,590	-2,93	-3,46	Não rejeita I(1) **
	Constante	3	-2,010	-1,94	-2,58	Não rejeita I(1) *
	Nenhum	6	-0,123	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
2Aatac	Tendência	3	-2,381	-2,93	-3,46	Não rejeita I(1) **
	Constante	3	-1,380	-1,94	-2,58	Não rejeita I(1) **
	Nenhum	7	-0,371	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
2Aprod	Tendência	3	-2,532	-2,93	-3,46	Não rejeita I(1) **
	Constante	3	-2,079	-1,94	-2,58	Não rejeita I(1) *
	Nenhum	6	-0,114	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**
1Aprod	Tendência	3	-2,583	-2,93	-3,46	Não rejeita I(1)**
	Constante	3	-2,131	-1,94	-2,58	Não rejeita I(1) *
	Nenhum	6	-0,184	-1,95	-2,58	Não rejeita I(1)**

Notas: ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Com relação aos testes de causalidades de Granger tradicional (Tabela 27) e modificado (Tabela 28), ambos apresentaram resultados semelhantes. Observou-se bicausalidade para a maioria dos elos analisados, com exceção, de alguns casos em que se relaciona diferentes categorias de tomate para um mesmo nível de mercado.

De acordo com os resultados, verifica-se que categoria 3A causa 2A, e 2A causa 1A, em nível atacado e produtor, respectivamente. Ou seja, em geral, os preços das categorias de tomate superiores causam os preços das categorias de menor qualidade, e não o contrário.

Tabela 27. Teste de causalidade de Granger (1969): Entre preços de categorias de tomate

Direcão do ofoito		Teste de	Granger	
Direção do efeito	Lag selecionado	Valor do teste	Probabilidade	Conclusão ¹
2Aprod → 2Aatac	4	33,444	0,000	Sim
2Aatac → 2Aprod	4	16,632	0,000	Sim
3Aatac → 2Aatac	5	27,316	0,000	Sim
2Aatac → 3Aatac	5	0,158	0,978	Não
2Aprod→ 1Aprod	3	21,155	0,000	Sim
1 Aprod $\rightarrow 2$ Aprod	3	1,329	0,264	Não
3Aatac → 1Aprod	4	37,743	0,000	Sim
1 Aprod $\rightarrow 3$ Aatac	4	19,823	0,000	Sim
3Aatac → 2Aprod	4	32,689	0,000	Sim
$2Aprod \rightarrow 3Aatac$	4	26,088	0,000	Sim
2Aatac→ 1Aprod	4	17,409	0,000	Sim
1 Aprod $\rightarrow 2$ Aatac	4	24,520	0,000	Sim

Nota: 1 teste significativo, rejeitando não causalidade.

Tabela 28. Teste de causalidade de Granger Modificado para variáveis não estacionárias, Lütkepohl (2005): Entre preços de categorias de tomate

Direcção do ofoito		Teste de Grang	er modificado	
Direção do efeito	Lag selecionado	Valor do teste	Probabilidade	Conclusão ¹
2Aprod → 2Aatac	5	31,891	0,000	Sim
$2Aatac \rightarrow 2Aprod$	5	13,230	0,000	Sim
3Aatac → 2Aatac	6	24,108	0,000	Sim
2Aatac → 3Aatac	6	0,243	0,962	Não
2Aprod→ 1Aprod	4	18,573	0,000	Sim
1 Aprod $\rightarrow 2$ Aprod	4	1,434	0,221	Não
3Aatac → 1Aprod	5	31,209	0,000	Sim
1Aprod → 3Aatac	5	18,399	0,000	Sim
3Aatac → 2Aprod	5	26,587	0,000	Sim
2Aprod → 3Aatac	5	24,441	0,000	Sim
2Aatac→ 1Aprod	5	13,865	0,000	Sim
1Aprod → 2Aatac	5	24,322	0,000	Sim

Nota: 1 teste significativo, não rejeitando causalidade.

Diante dos resultados acima, definem-se as relações de transmissão de preços a serem analisadas, as quais são representadas nas equações (25) a (34).

$$\Delta \ 2 Aatac_{t} = \ \mu + \rho \ 2 Aatac_{t} + \theta^{+} \ 3 Aatac_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 3 Aatac_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 2 Aatac_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 3 Aatac_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 3 Aatac_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$\Delta \ 2Aatac_{t} = \ \mu + \rho \ 2Aatac_{t} + \theta^{+} \ 2Aprod_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 2Aprod_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 2Aatac_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 2Aprod_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 2Aprod_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
 (26)

$$\Delta \ 2Aatac_{t} = \mu + \rho \ 2Aatac_{t} + \theta^{+} \ 1Aprod_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 1Aprod_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 2Aatac_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_{i}^{+} \Delta \ 1Aprod_{i-1}^{+} + \pi_{i}^{-} \Delta \ 1Aprod_{i-1}^{-}) + e_{t}$$
(27)

$$\Delta \ 3Aatac_{t} = \mu + \rho \ 3Aatac_{t} + \theta^{+} \ 1Aprod_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 1Aprod_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 3Aatac_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 1Aprod_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 1Aprod_{j-1}^{-}) + e_{t}$$
 (28)

$$\Delta \ 3Aatac_{t} = \mu + \rho \ 3Aatac_{t} + \theta^{+} \ 2Aprod_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 2Aprod_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 3Aatac_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 2Aprod_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 2Aprod_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(29)$$

$$\Delta \ 1Aprod_{t} = \mu + \rho \ 1Aprod_{t} + \theta^{+} \ 2Aprod_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 2Aprod_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 1Aprod_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 2Aprod_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 2Aprod_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(30)$$

$$\Delta \ 1Aprod_{t} = \mu + \rho \ 1Aprod_{t} + \theta^{+} \ 3Aatac_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 3Aatac_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 1Aprod_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 3Aatac_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 3Aatac_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(31)$$

$$\Delta \ 2Aprod_{t} = \mu + \rho \ 2Aprod_{t} + \theta^{+} \ 2Aatac_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 2Aatac_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 2Aprod_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 2Aatac_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 2atacA_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(33)$$

$$\Delta \ 2Aprod_{t} = \mu + \rho \ 2Aprod_{t} + \theta^{+} \ 3Aatac_{t-1}^{+} + \theta^{-} \ 3Aatac_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{j} \Delta \ 2Aprod_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_{j}^{+} \Delta \ 3Aatac_{j-1}^{+} + \pi_{j}^{-} \Delta \ 3atacA_{j-1}^{-}) + e_{t}$$

$$(34)$$

onde Δ representa a variável nas diferenças de primeira, μ é o intercepto, ϱ é o coeficiente da cointegração, π é o coeficiente de curto prazo, θ é o coeficiente de longo prazo, e os sinais positivos e negativos sobrescritos referem-se às variações positivas e negativas acumuladas, respectivamente, sendo essa notação também aplicada aos parâmetros.

5.4.2. Estimação dos modelos

Os testes de assimetria de curto prazo permitem que se rejeite a hipótese de simetria nos seguintes casos: o preço da categoria 3A atacado sendo explicado pelo preço da categoria 1A ao produtor, e preço da categoria 3A atacado sendo explicado pelo da categoria 2A produtor (Tabela 29). Nos dois casos, a assimetria foi negativa, ou seja, a queda no preço do 1A ou do 2A ao produtor é transmitida de forma mais intensa para ao preço 3A no atacado do que a alta (Tabela 30). As outras relações não apresentaram diferenças estatisticamente significativas, observando-se, então, simetria.

A assimetria negativa observada na transmissão de preços do produtor (1A e 2A) para o 3A no atacado pode estar relacionada à quantidade disponível do fruto no mercado. Se a margem de comercialização do tomate da categoria 3A ao atacado for maior do que a margem das demais categorias neste segmento de mercado, é possível que em uma situação de queda de preço ao produtor, que corresponda a um aumento de oferta, o repasse dessa queda para a categoria 3A no atacado seja mais intenso do que no caso de uma alta. Para o atacadista, diminuir proporcionalmente mais o preço do produto da categoria 3A do que a queda observada no preço das categorias 2A e 1A ao produtor, pode assegurar menor

perda econômica, a qual ocorreria com a deterioração do fruto de maior preço. Assim, ele pode diminuir a margem e assegurar maior venda do tomate de melhor qualidade, minimizando condições adversas de queda de preço.

Embora mais estudos devam ser feitos para que se possa concluir sobre a existência de relação entre a transmissão assimétrica negativa de preços para o tomate 3A e maiores ganhos dos atacadistas com a venda desse fruto, os resultados encontrados nesta tese indicam que essa é uma hipótese que não pode ser descartada a priori.

Outros estudos também devem ser feitos para a compreensão da existência ou não de "seleção adversa" no caso do mercado de tomate. Ward (1982) e Akerlof (1970), entre outros, discutem esse conceito com propriedade. A seleção adversa trata da existência de assimetria de informação entre ofertantes e demandantes de um produto, sendo os primeiros privilegiados nesse sentido. Ela ocorre quando os demandantes optam pela escolha do produto com qualidade média na hora da compra, pelo fato de possuírem informações incompletas sobre ele.

No mercado de tomate, as normas de classificação são facultativas e, até certo ponto subjetivas, de modo a não refletir um padrão constante da qualidade do produto, o que pode induzir à "seleção adversa", e interferir no processo de transmissão de preços.

Os testes de assimetria de longo prazo indicam, por outro lado, rejeição da hipótese de simetria para os casos testados, ao nível de significância de até 15% de probabilidade (Tabela 5).

Tabela 29. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados das diferentes categorias de tomate em nível de atacado

Teste	2Aatac = f(3Aatac)			2Aatac = f(2Aprod)		2Aatac = f(1Aprod)		3Aatac = f(1Aprod)		3Aatac = f(2Aprod)	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	
R2	0,676		0,427		0,415		0,896		0,498		
Assimetria de curto prazo	1,097	0,295	0,878	0,349	1,106	0,293	4,870	0,028	13,070	0,000	
Assimetria de longo prazo	12,990	0,000	5,900	0,015	3,018	0,083	6,373	0,012	2,265	0,133	
F-PSS	6,759		20,259		20,323		51,875		55,876		
t-BDM	-4,489		-7,782		-7,803		-12,224		-12,822		

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância é -3,53 para k=2 e -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS* os valores críticos respectivos são 4,85 e 5,73. Onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 30. Estimativa dos mo	odelos NARDL das diferentes	s categorias de tomate e	em nível de atacado

	2Aatac = f(3Aatac)		2Aatac = f(2Aprod)		2Aatac = f(1Aprod)		c = od)	3Aatac = f(2Aprod)	
Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.
β^+	1,097	β^+	0,904	β^+	0,897	β^+	0,803	β^+	0,819
eta^-	1,102	eta^-	0,908	eta^-	0,899	eta^-	0,801	eta^-	0,817
$\Sigma \pi^+$	3,643	$\Sigma \pi^+$	1,211	$\Sigma \pi^+$	1,116	$\Sigma\pi^+$	0,610	$\Sigma \pi^+$	0,528
$\Sigma\pi^-$	3,368	$\Sigma\pi^-$	1,416	$\Sigma \pi^-$	1,331	$\Sigma \pi^-$	0,895	$\Sigma \pi^-$	0,981

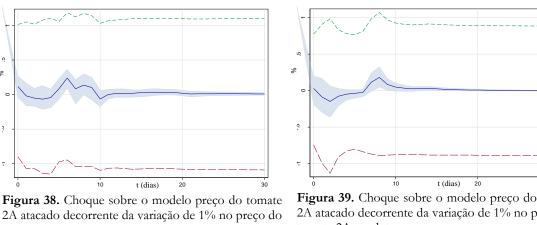
Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma \pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

Na análise gráfica das funções impulso-resposta (Figuras 38 a 42), observa-se que as variações de preços no mesmo nível de mercado foram transmitidas quase que integralmente no mesmo dia, como mostra a Figura 38, que representa a resposta do preço da categoria 2A ao atacado diante de um choque no preço da categoria 3A nesse mesmo nível de mercado. Os ajustes totais de variações de preços de um nível de mercado para o outro se dá em até 3 dias (Figuras 39 a 42).

Embora a transmissão de preços seja rápida, evidenciando elos bem integrados, o que é necessário devido à perecibilidade do fruto, a diferença de velocidade envolvendo transmissão de preços entre produtos de um mesmo nível de mercado e a envolvendo diferentes elos se deve à dimensão espacial.

Wondemu (2015), por exemplo, identificou que mercados espacialmente separados possuem transmissão de preços ineficientes, relacionada ao fluxo do comércio. Esse fato também foi constado por Santeramo e Cioffi (2012), ao verificar que as crises no mercado tomate tendem a ser transmitidas mais vagarosamente entre elos diferentes de mercado. Ou seja, a velocidade de ajuste é determinada pela ação dos agentes, que se baseiam em seus custos para definir o preço. Quanto mais elevados os custos, menor é a velocidade de transmissão e preços entre os agentes (VAVRA; GOODWIN, 2005). Como os custos entre diferentes elos de mercado são maiores, espera-se um tempo maior para que o preço no atacado se ajuste ao choque de preço ao produtor, relativamente a frutos de categorias diferentes no mesmo nível de mercado.

Os custos envolvidos no comércio, como mão de obra, combustível e aluguel, perturbam a intensidade da transmissão de variações de preços. Custos fixos fazem com que respostas percentuais ao choque inicial sejam menores, o que pode ser visto nas Figuras 39 a 42.



tomate 3A atacado

Figura 39. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A produtor

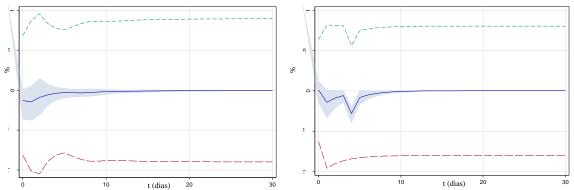


Figura 40. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 1A produtor

Figura 41. Choque sobre o modelo preço do tomate 3A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 1A produtor

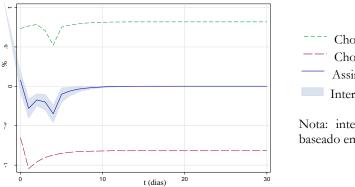


Figura 42. Choque sobre o modelo preço do tomate 3A atacado decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A produtor

Choque positivo acumulativo Choque negativo acumulativo Assimetria Intervalo de confiança para assimetria

Nota: intervalo de confiança de 90% de bootstrap baseado em 100 repetições.

Os resultados apresentados na Tabela 31 mostram que não há assimetria no curto prazo para efeitos de choques ao atacado (2A e 3A) sobre o preço ao produtor, quer quando se considera a categoria 1A, como quando se considera a categoria 2A, nesse segmento de mercado. Isto é, os efeitos dos choques de preços positivos e negativos das diferentes categorias de tomate ao atacado (2A e 3A) sobre os preços em nível de produtor não diferem em magnitude (Tabela 32). O mesmo ocorre no caso de efeito de variação de preço na categoria 2A para 1A no mesmo nível, produtor, a menos que se aceite um nível de significância de até 14% de probabilidade. Simetrias de longos prazos foram encontradas nos estudos de Santeramo e Von Cramon-Taubadel (2016) e Mandizvidza (2018), na Itália e África do Sul, respectivamente.

No Brasil, os dados de preços médios e outros dados econômicos são diariamente divulgados em sites como da Prohort (Programa Brasileiro de Modernização do Mercado Hortigrangeiro) e CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada). Isso permite que todos os agentes econômicos tenham acesso à informação, sendo essa uma possível explicação para a rápida transmissão de preços observada em praticamente todos os casos.

Tabela 31. Teste de Assimetria para os modelos NARDL estimados das diferentes categorias de tomate em nível de produtor

Teste	1Aprod = f(2Aprod)		-	1Aprod = f(3Aatac)		1Aprod = f(2Aatac)		2Aprod = f(2Aatac)		2Aprod = f(3Aatac)	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	Valor	Prob.	
R2	0,941		0,519		0,465		0,491		0,580		
Assimetria de curto prazo	2,180	0,140	0,127	0,722	0,339	0,560	1,825	0,177	0,012	0,914	
Assimetria de longo prazo	19,640	0,000	1,460	0,227	3,360	0,067	4,449	0,035	1,131	0,288	
F-PSS	51,092		24,113		18,015		15,931		30,427		
t-BDM	-12,344		-8,471		-6,953		-6,665		-9,418		

Notas: valores críticos obtidos no trabalho de Pesaran, Shin e Smith (2010) para o teste *t-BDM* a 5% de significância é -3,53 para k=2 e -3,22 para k=1; para o teste *F-PSS* os valores críticos respectivos são 4,85 e 5,73. Onde k representa o número de variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 32. Estimativa dos modelos NARDL das diferentes categorias de tomate em nível de produtor

1	1Aprod = f(2Aprod)		d = (ac)	1Aprod = f(2Aatac)		2Aprod = f(2Aatac)		2Aprod = f(3Aatac)	
Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.	Variável	Coef.
β^+	0,998	β^+	1,092	β^+	0,870	β^+	0,902	β^+	1,066
β^-	0,999	eta^-	1,094	eta^-	0,867	eta^-	0,899	eta^-	1,067
$\Sigma \pi^+$	1,072	$\sum \pi^+$	0,529	$\sum \pi^+$	0,663	$\sum \pi^+$	0,726	$\sum \pi^+$	0,857
$\Sigma\pi^-$	0,998	$\Sigma\pi^-$	0,588	$\Sigma\pi^-$	0,735	$\Sigma\pi^-$	0,585	$\Sigma\pi^-$	0,842

Notas: modelos estimados com as séries em logaritmos; β representa os parâmetros de longo prazo; e $\Sigma \pi$ representa os parâmetros de curto prazo.

Os testes aplicados em contexto de longo prazo indicam a rejeição de simetria para os modelos: 1A-produtor em função de 2A-produtor, 1A-produtor em função de 2A-atacado e 2A-produtor em função de 2A-atacado (Tabela 31). Na primeira relação, o choque negativo foi sentido com maior intensidade do que o choque positivo, como se trata da relação de preços no mesmo elo de mercado, uma possível explicação pode estar relacionada a perecibilidade do fruto (Tabela 32). E para as duas últimas relações, os choques positivos foram sentidos com maior intensidade do que os choques negativos.

O efeito da redução de preço não é tão grande quanto o de aumento, o que pode estar relacionado ao custo, ou seja, o produtor prefere não vender o produto abaixo de determinado preço no longo-prazo;

o custo de colheita, por exemplo, pode superar o preço de venda, não compensando a comercialização do fruto.

Ao analisar as funções impulso-resposta (Figura 43 a 47) observou-se, também, que a variação do preço de uma categoria é transmitida a outra do mesmo nível de mercado quase que integralmente no mesmo dia do choque (Figura 43). Já, quando a relação envolve elos de mercado diferentes, as variações demoram alguns dias para ser repassados (Figuras 44 a 47).

Comparando as Figuras 44 a 47, observa-se que os efeitos dos choques do preço da categoria 2A ao atacado sobre os preços das categorias 1A e 2A, em nível de produtor, são transmitidos nos primeiros 3 dias, sendo eles de menor magnitude do que o choque na categoria 2A ao atacado. A resposta ao choque no preço da categoria 3A em nível atacado sobre o preço da 1A em nível produtor é mais que que proporcionalmente, ou seja, maior que 1%.

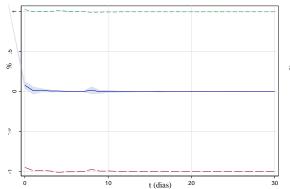


Figura 43. Choque sobre o modelo preço do tomate 1A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A produtor

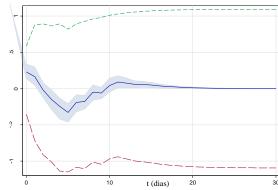


Figura 44. Choque sobre o modelo preço do tomate 1A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 3A atacado

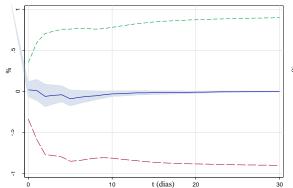


Figura 45. Choque sobre o modelo preço do tomate 1A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A atacado

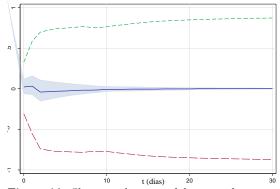


Figura 46. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 2A atacado

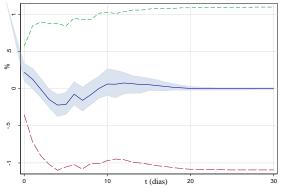


Figura 47. Choque sobre o modelo preço do tomate 2A produtor decorrente da variação de 1% no preço do tomate 3A atacado

Choque positivo acumulativo
Choque negativo acumulativo
Assimetria
Intervalo de confiança para assimetria

Nota: intervalo de confiança de 90% de *bootstrap* baseado em 100 repetições.

Com relação à cointegração, os resultados do teste *t-BDM* mostram a presença de relação estável no longo prazo em todos os casos analisados, devido a rejeição da hipótese nula. E os resultados teste *F-PSS* indicaram parâmetros não nulos para o modelo pela a rejeição da hipótese nula.

Todos coeficientes estimados dos modelos dos preços do tomate ao produtor e ao atacado são apresentados nas Tabelas M e N, respectivamente, do ANEXO. Esses modelos mostram-se adequados em relação à ausência de autocorrelação dos erros (Tabela O do ANEXO).

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do estudo foi analisar a transmissão de preços entre elos de duas cadeias agrícolas distintas, a do complexo soja e a do tomate *in natura*. Foi utilizado instrumental analítico que permite quantificar as variações de preços em diferentes elos da cadeia em face a choques positivos e negativos em elos específicos dela, possibilitando identificar ou não assimetrias.

Observou-se que ambos os mercados apresentam respostas rápidas quando um choque não antecipado ocorre em segmento específico da cadeia. O fato de se utilizar dados diários permitiu que se analisasse, de forma apropriada, a propagação das variações de preços entre diferentes elos de mercados dinâmicos, como o do complexo soja, por exemplo. Nesse sentido, tem-se uma contribuição importante do presente estudo, sendo reconhecido que a utilização de dados observados em intervalo de tempo maiores pode mascarar efeitos de transmissão de preços. No caso desta tese, por terem sido utilizados dados diários e não médias de períodos, é possível captar a real transmissão de preços.

Analisando o complexo soja, identificou-se que o preço do grão, do farelo e do óleo de soja recebem influência direta dos preços internacionais desses produtos. Para o preço do grão de soja, observou-se assimetria positiva no caso da transmissão das cotações da bolsa de Chicago para o FOB-Exportação; também se observou assimetria positiva entre o preço do Porto de Paranaguá para o do lote nas regiões do Norte do Paraná, Oeste do Paraná, Passo Fundo, Rio Verde e Sorriso. De outro lado, verificou-se simetria do preço FOB-Exportação para o Preço no Porto de Paranaguá, e entre o preço do lote para o de balcão. Embora o funcionamento do mercado se apresente eficiente, com o fluxo de informação difundido quase que em tempo real, uma das explicações para as transmissões assimétricas positivas encontradas pode ser relacionada à manutenção de contratos e à possibilidade de armazenamento dos grãos frente às expectativas de variações de precos.

Para o farelo e o óleo de soja, a transmissão de variações de preços da bolsa de Chicago para o preço FOB-Exportação foi assimétrica, sendo que se encontrou assimetria positiva para o farelo e negativa para o óleo. O resultado para o óleo pode estar relacionado à menor participação do Brasil no mercado internacional desse produto, relativamente à do farelo.

A transmissão das variações do preço FOB-Exportação para o preço ao atacado do farelo e do óleo de soja das diferentes regiões produtoras brasileiras apresentou-se simétrica, sendo lenta e gradual, com exceção da transmissão do preço FOB-Exportação para o preço do farelo na região do Norte do Paraná e Passo Fundo. A simetria, em algum grau, pode ser explicada pelo destino da produção de farelo e óleo de soja, sendo que a maior parte é reservada para atender ao mercado interno, ainda que os preços domésticos sofram influência dos preços estabelecidos em negociações internacionais.

Diferentemente do caso da soja em grão, um choque no preço FOB do farelo tem efeito mais que proporcional nos preços regionais desse produto, o mesmo ocorrendo no caso de um choque no preço FOB do óleo. Tal resultado pode estar relacionado ao fato de que no Brasil não há tarifa de ICMS para o grão de soja, sendo mais interessante a exportação do produto na forma de grão do que processado. Assim

quando há choques no preço do grão de soja, além de se esperar que haja efeitos no preço dos seus derivados, pela associação que esses preços têm, também se espera que a quantidade de grão de soja processada se altere, causando respostas mais intensas diante do choque inicial.

Perante ao imposto, uma sugestão para futuros estudos seria analisar potenciais impactos de variações do preço do grão no mercado internacional sobre os de farelo e óleo de soja no Brasil.

No caso do tomate, observou-se assimetria negativa entre os elos de mercado envolvendo produto de categoria elevada, 3A, o que pode estar relacionado ao fato de que, na ausência de regras sólidas de classificação, categorias de qualidade alta podem ficar prejudicadas.

Uma das limitações do estudo referente ao tomate foi a não análise da transmissão de preços entre outras categorias existentes e entre outros elos da cadeia, especificamente o varejo. Desse modo, é interessante examina-las em futuros estudos para um maior aprofundamento da análise.

REFERÊNCIAS

- ABDALLAH, M. B.; FARKAS, M. F.; LAKNER, Z. Analysis of Dairy Product Price Transmission in Hungary: A Nonlinear ARDL Model. **Agriculture**, v. 10, n. 6, p. NA-NA, 2020.
- AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 21, n. 1, p. 89-103, 1991.
- AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A. M. Poder de mercado no varejo alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 4, p. 967-990, 2011.
- AGUIAR, D. R. D.; SANTANA, J. A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. **Agribusiness: An International Journal**, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.
- AHMAD, M. et al. Does financial development asymmetrically affect CO2 emissions in China? An application of the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model. **Carbon Management**, v. 9, n. 6, p. 631-644, 2018.
- AHMED, O. Vertical price transmission in the Egyptian tomato sector after the Arab Spring. **Applied Economics**, v. 50, n. 47, p. 5094-5109, 2018.
- AHN, B.; LEE, H. Vertical price transmission of perishable products: the case of fresh fruits in the Western United States. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, p. 405-424, 2015.
- AKERLOF, George A. Quality uncertainty and the market mechanism. **Quarterly journal of Economics**, v. 84, n. 3, p. 488-500, 1970.
- ALI, I. et al. The impact of agriculture trade and exchange rate on economic growth of Pakistan: an NARDL and asymmetric analysis approach. **Ciência Rural**, v. 50, n. 4, 2020.
- ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná: 1997 a 2011. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, p. 479-498, 2013.
- ALVES, L. R. A. et al. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva da Soja. *IN*: ALVES, L. R. A.; BACHA, C. J. C. **Panorama da Agricultura Brasileira**. Campinas, SP: Alínea, 2018. 95-132 p.
- ANDREUCCETTI, C. et al. Caracterização da comercialização de tomate de mesa na CEAGESP: perfil dos atacadistas. **Horticultura Brasileira**, v. 23, p. 324-328, 2005.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS ABIOVE. **Estatísticas**. Disponível em: < https://abiove.org.br/estatisticas/>Acessado em 27 de mar de 2020.
- BADEEB, R. A.; LEAN, H. H. Asymmetric impact of oil price on Islamic sectoral stocks. **Energy Economics**, v. 71, p. 128-139, 2018.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HALICIOGLU, F.; HEGERTY, S. W. Mexican bilateral trade and the J-curve: An application of the nonlinear ARDL model. **Economic analysis and policy**, v. 50, p. 23-40, 2016.

- BAILEY, D. V.; 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.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of time series analysis**, v. 19, n. 3, p. 267-283, 1998.
- BARROS, G. S. C. Economia da Comercialização Agrícola. Piracicaba: CEPEA/LES-ESALQ/USP, 2011. 221p.
- BERTOTTI, G.; MASSUQUETTI, A. Determinantes da oferta e da demanda de tomate no Brasil, de 1994 a 2008. **Revista de Política Agrícola**, v. 19, n. 4, p. 39-49, 2010.
- BILDIRICI, M. E.; TURKMEN, C. Nonlinear causality between oil and precious metals. **Resources Policy**, v. 46, p. 202-211, 2015.
- BINI, D. A. et al. Transmissão de preços ao longo das cadeias produtivas do Brasil. **Revista de Economia**, v. 42, n. 1, 2016.
- BONFIM, Y. P.; FERREIRA, V. R. S.; CAETANO, M. A logística e o agronegócio em Goiás: o caso da soja. **Revista de Gestão**, v. 20, n. 4, p. 557-573, 2013.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). **Estatísticas de comércio exterior** (COMEX STAT). Disponível em http://comexstat.mdic.gov.br/. Acessado em 30 de mar. 2020a.
- BRASIL. Ministério de Minas e Energia. **Resolução nº de 16, de 19 de outubro de 2018**. Disponível em: < http://www.mme.gov.br/web/guest/conselhos-e-comites/cnpe/resolucoes/>. Acessado em: 28 mar. 2020b.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Instrução Normativa nº 11, de 15 de maio de 2007.** Soja/Mapa. Disponível em: http://sistemasweb.agricultura.gov.br/sislegis/action/>. Acessado em: 06 mar. 2020c.
- BRASIL. Presidência da República. Casa Civil. Subchefia para Assuntos Jurídicos. **Lei Complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996.** Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp87.htm. Acessado em: 04 abr. 2020d.
- BREDAHL, M. E.; MEYERS, W. H.; COLLINS, K. J. The elasticity of foreign demand for US agricultural products: the importance of the price transmission elasticity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 61, n. 1, p. 58-63, 1979.
- BRONNMANN, J.; BITTMANN, T. Asymmetric adjustment of retail cod and herring prices in Germany: A NARDL approach. **Marine Policy**, v. 106, p. 103513, 2019.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA— CEPEA. **Soja**. Disponível em: https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/soja.aspx. Acessado em 15 de jan. 2020.

- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA— CEPEA. **Relatórios agrícolas**. Disponível em: https://www.cepea.esalq.usp.br/br/categoria/relatorios-agricolas.aspx/. Acessado em 12 de jan. 2021a.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA— CEPEA. **HFBrasil**. Disponível em: https://www.cepea.esalq.usp.br/hfbrasil/>. Acessado em 20 de mai. 2021b.
- CHALFANT, J. A. et al. Asymmetric grading error and adverse selection: lemons in the California prune industry. **Journal of Agricultural and resource Economics**, p. 57-79, 1999.
- CHATTOPADHYAY, M.; MITRA, S. K. Exploring asymmetric behavior pattern from Indian oil products prices using NARDL and GHSOM approaches. **Energy Policy**, v. 86, p. 262-272, 2015.
- CHOWDHURY, M. A. F. et al. Efeito assimétrico do preço da energia no preço das commodities: novas evidências do NARDL e abordagens *wavelet* de frequência de tempo. **Energia**, p. 119461, 2020.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. CONAB. **Portal de Informações Agropecuárias.** Disponível em < https://portaldeinformacoes.conab.gov.br/ >. Acessado em 22 de jan. 2020.
- CONFORTI, P. Price transmission in selected agricultural markets. **FAO Commodity and trade policy** research working paper, v. 7, 2004.
- CUESTAS, J. C. The impact of supply shocks on unemployment in Spain. **Economics and Business** Letters, v. 5, n. 4, p. 107-112, 2016.
- DICKEY, D.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1057-1072, 1981.
- DIEHL, D.; BACCHI, M. R. P. Relações de preços nos mercados interno e internacional de soja e derivados. (Sober, Ed.) XLIV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURUAL SOBER. **Anais...** In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. 2006.
- DOLADO, J. J.; LÜTKEPOHL, H. Making Wald tests work for cointegrated VAR systems. **Econometric reviews**, v. 15, n. 4, p. 369-386, 1996.
- DUBKE, A. F.; PIZZOLATO, N. D. Location model of specialized terminals for soybean exports in Brazil. **Pesquisa Operacional**, v. 31, n. 1, p. 21-40, 2011.
- ELLIOTT, G.; ROTHERNBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient test for na autorregressive unit root. **Econometrica**, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, 1996.
- EMBRAPA. **Embrapa Soja**. Disponível em: https://www.embrapa.br/soja/cultivos/>. Acessado em 27 mar. 2020.
- EMBRAPA. **Embrapa Hortaliças**. A cultura do tomate. Disponível em: < https://www.embrapa.br/en/hortalicas/tomate-de-mesa>. Acessado em 15 mai. 2021.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. 3rd ed. Danvers: Wiley, 2010. 544 p.
- ESPOSTI, R.; LISTORTI, G. Agricultural price transmission across space and commodities during price bubbles. **Agricultural Economics**, v. 44, n. 1, p. 125-139, 2013.
- FERREIRA, S. M. R.; FREITAS, R. J. S. D.; LAZZARI, E. N. Padrão de identidade e qualidade do tomate (*Lycopersicon esculentum Mill.*) de mesa. **Ciência Rural**, v. 34, n. 1, p. 329-335, 2004.

- FERRUCCI, G.; JIMÉNEZ-RODRÍGUEZ, R.; ONORANTE, L. Food Price Pass-Through in the Euro Area-The Role of Asymmetries and Non-Linearities. ECB working paper, n.1168. Frankfurt: European Central Bank. 2010.
- FIGUEIREDO, A. M.; SANTOS, M. L. Evolução das vantagens comparativas do Brasil no comércio mundial de soja. **Revista de Política Agrícola**, v. 14, n. 1, p. 9-16, 2005.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **The statistic division** FAOSTAT. Disponível em: < http://www.fao.org/faostat/>. Acessado em: 14 de set. 2021
- FOUSEKIS, P.; KATRAKILIDIS, C.; TRACHANAS, E. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. **Economic Modelling**, v. 52, p. 499-506, 2016.
- FREY, G.; MANERA, M. Econometric models of asymmetric price transmission. **Journal of Economic surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.
- GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.
- GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.
- HORTIBRASIL. Instituto Brasileiro de Qualidade em Horticultura. **Normas de Classificação**. Disponível em: https://www.hortibrasil.org.br. Acesso em: 31 de jul. 2020.
- IBRAHIM, M. H. Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. **Agricultural and Food Economics**, v. 3, n. 1, p. 1-14, 2015.
- IKEDA, V. Y. Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT): Impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém. 2015. 95 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br/>. Acessado em 10 ago. 2021.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA IPEADATA. Índice Geral de Preços: Disponibilidade Interna. Disponível em: http://www.ipeadata.gov.br/. Acessado em 20 de mai. 2020.
- JEDER, H.; NAIMI, A.; OUESLATI, A. Transmission between retail and producer prices for main vegetable crops in Tunisia. **International Journal of Food and Agricultural Economics**, v. 5, n. 1128-2018-074, p. 19-28, 2017.
- KARANTININIS, K.; KATRAKYLIDIS, K.; PERSSON, M. Price transmission in the Swedish pork chain: Asymmetric non linear ARDL. 2011.
- KIM, G. et al. The price relationship between organic and non-organic vegetables in the US: evidence from Nielsen scanner data. **Applied Economics**, v. 51, n. 10, p. 1025-1039, 2019.
- KUMAR, S. Asymmetric impact of oil prices on exchange rate and stock prices. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 72, p. 41-51, 2019.

- LACHEHEB, M.; SIRAG, A. Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach. The Quarterly Review of Economics and Finance, v. 73, p. 217-222, 2019.
- LAMBERT, D. K.; WILSON, W. W. Valuing varieties with imperfect output quality measurement. American Journal of Agricultural Economics, v. 85, n. 1, p. 95-107, 2003.
- LAZZAROTTO, J. J.; FIGUEIREDO, A. M. Análise da formação dos preços recebidos pelos sojiculotores dos estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso. (Sober, Ed.) XLIV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURUAL SOBER. *Anais...* Fortaleza CE: Sober, 2006.
- LIANG, C. C.; TROY, C.; ROUYER, E. US uncertainty and Asian stock prices: Evidence from the asymmetric NARDL model. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 51, p. 101046, 2020.
- LIBERA, A. A. D.; WAQUIL, P. D. Transmissão de preços entre mercados de soja. **Revista de Política Agrícola**, v. 18, n. 3, p. 58-69, 2009.
- LIMA, D. P. et al. The impact of Chinese imports of soybean on port infrastructure in Brazil: A study based on the concept of the "Bullwhip Effect". **Journal of Commodity Markets**, v. 9, p. 55-76, 2018.
- LOVADINE, D.; BACCHI, M. R. P. Causalidade e transmissão de preços entre mercado interno e internacional para produtos do complexo soja. (Sober, Ed.) XLIII CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURUAL SOBER. **Anais...** In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. 2005.
- LÜTKEPOHL, H. New introduction to multiple time series analysis. Springer Science & Business Media, 2005.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of applied econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.
- MAFIOLETTI, R. L. Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 39, n. 4, p. 9-26, 2001.
- MANDIZVIDZA, K. Vertical price linkages in food markets: Evidence from the tomato value chain of Northern South Africa. Future of Food: Journal on Food, Agriculture and Society, v. 6, n. 1, p. 30-39, 2018.
- MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 281-303, 2012.
- MARTINS, C. M. F.; CASTRO JUNIOR, L. G. Dinâmica de Exportação: A Internalização do Preço da Soja em Grão Brasileira. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 3, n. 3, 2009.
- MCLAREN, A. Asymmetry in price transmission in agricultural markets. **Review of Development Economics**, v. 19, n. 2, p. 415-433, 2015.
- MEDEIROS, R. K. et al. Determinantes dos custos de transporte das exportações do complexo brasileiro de soja. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 16, n. 3, p. 387-401, 2018.
- MEYER, J.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of agricultural economics**, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

- MITRA, S. K. Nonlinear impact of rain on foodgrain production in India. **Applied Economics Letters**, v. 21, n. 14, p. 1001-1005, 2014.
- NAKAJIMA, T. Asymmetric price transmission in the US soybean exports. **International Journal of Agricultural Research**, v. 6, n. 4, p. 368-376, 2011.
- NUSAIR, S. A.; OLSON, D. The effects of oil price shocks on Asian exchange rates: Evidence from quantile regression analysis. **Energy Economics**, v. 78, p. 44-63, 2019.
- OLIVEIRA, N. M.; OLIVEIRA, V. A.; DIAS, C. A. F. Assimetria na transmissão de preços de produtos hortifrutícolas no estado de São Paulo. In: 44° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Fortaleza-CE. **Anais**... Brasília: SOBER, 2006.
- PANAGIOTOU, D. Asymmetric price responses of the US pork retail prices to farm and wholesale price shocks: A nonlinear ARDL approach. **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 23, p. e00185, 2021.
- PAPARGYROPOULOU, E. et al. The food waste hierarchy as a framework for the management of food surplus and food waste. **Journal of cleaner production**, v. 76, p. 106-115, 2014.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- PRESOTTO, E. et al. Análise da transmissão do preço pago ao produtor de soja brasileiro (1997 a 2016). **Perspectiva Econômica**, v. 14, n. 2, p. 108-122, 2018.
- SANGUINET, E. R.; SIQUEIRA, L. V.; CORONEL, D.A.; SCHULTZ, G. Práticas Intervencionistas e Seus Efeitos sobre o Comércio Internacional de Soja: uma análise a partir de um Modelo de Equilíbrio Geral Computável e da Teoria dos Jogos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 4, p. 641-660, 2017.
- SANTERAMO, F. G.; CIOFFI, A. **Transmission of market crises in the European vegetables sector**. 2012.
- SANTERAMO, F. G.; VON CRAMON-TAUBADEL, S. On perishability and Vertical Price Transmission: empirical evidences from Italy. **Bio-based and Applied Economics Journal**, v. 5, n. 1050-2018-3676, p. 199-214, 2016.
- SCHORDERET, Y. Asymmetric Cointegration. Université de Genève, p. 1-22, 2003.
- SEK, S. K. Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling. **Energy**, v. 130, p. 204-217, 2017.
- SHAHZAD, S. J. H. et al. Asymmetric determinants of CDS spreads: US industry-level evidence through the NARDL approach. **Economic Modelling**, v. 60, p. 211-230, 2017.
- SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. **Festschrift in Honor of Peter Schmidt**. Springer, v.4, n.0, p. 281–314, 2014.
- SHRINIVAS, A.; GÓMEZ, M. I. Price transmission, asymmetric adjustment and threshold effects in the cotton supply chain: a case study for Vidarbha, India. **Agricultural Economics**, v. 47, n. 4, p. 435-444, 2016.

- SILVA, C. A. G. et al. Analysis of Soybean Price Transmission between Major Brazilian Producing Areas: A Co-integration and Causality Approach. **Business Management Dynamics**, v. 8, n.3, p. 12-25, 2018.
- SILVA, F. M.; MACHADO, T. A. Transmissão de preços da soja entre o Brasil e os estados unidos no período de 1997 a 2007. **Economia e Desenvolvimento**, n. 21, 2009.
- SILVA FILHO, O. C.; FRASCAROLI, B. F.; MAIA, S. F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos ARMAX e VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXIII, 2005, Natal. **Anais**... Natal, RN: ANPEC Nacional, 2005.
- SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. Transmissão inter-regional de preços no mercado brasileiro de soja. **Análise Econômica**, v. 27, n. 51, 2009.
- SOUZA, M. O. Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos. 2018. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2018.
- SOUZA, P. M.; LIMA, J. E. Intensidade e dinâmica da modernização agrícola no Brasil e nas unidades da Federação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 795-824, 2003.
- TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of econometrics**, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE USDA. Foreign Agricultural Service. Disponível em: https://apps.fas.usda.gov/psdonlines. Acessado em 26 mar. 2020.
- VAVRA, P.; GOODWIN, B. K. **Analysis of Price Transmission along the Food Chain OECD Food.**Agriculture and Fisheries Working Papers 3. OECD Publishing, 2005.
- VIEIRA FILHO, J. E. R., org. **Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2019. 340 p.
- WARD, R. W. Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. **American** journal of agricultural economics, v. 64, n. 2, p. 205-212, 1982.
- WONDEMU, K. Price transmission asymmetry in spatial grain markets in Ethiopia. **African Development Review**, v. 27, n. 2, p. 106-116, 2015.
- XIA, T.; LI, X. Consumption inertia and asymmetric price transmission. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, p. 209-227, 2010.
- ZANIN, V.; BACHA, C. J. C. A importância dos sojicultores sulistas na nova fronteira agrícola brasileira. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 45, n. 1, p. 35-52, 2017.

ANEXOS

Tabela A. Resultados do teste de raiz unitária do tipo DF-GLS para variáveis do preço do grão de soja

Tabela A. Resultad	Componente	Nº de	Estatística		críticos ²	Resultado
Série	determinista	defasagens ¹	do teste	5%	1%	significância rejeição H₀
AD 1 C1:	Tendência	27	-2,691	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
ΔBolsa Chicago	Constante	1	-13,387	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_chicago)	Nenhum	17	-12,358	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
ΔFOB	Tendência	27	-2,392	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
Exportação	Constante	0	-22,038	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_fob)	Nenhum	2	-30,554	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
ΔIndicador	Tendência	27	-2,115	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
Paranaguá	Constante	22	-0,961	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(g_ip)	Nenhum	1	-34,507	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
ΔBalcão - Norte	Tendência	27	-6,363	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
do Paraná	Constante	21	-4,776	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_nprba)	Nenhum	14	-11,073	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔLote - Norte do	Tendência	27	-4,698	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
Paraná	Constante	24	-2,665	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_nprlo)	Nenhum	7	-15,778	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔBalcão - Oeste	Tendência	27	-6,615	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
do Paraná	Constante	22	-4,964	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_oprba)	Nenhum	14	-11,020	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔLote - Oeste do	Tendência	23	-8,107	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
Paraná	Constante	23	-7,987	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_oprlo)	Nenhum	10	-12,726	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔBalcão - Passo	Tendência	10	-12,494	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
Fundo	Constante	10	-12,522	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_pfrsba)	Nenhum	9	-13,092	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔLote - Passo	Tendência	22	-7,148	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
Fundo	Constante	20	-5,079	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_pfrslo)	Nenhum	10	-12,658	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔBalção - Rio	Tendência	25	-4,732	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
Verde	Constante	22	-2,822	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(g_rvgoba)	Nenhum	9	-12,505	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
ΔLote - Rio	Tendência	24	-3,839	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
Verde	Constante	21	-2,169	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) *
(g_rvgolo)	Nenhum	9	-13,749	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
AT . C	Tendência	23	-6,958	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
ΔLote - Sorriso	Constante	23	-5,445	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) *
(g_smtlo)	Nenhum	1	-37,090	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **

Notas: Δ representa a série na primeira diferença; ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Tabela B. Resultados do teste de raiz unitária tipo DF-GLS para variáveis do preço do farelo de soja

Série	Componente	Nº de	Estatística do		ores .cos ²	Resultado significância
	determinista	defasagens ¹	teste	5%	1%	rejeição H₀
AD -1 Cl-:	tendência	25	-2,878	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
ΔBolsa Chicago (f_chicago)	constante	10	-2,879	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(I_criteago)	nenhum	17	-12,232	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
AEOD	tendência	26	-2,200	-2,89	-3,48	Não rejeita I(1) **
ΔFOB (f_fob)	constante	21	-1,102	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(1_100)	nenhum	2	-32,534	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
ANT 1 D /	tendência	25	-5,324	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
ΔNorte do Paraná (f_npr)	constante	25	-3,414	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(1_11p1)	nenhum	10	-11,339	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
AO : 1 D /	tendência	21	-7,237	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
ΔOeste do Paraná (f_opr)	constante	21	-6,824	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(1_Op1)	nenhum	8	-11,462	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
AD E 1	tendência	27	-4,469	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
$\Delta Passo Fundo (f_pfrs)$	constante	20	-2,779	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(1_p113)	nenhum	8	-12,527	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
AD: 37 1	tendência	20	-7,801	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
$\Delta ext{Rio Verde}$ $(f_ ext{rvgo})$	constante	20	-6,575	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(1_1Vg0)	nenhum	22	-8,528	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
A.C	tendência	27	-3,378	-2,89	-3,48	Rejeita I(1)*
Δ Campinas (f_csp)	constante	24	-1,739	-1,94	-2,57	Não rejeita I(1) **
(1_csp)	nenhum	8	-12,870	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**

Notas: Δ representa a série na primeira diferença; ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Tabela C. Resultados do teste de raiz unitária tipo DF-GLS para variáveis do preço do óleo de soja

0.4.1	Componente	Nº de	Estatística	Valores	críticos ²	Resultado
Série	determinista	defasagens1	do teste	5%	1%	significância rejeição H ₀
ΔBolsa Chicago (o_chicago)	Tendência	27	-4,937	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
	Constante	1	-22,480	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
	Nenhum	2	-30,124	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
AEOR	Tendência	1	-35,945	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
ΔFOB (o_fob)	Constante	1	-35,931	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(0_100)	Nenhum	3	-27,648	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**
10° D 1	Tendência	22	-7,298	-2,89	-3,48	Rejeita I(1) **
ΔSão Paulo (o_sp)	Constante	20	-5,306	-1,94	-2,57	Rejeita I(1) **
(\(\sigma_3\text{P}\)	Nenhum	12	-11,389	-1,95	-2,58	Rejeita I(1)**

Notas: Δ representa a série na primeira diferença; ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Tabela D. Resultados dos testes DF-GLS de raiz unitária para variáveis preço do tomate nas diferentes categorias

Série	Componente	Nº de	Estatística	Valore	es críticos	C1
Serie	determinista	defasagens	do teste	5%	1%	- Conclusão
Δ3A – Atacado	tendência	0	-10,025	-2,93	-3,46	Rejeita I(1) **
	constante	0	-7,607	-1,94	-2,58	Rejeita I(1) **
	nenhum	5	-6,166	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
	tendência	9	-1,314	-2,93	-3,46	Não rejeita I(1) **
$\Delta 2A$ – Atacado	constante	0	-6,002	-1,94	-2,58	Rejeita I(1) **
	nenhum	5	-6,125	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
	tendência	0	-10,303	-2,93	-3,46	Rejeita I(1) **
$\Delta 2A - Produtor$	constante	0	-9,266	-1,94	-2,58	Rejeita I(1) **
	nenhum	5	-5,908	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **
	tendência	0	-10,454	-2,93	-3,46	Rejeita I(1) **
$\Delta 1A - Produtor$	constante	0	-9,406	-1,94	-2,58	Rejeita I(1) **
	nenhum	5	-5,813	-1,95	-2,58	Rejeita I(1) **

Notas: Δ representa a série na primeira diferença; ** e * denotam significância de 1% e 5% respectivamente; na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é o equivalente ao teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981); ¹ número de defasagens definida pelo MAIC; ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996).

Tabela E. Estimativa dos modelos NARDL – Preços do grão de soja: Chicago para FOB e FOB para Indicador Paranaguá

$g_{fob} = f(g_{ch})$	nicago)		$g_{ip} = f(g)$	_fob)	
Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.
Constante	0,186	0,000	Constante	0,218	0,000
Lg_fob	-0,026	0,000	Lg_ip	-0,031	0,000
Lg_chicagoP	0,021	0,000	Lg_fobP	0,034	0,000
Lg_chicagoN	0,020	0,000	Lg_fobN	0,034	0,000
DLg_fob (-1)	-0,242	0,000	DLg_ip (-1)	-0,067	0,001
DLg_fob (-3)	-0,033	0,030	DLg_ip (-2)	-0,045	0,019
DLg_fob (-7)	-0,053	0,005	DLg_ip (-3)	-0,057	0,003
DLg_fob (-8)	0,037	0,054	DLg_ip (-6)	-0,043	0,021
DLg_chicagoP	0,760	0,000	DLg_fobP	0,264	0,000
DLg_chicagoP (-1)	0,202	0,000	DLg_fobP (-1)	0,184	0,000
DLg_chicagoP (-7)	0,069	0,044	DLg_fobP (-2)	0,114	0,000
DLg_chicagoP (-9)	0,058	0,095	DLg_fobP (-3)	0,069	0,006
DLg_chicagoN	0,564	0,000	DLg_fobP (-4)	0,057	0,015
DLg_chicagoN (-1)	0,163	0,000	DLg_fobP (-1)	0,054	0,019
DLg_chicagoN (-7)	0,071	0,016	DLg_fobP (-7)	-0,049	0,044
DLg_chicagoN (-9)	-0,082	0,005	DLg_fobN	0,156	0,000
			DLg_fobN (-1)	0,189	0,000
			DLg_fobN (-2)	0,078	0,000
			DLg_fobN (-7)	0,123	0,000
			DLg_fobN (-8)	0,036	0,059
β^+	0,7	785	β^+	1,09	96
eta^-	0,7	778	eta^-	1,09	98
$\Sigma\pi^+$	1,0)89	$\Sigma\pi^+$	0,69	03
$\Sigma\pi^-$	0,7	715	$\Sigma\pi^-$	0,58	31

Tabela F. Estimativa dos modelos NARDL - Preços do grão de soja: Indicador Paranaguá e Lote em diferentes regiões

g_nprlo =	= f (g_ip	<u>)</u>	g_oprlo =	= f (g_i	p)	g_pfrslo =	f (g_ip)	g_rvgolo :	= f (g_i	p)	g_smtlo	$= f (g_i$	p)
Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.
Constante	0,230	0,000	Constante	0,142	0,000	Constante	0,210	0,000	Constante	0,218	0,000	Constante	0,123	0,000
Lg_nprlo	-0,033	0,000	Lg_oprlo	-0,020	0,000	Lg_pfrslo	-0,030	0,000	Lg_rvgolo	-0,031	0,000	Lg_smtlo	-0,018	0,000
Lg_ipP	0,034	0,000	Lg_ipP	0,021	0,000	Lg_ipP	0,028	0,000	Lg_ipP	0,033	0,000	Lg_ipP	0,018	0,001
Lg_ipN	0,034	0,000	Lg_ipN	0,021	0,000	Lg_ipN	0,028	0,000	Lg_ipN	0,033	0,000	Lg_ipN	0,018	0,001
DLg_nprlo (-1)	-0,237	0,000	DLg_oprlo (-1)	-0,074	0,000	DLg_pfrslo (-1)	-0,045	0,023	DLg_rvgolo (-1)	-0,224	0,000	DLg_smtlo (-1)	-0,137	0,000
DLg_nprlo (-2)	-0,032	0,104	DLg_oprlo (-6)	0,049	0,005	DLg_pfrslo (-4)	0,034	0,056	DLg_rvgolo (-2)	-0,082	0,000	DLg_smtlo (-2)	-0,051	0,007
DLg_nprlo (-5)	-0,034	0,074	DLg_oprlo (-9)	0,046	0,007	DLg_pfrslo (-7)	0,033	0,062	DLg_rvgolo (-3)	-0,043	0,025	DLg_smtlo (-8)	0,033	0,077
DLg_nprlo (-8)	0,035	0,041	DLg_ipP	0,569	0,000	DLg_pfrslo (-10)	0,050	0,006	DLg_rvgolo (-5)	0,041	0,026	DLg_smtlo (-10)	0,048	0,010
DLg_ipP	0,625	0,000	DLg_ipP (-1)	0,193	0,000	DLg_ipP	0,438	0,000	DLg_rvgolo (-9)	0,046	0,012	DLg_ipP	0,590	0,000
DLg_ipP (-1)	0,291	0,000	DLg_ipN	0,279	0,000	$DLg_ipP(-1)$	0,198	0,000	DLg_ipP	0,338	0,000	DLg_ipP (-1)	0,306	0,000
DLg_ipP (-2)	0,083	0,017	DLg_ipN (-1)	0,120	0,000	DLg_ipP (-11)	0,060	0,027	DLg_ipP (-1)	0,300	0,000	DLg_ipP (-3)	0,162	0,000
DLg_ipP (-5)	0,059	0,080	DLg_ipN (-2)	0,060	0,006	DLg_ipN	0,196	0,000	DLg_ipP (-2)	0,246	0,000	DLg_ipN	0,263	0,000
DLg_ipN	0,333	0,000	DLg_ipN (-7)	0,035	0,105	$DLg_ipN (-1)$	0,114	0,000	DLg_ipN	0,254	0,000	$DLg_ipN (-1)$	0,124	0,001
DLg_ipN (-1)	0,170	0,000				DLg_ipN (-2)	0,044	0,038	DLg_ipN (-1)	0,136	0,000	DLg_ipN (-5)	0,070	0,045
DLg_ipN (-2)	0,070	0,008				DLg_ipN (-6)	0,062	0,003	$DLg_ipN(-3)$	0,099	0,004			
DLg_ipN (-4)	0,048	0,059				DLg_ipN (-11)	-0,056	0,009						
DLg_ipN (-5)	0,074	0,004												
DLg_ipN (-7)	0,049	0,050												
β^+	1,0	035	β^+	1,0)29	β^+	0,9	44	β^+	1,0)48	β^+	1,	000
eta^-	1,0	038	eta^-	1,0	030	eta^-	0,9	45	eta^-	1,048		eta^-	0,	991
$\Sigma \pi^+$	1,0	058	$\Sigma\pi^+$	0,7	763	$\Sigma \pi^+$	0,6	95	$\Sigma\pi^+$	0,8	384	$\Sigma \pi^+$	1,	058
$\Sigma\pi^-$	0,	744	$\Sigma\pi^-$	0,4	194	$\Sigma\pi^-$	0,3	61	$\Sigma \pi^-$ 0,489		189	$\Sigma\pi^-$	0,456	

Tabela G. Estimativa dos modelos NARDL – Preços do grão de soja: Balcão e Lote

$g_nprba = f$	(g_nprlo)		$g_{oprba} = f$	(g_oprlo)	$g_pfrsba = f$	(g_pfrslo)	$g_rygoba = f(g_rygolo)$			
Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob	
Constante	0,353	0,000	Constante	0,235	0,000	Constante	0,390	0,000	Constante	0,161	0,000	
Lg_nprba	-0,049	0,000	Lg_oprba	-0,033	0,000	Lg_pfrsba	-0,055	0,000	Lg_rvgoba	-0,023	0,000	
Lg_nprloP	0,047	0,000	Lg_oprloP	0,030	0,000	Lg_pfrsloP	0,055	0,000	Lg_rvgoloP	0,021	0,000	
Lg_nprloN	0,047	0,000	Lg_oprloN	0,030	0,000	Lg_pfrsloN	0,055	0,000	Lg_rvgoloN	0,021	0,000	
DLg_nprba (-1)	-0,058	0,004	DLg_oprba (-1)	-0,098	0,000	DLg_pfrsba (-1)	-0,231	0,000	DLg_rvgoba (-1)	-0,135	0,000	
DLg_nprba (-2)	-0,083	0,000	DLg_oprba (-2)	-0,059	0,003	DLg_pfrsba (-2)	-0,144	0,000	DLg_rvgoba (-5)	0,032	0,097	
DLg_nprba (-3)	-0,056	0,003	DLg_oprba (-3)	-0,063	0,001	DLg_pfrsba (-3)	-0,120	0,000	DLg_rvgoba (-10)	0,039	0,035	
DLg_nprba (-4)	0,036	0,028	DLg_oprba (-4)	0,035	0,022	DLg_pfrsba (-4)	-0,093	0,000	DLg_rvgoloP	0,190	0,000	
DLg_nprloP	0,413	0,000	DLg_oprloP	0,556	0,000	DLg_pfrsba (-5)	-0,067	0,000	DLg_rvgoloP (-1)	0,119	0,000	
DLg_nprloP (-1)	0,258	0,000	DLg_oprloP (-1)	0,310	0,000	DLg_pfrsba (-7)	-0,036	0,064	DLg_rvgoloP (-2)	0,090	0,000	
DLg_nprloP (-2)	0,126	0,000	DLg_oprloP (-2)	0,095	0,001	DLg_pfrsba (-8)	-0,062	0,001	DLg_rvgoloP (-3)	0,050	0,015	
DLg_nprloP (-3)	0,088	0,000	DLg_oprloP (-3)	0,067	0,020	DLg_pfrsba (-9)	-0,037	0,023	DLg_rvgoloP (-4)	0,039	0,060	
DLg_nprloN	0,491	0,000	DLg_oprloN	0,535	0,000	DLg_pfrsloP	0,450	0,000	DLg_rvgoloP (-5)	0,036	0,080	
DLg_nprloN (-1)	0,288	0,000	DLg_oprloN (-1)	0,306	0,000	DLg_pfrsloP (-1)	0,404	0,000	DLg_rvgoloP (-7)	0,036	0,070	
DLg_nprloN (-2)	0,083	0,001	DLg_oprloN (-2)	0,054	0,036	DLg_pfrsloP (-2)	0,231	0,000	DLg_rvgoloN	0,222	0,000	
DLg_nprloN (-3)	0,047	0,058	DLg_oprloN (-3)	0,041	0,108	DLg_pfrsloP (-3)	0,181	0,000	DLg_rvgoloN (-1)	0,112	0,000	
DLg_nprloN (-5)	-0,041	0,056	DLg_oprloN (-5)	-0,043	0,045	DLg_pfrsloP (-4)	0,149	0,000	DLg_rvgoloN (-2)	0,038	0,045	
						DLg_pfrsloP (-5)	0,090	0,001	DLg_rvgoloN (-4)	0,033	0,082	
						DLg_pfrsloP (-6)	0,045	0,060	DLg_rvgoloN (-6)	0,032	0,074	
						DLg_pfrsloP (-7)	0,063	0,013	DLg_rvgoloN (-9)	0,043	0,014	
						DLg_pfrsloP (-8)	0,065	0,014				
						DLg_pfrsloN	0,537	0,000				
						DLg_pfrsloN (-1)	0,366	0,000				
						DLg_pfrsloN (-2)	0,177	0,000				
						DLg_pfrsloN (-3)	0,137	0,000				
						DLg_pfrsloN (-4)	0,094	0,001				
						DLg_pfrsloN (-5)	0,086	0,001				
						DLg_pfrsloN (-7)	0,046	0,071				
						DLg_pfrsloN (-8)	0,047	0,070				
						DLg_pfrsloN (-9)	0,101	0,000				
β+	0,9	947	β^+	0,9	026	β^+	1,0	008	β^+	0,9	019	

eta^-	0,944	eta^-	0,923	eta^-	1,008	eta^-	0,919
$\Sigma\pi^+$	0,886	$\Sigma\pi^+$	1,028	$\Sigma\pi^+$	1,680	$\Sigma\pi^+$	0,561
$\Sigma\pi^-$	0,868	$\Sigma\pi^-$	0,894	$\Sigma\pi^-$	1,591	$\Sigma\pi^-$	0,481

Tabela H. Testes de diagnóstico dos modelos NARDL estimados – Preços do grão de soja

Modelo	Diagnóstico	Teste	Estatística	p-Valor	Conclusão
g_fob = f (g_chicago)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	45,820	0,243	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
$g_ip = f(g_fob)$	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	28,750	0,907	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_nprlo = f (g_ip)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	36,890	0,611	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_oprlo = f (g_ip)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	27,170	0,939	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_pfrslo = f (g_ip)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	29,300	0,894	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_rvgolo = f (g_ip)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	29,320	0,893	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_smtlo = f (g_ip)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	47,060	0,206	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_nprba = f (g_nprlo)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	33,370	0,761	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_oprba = f (g_oprlo)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	39,550	0,490	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_pfrsba = f (g_pfrslo)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	36,680	0,621	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
g_rvgoba = f (g_rvgolo)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	43,100	0,340	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação

Tabela I. Estimativa dos modelos NARDL – Preços do farelo de soja: Bolsa de Chicago para FOB e FOB para diferentes regiões

$f_{fob} = f(f_{c}$	f_fob = f (f_chicago)		$f_{csp} = f(f_{bo})$		$f_npr = f(f_fob)$		(f_fob)	f_pfrs = 1	f (f_fob)	$f_{rvgo} = f(f_{fob})$		
Variável	Coef. Prob.	Variável	Coef. Prob.	Variável	Coef. Prob.	Variável	Coef. Prob.	Variável	Coef. Prob.	Variável	Coef. Prob.	
Constante	0,225 0,000	Constante	0,274 0,000	Constante	0,211 0,000	Constante	0,144 0,000	Constante	0,359 0,000	Constante	0,317 0,000	
Lf_fob	-0,033 0,000	Lf_csp	-0,038 0,000	Lf_npr	-0,030 0,000	Lf_opr	-0,020 0,000	Lf_pfrs	-0,050 0,000	Lf_rvgo	-0,045 0,000	
Lf_chicagoP	0,032 0,000	Lf_fobP	0,038 0,000	Lf_fobP	0,033 0,000	Lf_fobP	0,023 0,000	Lf_fobP	0,052 0,000	Lf_fobP	0,048 0,000	
Lf_chicagoN	0,032 0,000	Lf_fobN	0,038 0,000	Lf_fobN	0,033 0,000	Lf_fobN	0,023 0,000	Lf_fobN	0,053 0,000	Lf_fobN	0,049 0,000	
DLf_fob (-1)	-0,310 0,000	DLf_csp (-1)	-0,201 0,000	DLf_npr (-1)	-0,152 0,000	DLf_opr (-1)	-0,089 0,000	DLf_pfrs (-1)	-0,201 0,000	DLf_rvgo (-1)	-0,201 0,000	
DLf_fob (-2)	-0,080 0,000	DLf_csp (-2)	-0,077 0,000	DLf_npr (-6)	0,051 0,007	DLf_opr (-2)	0,042 0,031	$DLf_pfrs~(-2)$	-0,056 0,004	DLf_rvgo (-2)	-0,121 0,000	
DLf_fob (-3)	-0,034 0,070	DLf_csp (-4)	0,040 0,039	DLf_npr (-7)	0,048 0,011	DLf_opr (-3)	0,060 0,002	DLf_pfrs (-3)	0,042 0,029	DLf_rvgo (-3)	-0,040 0,046	
DLf_chicagoP	0,789 0,000	DLf_csp (-5)	0,034 0,082	DLf_npr (-8)	0,050 0,007	DLf_opr (-4)	0,058 0,002	DLf_pfrs (-5)	0,088 0,000	DLf_rvgo (-4)	-0,076 0,000	
DLf_chicagoP (-1)	0,263 0,000	DLf_csp (-6)	0,067 0,000	DLf_npr (-11)	0,042 0,021	DLf_opr (-6)	0,057 0,003	DLf_pfrs (-6)	0,058 0,002	DLf_rvgo (-6)	0,051 0,007	
DLf_chicagoP (-2)	0,114 0,002	DLf_csp (-7)	0,054 0,005	DLf_fobP	0,090 0,000	DLf_opr (-7)	0,039 0,044	DLf_pfrs (-7)	0,057 0,003	DLf_rvgo (-9)	0,034 0,070	
DLf_chicagoP (-3)	-0,093 0,007	DLf_csp (-8)	0,064 0,001	DLf_fobP (-1)	0,171 0,000	DLf_opr (-13)	0,062 0,001	DLf_pfrs (-8)	0,039 0,038	DLf_rvgo (-12)	0,056 0,002	
DLf_chicagoN	0,467 0,000	DLf_csp (-9)	0,042 0,025	DLf_fobP (-2)	0,078 0,000	DLf_fobP	0,117 0,000	DLf_fobP	0,088 0,000	DLf_fobP	0,099 0,001	
DLf_chicagoN (-1)	0,082 0,004	DLf_fobP	0,071 0,005	$DLf_fobP(-3)$	0,127 0,000	DLf_fobP (-1)	0,153 0,000	DLf_fobP (-1)	0,095 0,000	DLf_fobP (-1)	0,131 0,000	
		DLf_fobP (-1)	0,097 0,000	DLf_fobP (-5)	0,049 0,015	DLf_fobP (-2)	0,085 0,000	DLf_fobP (-2)	0,080 0,001	DLf_fobP (-2)	0,087 0,008	
		$DLf_fobP~(-2)$	0,097 0,000	DLf_fobP (-6)	0,083 0,000	DLf_fobP (-3)	0,049 0,007	DLf_fobP (-3)	0,050 0,030	DLf_fobP (-3)	0,160 0,000	
		$DLf_fobP(-3)$	0,100 0,000	DLf_fobP (-8)	0,035 0,070	DLf_fobP (-4)	0,057 0,002	DLf_fobP (-4)	0,095 0,000	DLf_fobP (-4)	0,115 0,001	
		DLf_fobP (-4)	0,082 0,002	DLf_fobN	0,037 0,064	DLf_fobP (-6)	0,029 0,097	DLf_fobP (-5)	0,047 0,026	DLf_fobP (-5)	0,083 0,010	
		DLf_fobP (-5)	0,049 0,061	DLf_fobN (-1)	0,105 0,000	DLf_fobP (-7)	0,043 0,016	DLf_fobN	0,084 0,000	DLf_fobP (-6)	0,086 0,007	
		DLf_fobP (-7)	0,072 0,007	$DLf_fobN~(-2)$	0,116 0,000	DLf_fobP (-8)	0,039 0,034	DLf_fobN (-2)	0,055 0,021	DLf_fobP (-7)	0,074 0,024	
		DLf_fobN	0,041 0,094	$DLf_fobN~(-4)$	0,063 0,001	DLf_fobP (-10)	0,035 0,055	DLf_fobN (-3)	0,094 0,000	DLf_fobN	0,079 0,012	
		DLf_{fobN} (-1)	0,083 0,002	DLf_fobN (-5)	0,045 0,024	DLf_fobP (-12)	0,030 0,089			DLf_fobN (-2)	0,105 0,002	
		DLf_fobN (-2)	0,091 0,001	DLf_{fobN} (-7)	0,083 0,000	DLf_fobN	0,067 0,000			DLf_fobN (-3)	0,072 0,032	
		DLf_fobN (-3)	0,084 0,001	DLf_fobN (-10)	0,030 0,105	DLf_fobN (-1)	0,120 0,000			DLf_fobN (-4)	0,063 0,058	
		DLf_fobN (-4)	0,068 0,009	DLf_fobN (-11)	0,038 0,036	DLf_{fobN} (-2)	0,091 0,000			DLf_fobN (-5)	0,105 0,002	

		DLf_fobN (-5	5) 0,061 0,015		DLf_fobN (-7) 0,089 0,005						
		DLf_fobN (-6	0) 0,057 0,022			DLf_fobN (-5	0,037 0,040			DLf_fobN (-8)	0,075 0,014
		DLf_fobN (-7	0,037 0,127			DLf_fobN (-8	0,043 0,015			DLf_fobN (-9)	0,073 0,012
		DLf_fobN (-8	3) 0,058 0,015			DLf_fobN (-9	0,054 0,002]	DLf_fobN (-11	.) 0,082 0,005
]	OLf_fobN (-10	0) 0,028 0,097				
]	OLf_fobN (-11	0,031 0,072				
]	OLf_fobN (-13	3) 0,041 0,014				
β^+	0,981	β^+	0,986	β^+	1,108	β^+	1,140	β+	1,046	β^+	1,086
eta^-	0,984	β^-	0,992	eta^-	1,110	β^-	1,142	eta^-	1,050	eta^-	1,094
$\Sigma\pi^+$	1,073	$\Sigma \pi^+$	0,567	$\Sigma \pi^+$	0,633	$\Sigma \pi^+$	0,636	$\Sigma \pi^+$	0,454	$\Sigma \pi^+$	0,834
$\Sigma\pi^-$	0,549	$\Sigma\pi^-$	0,579	$\Sigma\pi^-$	0,515	$\Sigma\pi^-$	0,604	$\Sigma\pi^-$	0,234	$\Sigma\pi^-$	0,745

Tabela J. Testes de diagnóstico dos modelos NARDL – Preços do farelo de soja

Modelo	Diagnóstico	Teste	Estatística	p-Valor	Conclusão
f_fob =	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	36,120	0,646	Não rejeita H ₀ : Ausência
f (f_chicago)	Tutocorrelação	Tortinanteau χ (40)	30,120	0,040	de autocorrelação
f_csp =	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	34,3110	0,724	Não rejeita H ₀ : Ausência
f (f_fob)	Autocorreração	Portmanteaux (40)	34,3110	0,724	de autocorrelação
f_npr =	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	43,770	0,314	Não rejeita H ₀ : Ausência
f (f_fob)	Autocorreração	Portmanteaux (40)	43,770	0,314	de autocorrelação
f_opr =	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	45,660	0,249	Não rejeita H ₀ : Ausência
f (f_fob)	Autocorreração	Portinanteau (40)	43,000	0,249	de autocorrelação
f_pfrs =	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	32,070	0,810	Não rejeita H ₀ : Ausência
f (f_fob)	Autocorreração	Portmanteaux (40)	32,070	0,010	de autocorrelação
f_rvgo =	Autocorrelação	Doutenanton $\chi^2(40)$	45,230	0,263	Não rejeita H ₀ : Ausência
f (f_fob)	Tutocorreração	Portmanteau $\chi^2(40)$	43,230	0,203	de autocorrelação

Tabela K. Estimativa dos modelos NARDL – Preços do óleo de soja: Chicago para FOB e FOB para São Paulo

$o_{fob} = f(o_{chic}$	o_fob = f (o_chicago)						
Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob		
Constante	0,187	0,000	Constante	0,154	0,000		
Lo_fob	-0,023	0,000	Lo_sp	-0,020	0,000		
Lo_chicagoP	0,017	0,001	Lo_fobP	0,023	0,000		
Lo_chicagoN	0,017	0,001	Lo_fobN	0,024	0,000		
DLo_fob (-1)	-0,307	0,000	DLo_sp (-1)	-0,217	0,000		
DLo_fob (-2)	-0,065	0,001	DLo_sp (-2)	-0,085	0,000		
DLo_fob (-7)	-0,030	0,019	DLo_sp (-3)	-0,035	0,079		
DLo_fob (-10)	0,037	0,004	DLo_sp (-4)	0,055	0,005		
DLo_chicagoP	0,803	0,000	DLo_sp (-7)	0,051	0,008		
DLo_chicagoP (-1)	0,226	0,000	DLo_sp (-8)	0,082	0,000		
DLo_chicagoP (-2)	0,089	0,003	DLo_sp (-9)	0,059	0,002		
DLo_chicagoP (-6)	-0,050	0,030	DLo_sp (-11)	0,045	0,018		
DLo_chicagoN	0,847	0,000	DLo_fobP	0,056	0,011		
DLo_chicagoN (-1)	0,316	0,000	DLo_fobP (-1)	0,113	0,000		
DLo_chicagoN (-2)	0,102	0,001	DLo_fobP (-2)	0,087	0,000		
DLo_chicagoN (-4)	-0,066	0,007	DLo_fobP (-3)	0,096	0,000		
			DLo_fobP (-4)	0,071	0,002		
			DLo_fobP (-5)	0,043	0,062		
			DLo_fobP (-6)	0,041	0,071		
			DLo_fobP (-8)	0,035	0,090		
			DLo_fobN	0,095	0,000		
			DLo_fobN (-1)	0,051	0,027		
			DLo_fobN (-2)	0,084	0,000		
			DLo_fobN (-3)	0,091	0,000		
			DLo_fobN (-4)	0,091	0,000		
			DLo_fobN (-5)	0,046	0,048		
			DLo_fobN (-6)	0,046	0,046		
			DLo_fobN (-9)	-0,039	0,068		
β^+	0,7	703	β^+	1,1	95		
eta^-	0,703		eta^-	1,1	96		
$\Sigma\pi^+$	1,068		$\Sigma\pi^+$	0,5	42		
$\Sigma\pi^-$	1,1	.99	$\Sigma\pi^-$	0,4	67		

Tabela L. Testes de diagnóstico dos modelos NARDL estimados – Preços do grão de soja: Indicador Paranaguá e Lote em diferentes regiões

Modelo	Diagnóstico	Teste	Estatística	p-Valor	Conclusão
o_fob = f (o_chicago)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	44,540	0,287	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação
o_sp = f (o_fob)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	26,620	0,948	Não rejeita H ₀ : Ausência de autocorrelação

Tabela M. Estimativa dos modelos NARDL

2Aatac =	f (3Aat	ac)			2Aatac = f	(2Apr	od)	2Aatac = f	'(1Apro	od)	3Aatac = f	(1Apr	nd)	3Aatac = f	(2Apr	nd)
Variável		Prob.			Variável	Coef.		Variável	Coef.		Variável	Coef.		Variável		Prob.
Constante			DL3AatacP (-6)	0,342 0,000	Constante	1,184	0,000	Constante		0,000	Constante	1,513		Constante		0,000
L2Aatac	-0,233		DL3AatacP (-7)	0,166 0,023	L2Aatac	-0,311	-	L2Aatac	-0,306		L3Aatac	-0,360		L3Aatac	-0,382	
L3AatacP	0,256	*	DL3AatacP (-8)	0,231 0,001	L2AprodP	0,282	0,000	L1AprodP	0,275	0,000	L1AprodP	0,289	0,000	L2AprodP	0,312	0,000
	,	*	` '	,	1	-	,	1	,	,	1	-	,	1	,	,
L3AatacN	0,257	0,000	DL3AatacP (-9)	0,165 0,013	L2AprodN	0,283	0,000	L1AprodN	0,276	0,000	L1AprodN	0,288	0,000	L2AprodN	0,312	0,000
DL2Aatac (-1)	-0,410	0,000	DL3AatacN	0,896 0,000	DL2Aatac (-1)	-0,180	0,000	DL2Aatac (-1)	-0,161	0,000	DL1AprodP	0,636	0,000	DL2AprodP	0,732	0,000
DL2Aatac (-2)	-0,331	0,000	DL3AatacN (-1)	0,492 0,000	DL2Aatac (-2)	-0,160	0,000	DL2Aatac (-2)	-0,135	0,001	DL1AprodP (-1)	0,121	0,017	DL2AprodP (-3)	-0,092	0,068
DL2Aatac (-3)	-0,295	0,000	DL3AatacN (-2)	0,359 0,000	DL2Aatac (-3)	-0,114	0,001	DL2Aatac (-3)	-0,095	0,005	DL1AprodP (-4)	-0,245	0,000	DL2AprodP (-4)	-0,227	0,000
DL2Aatac (-4)	-0,310	0,000	DL3AatacN (-3)	0,384 0,000	DL2Aatac (-4)	-0,104	0,001	DL2Aatac (-4)	-0,102	0,001	DL1AprodP (-5)	0,098	0,046	DL2AprodP (-5)	0,115	0,024
DL2Aatac (-5)	-0,298	0,000	DL3AatacN (-4)	0,374 0,000	DL2Aatac (-5)	-0,080	0,006	DL2Aatac (-5)	-0,081	0,006	DL1AprodN	0,625	0,000	DL2AprodN	0,650	0,000
DL2Aatac (-6)	-0,215	0,000	DL3AatacN (-5)	0,182 0,025	DL2AprodP	0,750	0,000	DL1AprodP	0,685	0,000	DL1AprodN (-1)	0,269	0,000	DL2AprodN (-1)	0,330	0,000
DL2Aatac (-7)	-0,143	0,004	DL3AatacN (-6)	0,137 0,082	DL2AprodP (-1)	0,231	0,009	DL1AprodP (-1)	0,228	0,006						
DL2Aatac (-8)	-0,147	0,001	DL3AatacN (-7)	0,178 0,019	DL2AprodP (-2)	0,230	0,008	DL1AprodP (-2)	0,203	0,012						
DL2Aatac (-9)	-0,134	0,001	DL3AatacN (-8)	0,140 0,054	DL2AprodN	0,764	0,000	DL1AprodN	0,816	0,000						
DL2Aatac (-10)	-0,075	0,011	DL3AatacN (-9)	0,118 0,091	DL2AprodN (-1)	0,342	0,000	DL1AprodN (-1)	0,304	0,001						
DL3AatacP	1,011	0,000	DL3AatacN (-10)	0,109 0,102	DL2AprodN (-2)	0,310	0,001	DL1AprodN (-2)	0,212	0,019						
DL3AatacP (-1)	0,434 (0,000														
DL3AatacP (-2)	0,307	0,000	β+	1,097	β^+	0,9	004	β^+	0,8	397	β+	0,8	803	β^+	0,8	319
DL3AatacP (-3)	0,336	0,000	eta^-	1,102	eta^-	0,9	008	eta^-	0,6	399	eta^-	0,8	801	eta^-	0,8	317
DL3AatacP (-4)	0,362	0,000	$\Sigma\pi^+$	3,643	$\Sigma \pi^+$	1,2	211	$\Sigma \pi^+$	$\Sigma \pi^{+}$ 1,116		$\Sigma \pi^+$	0,6	510	$\Sigma \pi^+$	0,5	528
DL3AatacP (-5)	0,290	0,000	$\Sigma\pi^-$	3,368	$\Sigma\pi^-$	1,4	16	$\Sigma\pi^-$	1,3	331	$\Sigma\pi^-$	0,8	395	$\Sigma\pi^-$	0,9	981

Tabela N. Estimativa dos modelos NARDL

$\frac{1 \text{Aprod} = f}{1}$	(2Apro	d)	$\frac{1 \text{Aprod} = f}{1}$	1Aprod = f (3Aatac)			1Aprod = f (2Aatac)			f (2Aata	c)	2Aprod = f (3Aatac)		
Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.	Variável	Coef.	Prob.
Constante	1,616	0,000	Constante	0,806	0,000	Constante	0,588	0,000	Constante	0,645	0,000	Constante	0,988	0,000
L1Aprod	-0,472	0,000	L1Aprod	-0,228	0,000	L1Aprod	-0,162	0,000	L2Aprod	-0,152	0,000	L2Aprod	-0,236	0,000
L2AprodP	0,471	0,000	L3AatacP	0,249	0,000	L2AatacP	0,141	0,000	L2AatacP	0,137	0,000	L3AatacP	0,252	0,000
L2AprodN	0,471	0,000	L3AatacN	0,250	0,000	L2AatacN	0,140	0,000	L2AatacN	0,137	0,000	L3AatacN	0,252	0,000
DL1Aprod (-1)	-0,171	0,000	DL1Aprod (-1)	-0,118	0,001	DL1Aprod (-5)	-0,071	0,022	DL2Aprod (-5)	-0,067	0,022	DL2Aprod (-4)	0,059	0,046
DL1Aprod (-4)	0,016	0,096	DL1Aprod (-4)	0,102	0,003	DL1Aprod (-14)	-0,071	0,021	DL2Aprod (-8)	-0,049	0,086	DL2Aprod (-6)	0,050	0,068
DL1Aprod (-8)	0,105	0,001	DL3AatacP	0,586	0,000	DL1Aprod (-15)	0,086	0,003	DL2Aprod (-14)	-0,061	0,046	DL2Aprod (-8)	-0,094	0,001
DL2AprodP	1,026	0,000	DL3AatacP (-1)	0,247	0,000	DL1Aprod (-20)	0,128	0,000	DL2Aprod (-19)	-0,079	0,009	DL2Aprod (-14)	-0,049	0,079
DL2AprodP (-1)	0,162	0,000	DL3AatacP (-3)	-0,075	0,081	DL1Aprod (-21)	0,096	0,001	DL2Aprod (-20)	0,160	0,000	DL2Aprod (-16)	-0,050	0,080
DL2AprodP (-8)	-0,116	0,001	DL3AatacP (-4)	-0,086	0,063	DL2AatacP	0,364	0,000	DL2Aprod (-25)	0,096	0,001	DL2Aprod (-20)	0,082	0,004
DL2AprodN	0,947	0,000	DL3AatacP (-5)	-0,144	0,001	DL2AatacP (-1)	0,144	0,000	DL2AatacP	0,357	0,000	DL2Aprod (-23)	0,045	0,099
DL2AprodN (-1)	0,178	0,000	DL3AatacN	0,355	0,000	DL2AatacP (-2)	0,090	0,009	DL2AatacP (-1)	0,160	0,000	DL3AatacP	0,580	0,000
DL2AprodN (-8)	-0,127	0,000	DL3AatacN (-1)	0,232	0,000	DL2AatacP (-14)	0,062	0,063	DL2AatacP (-2)	0,096	0,003	DL3AatacP (-1)	0,160	0,000
			DL3AatacN (-2)	0,153	0,002	DL2AatacP (-20)	0,062	0,063	DL2AatacP (-14)	0,060	0,053	DL3AatacP (-5)	-0,114	0,004
			DL3AatacN (-3)	0,079	0,094	DL2AatacP (-21)	-0,059	0,064	DL2AatacP (-20)	0,053	0,092	DL3AatacP (-9)	0,080	0,038
			DL3AatacN (-4)	0,084	0,073	DL2AatacN	0,309	0,000	DL2AatacN	0,305	0,000	DL3AatacP (-20)	0,082	0,046
			DL3AatacN (-6)	-0,072	0,101	DL2AatacN (-1)	0,163	0,000	DL2AatacN (-1)	0,141	0,000	DL3AatacP (-24)	0,069	0,071
			DL3AatacN (-8)	-0,099	0,018	DL2AatacN (-2)	0,142	0,000	DL2AatacN (-2)	0,139	0,000	DL3AatacN	0,334	0,000
			DL3AatacN (-10)	-0,075	0,071	DL2AatacN (-3)	0,057	0,092				DL3AatacN (-1)	0,206	0,000
			DL3AatacN (-11)	-0,069	0,095	DL2AatacN (-5)	0,064	0,069				DL3AatacN (-2)	0,120	0,004
												DL3AatacN (-15)	0,104	0,014
												DL3AatacN (-17)	0,078	0,056
β^+	0,9	998	β^+	1,0)92	β^+	0,8	870	β^+	0,9	002	β^+	1,0	066
β^-	0,9	99	β^-	1,0)94	β^-	0,8	867	β^-	0,6	399	β^-	1,0	067
$\Sigma \pi^+$	1,0)72	$\Sigma \pi^+$	0,5	529	$\Sigma \pi^+$	0,0	563	$\Sigma \pi^+$	0,7	726	$\sum \pi^+$	0,8	857
$\Sigma \pi^-$		98	$\sum_{}^{}\pi^{-}$	0,5	588	$\Sigma \pi^-$		735	$\sum_{}^{}\pi^{-}$		585	$\Sigma \pi^-$	0,8	842
	0,9	998		0,5	588		0,	735		0,5	585		0,8	342

Tabela O. Testes de diagnóstico dos modelos NARDL estimados

Modelo	Diagnóstico	Teste	Estatística	p-Valor	Conclusão
2Aatac = f (3Aatac)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	33,200	0,768	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
2Aatac = f (2Aprod)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	28,520	0,912	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
2Aatac = f (1Aprod)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	32,080	0,810	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
3Aatac = f (1Aprod)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	33,600	0,752	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
3Aatac = f (2Aprod)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	22,950	0,986	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
1Aprod = f (2Aprod)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	42,980	0,345	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
1Aprod = f (3Aatac)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	46,480	0,223	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
1Aprod = f (2Aatac)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	44,580	0,285	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
2Aprod = f(2Aatac)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	44,270	0,296	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação
2Aprod = f (3Aatac)	Autocorrelação	Portmanteau $\chi^2(40)$	47,490	0,194	Não rejeita H0: Ausência de autocorrelação