

ANALISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA SOJA DE DIFERENTES MERCADOS PARA O RIO GRANDE DO SUL

ANALYSIS OF THE TRANSMISSION OF SOYBEAN PRICES FROM DIFFERENT MARKETS TO RIO GRANDE DO SUL

Wagner Oliveira de Quadros

Bacharel em Ciências Econômicas
Universidade Federal do Pampa (UNIPAMPA)
Santana do Livramento (RS), Brasil
woquadros@gmail.com

Dr. Sergio Ivan dos Santos

Eng. Mecânico, Doutor em Ciências dos Metais pela UFRGS
Professor da UNIPAMPA
Dom Pedrito (RS), Brasil
sergioivandossantos@yahoo.com.br

RESUMO

A soja é o principal produto do agronegócio no Rio Grande do Sul, tendo notória participação nas exportações e na formação da renda do produtor. A projeção do comportamento dos preços e a verificação da dinâmica de transmissão entre os diferentes mercados se tornam oportunas, tanto para os tomadores de decisão, que atuam diretamente na atividade, quanto para os formuladores de políticas. Portanto, este estudo tem como objetivo geral verificar a elasticidade de transmissão entre os preços de grãos de soja cotado no estado do Rio Grande do Sul e os preços cotados nos estados do Mato Grosso e Paraná e na Bolsa de Chicago. Assim, busca quantificar os impactos das variáveis explicativas sobre a variável dependente e verificar espaço de tempo em que ocorre essa transmissão, considerando os dados diários para o ano de 2016. Os modelos foram estimados pelo Método das Defasagens Distribuídas. Os resultados mostraram uma fraca relação de curto prazo entre as variáveis, indicando que a variação dos preços é transmitida parcialmente, ocorrendo em até dois dias.

Palavras-Chaves: Soja; Rio Grande do Sul; Transmissão de Preços; Defasagens Distribuídas.

ABSTRACT

Soy is the main product of agribusiness in Rio Grande do Sul, with a notable participation in exports and in the income of the producer. The projection of price and the verification of the dynamics of price transmission between different markets becomes timely both for decision makers, who act directly in the activity, as for policy makers. Therefore, this study has as general objective to verify the elasticity of transmission between prices of soybeans quoted in the state of Rio Grande do Sul and prices quoted in the states of Mato Grosso and Paraná and the Chicago Stock Exchange. Thus, it seeks to quantify impacts of the explanatory variables on the dependent variable and to verify the space of time in which this transmission takes place, considering the daily data for the year 2016. Models were estimated by the Distributed Lags Method. The results showed a weak short-term relationship between the variables, indicating that price variation is partially transmitted, occurring in up to two days.

Keywords: Soy; Rio Grande do Sul; Transmission of Prices; Distributed Lags.

1. INTRODUÇÃO

Conhecida no Oriente há milhares de anos, a soja foi introduzida no ocidente apenas no século XV, na época das grandes navegações europeias. Pesquisas sobre sua capacidade nutricional ganharam força no final do século XIX e início do século XX, quando o teor de óleo e proteína contidos no grão despertam o interesse da indústria. Assim, sua exploração comercial tem início, mais precisamente após a primeira guerra mundial, nos Estados Unidos (APROSOJA, 2017).

A aplicabilidade da soja na alimentação humana e animal, devido sua riqueza em proteína e amplo espectro de nutrientes, bem como sua portabilidade, facilidade no preparo e durabilidade levaram a *commodity* a ser a mais negociada no mercado internacional a partir dos anos 1960 (PASIN, 2007).

Associada a esse fator, temos a escolha dos biocombustíveis como alternativa de energia renovável substituta dos combustíveis fósseis, causando efervescências no mercado mundial da soja (LIBERA; WAQUIL, 2009). Com a intensificação das pressões ambientais e a firmação do Protocolo de Kyoto, a busca pelo incremento do uso de energias renováveis fortaleceu a sojicultura, fornecedora de matéria na produção de biocombustíveis (FREITAS; MARGARIDO, 2005).

No Brasil, a soja só passa a ser explorada com interesse econômico nos anos 1940, sendo que a partir dos anos 1970 veio a se consolidar como um dos principais produtos do agronegócio brasileiro, tendo sua produção concentrada na região sul, principalmente nos estados de Rio Grande do Sul e Paraná (PASIN, 2007).

O Rio Grande do Sul foi o estado pioneiro na produção da soja para exportação. Nos anos seguintes, outros estados brasileiros passam a cultivar a oleaginosa. A década de 1990 foi marcada por profundas mudanças político-sociais e pela abertura e estabilização econômica, o que gerou significativa evolução no mercado da soja. Esta tendência de crescimento permanece até presente período, acompanhada pelo desenvolvimento de novas tecnologias que permitem a expansão da cultura (SILVA; MACHADO, 2009).

Nas últimas décadas, o êxito na produção de soja permitiu que o Brasil se destacasse como um dos principais produtores e exportadores de produtos do complexo da soja no mercado internacional (grão de soja, farelo de soja e óleo de soja). O país vem sendo o segundo maior produtor no mundo, sendo superado apenas pelos Estados Unidos da América (EUA). Na safra 2015/2016, o país obteve uma produção de 96,5 milhões de toneladas, enquanto os EUA atingiram 106,93 milhões de toneladas. Essa posição de destaque vem se mantendo ao longo dos anos (LOVADINE; BACCHI, 2005).

O Rio Grande do Sul ocupa a terceira posição na produção de soja nacional, sendo superado pelos estados do Mato Grosso e Paraná. Conforme dados coletados pela *United States Department of Agriculture* (USDA), referente, a safra 2015/2016, o Mato Grosso produziu 26,030 milhões de toneladas de grão de soja, em uma área plantada de 9,140 milhões de hectares, o Paraná vem em segundo lugar com uma produção de 16,844 milhões de toneladas produzidas, em uma área de 5,451 milhões de hectares. O estado Gaúcho vem em terceiro com uma produção de 16,201 milhões de toneladas de grão de soja e uma área plantada de 5,455 milhões de hectares.

Considerando a posição do Brasil no mercado de soja internacional e a importante participação do Rio Grande do Sul nesse setor, a realização de análises acerca da formação dos preços pagos aos produtores gaúchos auxilia na análise e alternativas de investimentos, gerenciamento de riscos e tomada de decisão, além de gerar importantes contribuições relacionadas ao grau de competitividade da sojicultura gaúcha no contexto nacional e mundial

(LAZZAROTTO; FIGUEIREDO, 2006).

Conforme Libera e Waquil (2009), grande fluxo de informações e a integração entre os diferentes mercados são acelerados pelo desenvolvimento da tecnologia da informação e globalização. A dinâmica da formação dos preços agrícolas é fortemente influenciada por variáveis externas ao mercado analisado. Assim, nos resta saber o quanto é essa influência? Qual a intensidade da transmissão de preços entre os mercados? Em quanto tempo se dá essa transmissão?

Este estudo propõe uma análise da elasticidade de transmissão dos preços externos, tomando como base as cotações da *Chicago Board of Trade* (CBOT), dos preços cotados no estado do Mato Grosso, e dos preços cotados no estado do Paraná para os preços no Rio Grande do Sul. Conforme Figueiredo *et. al.* (2016), a elasticidade de transmissão corresponde “à intensidade e ao período de ocorrência da transmissão do preço” (2016, p.718). Sendo assim será verificado o impacto percentual que a variação de um preço causa em outro, e em quanto tempo isso se reflete. Para tal, serão analisadas séries temporais com frequências diárias, compreendendo o período de 05 de janeiro de 2016 até 31 de outubro de 2016, para proporcionar maior precisão na análise da transmissão de informação entre a variável dependente e as variáveis exploratórias.

A projeção do comportamento dos preços e a verificação da dinâmica de transmissão preços entre os mercados analisados se tornam oportunas tanto para os tomadores de decisão que atuam diretamente nessa cadeia produtiva, quanto para os formuladores de políticas e demais agentes interessados.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Considerações sobre a soja brasileira

Atualmente a soja consiste no principal produto do agronegócio Brasileiro, representando 32,78% das exportações do setor em 2017, janeiro a abril, sendo o maior parceiro comercial a China, seguida da União Européia. A participação do complexo soja na pauta de exportações do agronegócio brasileiro vem crescendo ao longo dos anos (MAPA, 2017).

O Brasil é o segundo maior produtor de soja no mundo, ficando atrás apenas dos Estados Unidos. Em terceiro lugar vem Argentina. A Tabela 01 mostra o histórico da produção de soja nas safras 2014/15, 2015/16 e a projeção para a safra 2016/17, segundo o *World Agricultural Production* de abril de 2017, elaborado pela USDA.

Conforme os dados, Estados unidos, Brasil e Argentina foram responsáveis por 80,09% da produção de soja mundial na safra 2015/16, sendo que a produção brasileira representou 30,82% do total. Isso indica uma grande concentração na produção.

Tabela 01: Produção Mundial de Soja

País	Área (Milhões de hectares)			Produtividade (Quilos por hectare)			Produção (Milhões de toneladas)			
	Safras	2014/15	2015/16	2016/17	2014/15	2015/16	2016/17	2014/15	2015/16	2016/17
Estados Unidos		33,42	33,08	33,48	3.200	3.230	3.500	106,88	106,86	117,21
Brasil		32,1	33,3	34	3.030	2.900	3.260	97,2	96,5	111,00
Argentina		19,34	19,53	19,2	3.170	2.910	2.920	61,4	56,8	56,00
Mundo		118,26	120,04	121,9	2.700	2.610	2.840	319,6	313,02	345,97

Nota: Estimativa da safra 2016/17 em abril de 2017.

Fonte: USDA (2017).

Para a safra 2016/17 estima-se que a participação da soja nacional no mercado mundial represente 32,08% do total produzido no mundo. Os três maiores produtores

mundiais da oleaginosa também são os três maiores exportadores, sendo o Brasil o maior exportador nas últimas safras.

A Tabela 02 mostra a representatividade da sojicultura no total de exportações brasileiras. Sua participação nas exportações totais do Brasil mostra a importância da atividade para a balança comercial e para a formação de divisas. Considerando apenas o agronegócio, o complexo soja representa cerca de 33% das exportações em 2017 (MAPA, 2017).

Tabela 02: Exportações - Total Brasil X Complexo Soja

Ano	Exportações Totais Brasil (US\$ 1.000)	Exportações Complexo Soja (US\$ 1.000)	Part. (%)
2017	50.466.039	6.728.123	13,3
2016	185.273.376	25.422.376	13,7
2015	191.134.325	27.958.701	14,6
2014	225.100.885	31.407.621	14,0
2013	242.178.662	30.965.500	12,8
2012	242.579.776	26.121.995	10,8
2011	256.039.575	24.154.416	9,4
2010	201.915.285	17.114.802	8,5

Fonte: ABIOVE (2017).

A China vem se mantendo com principal importador da soja brasileira, sendo que 58% da produção já destinada a esse país em 2017. 17% da produção teve como destino os demais países asiáticos. À União Europeia foram destinados 19% do total exportado (MAPA, 2017).

O aumento da produção de soja no Brasil se deve a mecanização e modernização da agricultura e a expansão da fronteira agrícola, principalmente na região central do país, com o desenvolvimento de variedades adaptadas ao cerrado brasileiro. Apesar de que nos anos 1970, 80% da produção nacional estava concentrada nos estados da região sul, em especial o Rio Grande do Sul, nos anos 1980 e 1990 a soja chega à região centro-oeste, principalmente no norte do Mato Grosso, o qual passa a ser o maior exportador da oleaginosa a partir de 2001 (PASIN, 2007).

O Mato Grosso destaca-se como o maior produtor de soja brasileiro, sendo que sua produção representou 27,27% do total produzido na safra 2015/16. O segundo maior produtor é o Paraná, com representatividade de 17,65% do total. Em terceiro vem o Rio Grande do Sul que, apesar de possuir uma maior área explorada, possui menor produtividade que o estado paranaense. Sua produção representa 16,97% da produção nacional. Juntos, os três estados representaram 61,89% da produção total brasileira na safra 2015/16. A tabela 03 mostra a produção de soja dos maiores produtores do Brasil.

Tabela 03: Produção Nacional de Soja

País	Área (Mil hectares)		Produtividade (Quilos por hectare)		Produção (Mil toneladas)	
	2015/16	2016/17	2015/16	2016/17	2015/16	2016/17
Safras	2015/16	2016/17	2015/16	2016/17	2015/16	2016/17
Mato Grosso	9.140,0	9.322,8	2.848,0	3.273,0	26.030,7	30.513,5
Paraná	5.451,3	5.249,6	3.090,0	3.548,0	16.844,5	18.625,6
Rio Grande do Sul	5.455,0	5.569,6	2.970,0	3.150,0	16.201,4	17.544,2
Brasil	33.251,9	33.711,3	2.870,0	3.268,0	95.434,7	110.161,7

Nota: Estimativa da safra 2016/17 em abril de 2017.

Fonte: CONAB (2017).

Além de modernizar a agricultura Brasileira, a sojicultura foi responsável também por

expandir a fronteira agrícola, incrementar e profissionalizar o comércio internacional, enriquecer a dieta dos brasileiros, criar novos povoados e cidades, acelerar a urbanização de diversas regiões do país. Esse processo acabou impulsionando a agroindústria nacional e o agronegócio em geral (TRENNEPOHL; PAIVA, 2011). Dall'agnol (2007) compara a revolução socioeconômica e tecnológica protagonizada nos últimos anos pela soja com os fenômenos da cana de açúcar, da borracha e do café, que foram os principais produtos brasileiros no comércio exterior em séculos passados.

Apesar do sucesso da soja brasileira no mercado internacional, o país ainda apresenta uma série de desafios, dentre eles, Batista *et. al.* (2011) enfatizam a cadeia logística, capacidade de escoamento e armazenamento, que limitam e impõem barreiras à expansão da atividade. Pinazza (2007) aponta ineficiências em nível de gestão econômico-financeira existentes em boa parte das propriedades e o elevado custo da produção. Superar esses desafios resultaria em uma maior potencialidade da soja brasileira.

2.2 A soja no Rio Grande do Sul

O Rio Grande do Sul foi, por muitos anos, protagonista na produção de alimentos, sendo conhecido anteriormente como “celeiro do Brasil”, muito pelo seu pioneirismo na exploração comercial daquela que seria a principal *commodity* exportada pelo Brasil, a soja. Seu cultivo teve início na região de Santa Rosa, sendo que o primeiro registro estatístico da atividade ocorreu em 1914. Em 1941, a soja já adquiria alguma importância econômica, o que garantiu seu primeiro registro a nível nacional, sendo registrada a produção de 450 toneladas, cultivadas em 640 alqueires com produtividade de 700 kg/há no Anuário Agrícola do Rio Grande do Sul (BATISTA *et. al.*, 2011). De 1960 a 1979 a área explorada pela sojicultura passa de 200 mil hectares para 4,0 milhões de hectares, aumentando 20 vezes nesse período. A produção física passou de 200 mil toneladas em 1960 para 6 milhões de toneladas em 1981 (TRENNEPOHL; PAIVA, 2011).

Tanto a soja como o trigo perderam força na década de 1980. A gama de subsídios estatais e o mercado internacional favorável mostravam sinais de esgotamento e a agressão aos recursos naturais comprometia a capacidade de produção do solo. Dessa forma o Rio Grande do Sul enfrentou uma estagnação da sua produção nessa década, levando o estado a perder espaço para o Paraná e estados do Centro-Oeste (TRENNEPOHL; PAIVA, 2011).

Apesar de seu protagonismo passar a ser dividido com outros estados, o Rio Grande do Sul ainda ocupa posição estratégica no mercado da soja. Nas últimas quinze safras, apesar de enfrentar alguns anos de intempéries climáticas, a produção de soja vem se expandindo em resposta ao crescimento da demanda externa e à alta dos preços da oleaginosa. Além do aumento da produtividade, a sojicultura se expandiu para as diversas regiões gaúchas, principalmente sudeste e sudoeste do estado, nas áreas do Bioma Pampa, em substituição a outras lavouras temporárias, às pastagens e à pecuária extensiva. Essa expansão foi atribuída às vantagens econômicas da atividade (FEIX *et. al.*, 2016).

Conforme Ávila (2015), ao longo das décadas, o Rio Grande do Sul ampliou a área explorada e a produção de soja, apresentando constantes ganhos de produtividade, principalmente a partir da década de 1990, com o advento da biotecnologia. O incremento dessa nova ferramenta proporcionou significativos ganhos na produtividade e redução nos custos de produção. As novas variedades de sementes eram mais resistentes a pragas, possuíam maior capacidade de absorção de fertilizantes e nutrientes e eram mais tolerantes às condições adversas de clima e solo. Com isso não só o Rio Grande do Sul, mas o Brasil consegue uma manutenção de sua competitividade no cenário internacional.

Apesar dos crescentes rendimentos, o estado enfrentou fortes oscilações negativas em sua produção de soja. Grandes estiagens provocaram a frustração de safras, com destaque aos anos de 1991, 2012 e 2015. O impacto na renda e a escalada dos custos de produção não

acompanhada pelos preços contribuíram para o endividamento de boa parte dos produtores (ÁVILA, 2015).

O complexo soja respondeu por 45% do total de exportações do agronegócio gaúcho em 2015, qualificando-se como principal produto na pauta de exportações, sendo o seu principal destino o mercado chinês. No início da década de 2000, o Rio Grande do Sul exportava 58% da safra de soja, onde 45% da produção tinham como destino a União Europeia. Já em 2015 o estado exportou 87% da produção de soja, sendo que 70% das exportações foram destinadas à China (FEIX *et. al.*, 2016).

Na última década o Valor Bruto da Produção (VBP) agropecuária gaúcha cresceu cerca de 43% e a soja foi o maior contribuinte desse crescimento, aumentando em 23,8% seu VBP. O VBP é calculado com base na produção agrícola e nos preços recebidos pelos produtores naquele determinado período, representando o faturamento bruto e sendo importante variável econômica para avaliação do desempenho de determinada atividade (FEIX *et. al.*, 2016).

2.3 A formação do preço da soja

Conforme Margarido *et. al.* (2003) o processo de abertura econômica brasileira no início dos anos 1990 e sua intensificação pelo Plano Real tornaram os preços domésticos mais sensíveis às variações dos preços internacionais, em especial no que diz respeito às *commodities* agrícolas.

O setor agropecuário está entre os setores econômicos com maior sensibilidade aos choques de oferta e de demanda, ocasionados por fatores de ordem tecnológica e climática, ou mesmo por fatores como políticas comerciais, relacionadas com exportações e importações, hábitos e exigências dos consumidores, políticas monetárias, entre outros, que refletem diretamente na formação dos preços desse setor. O resultado desse processo pode gerar significativos impactos na rentabilidade das atividades agropecuárias. Mesmo o Brasil ocupando posição de destaque mundial no agronegócio, especialmente na produção de soja, a sua capacidade na determinação dos preços é relativamente pequena (LAZZAROTTO; FIGUEIREDO, 2006). Conforme Margarido e Souza (1998) a grande inserção da soja brasileira na economia mundial torna o Brasil dependente do mercado externo e de suas oscilações, especialmente no que tange a sojicultura.

Conforme CORSO *et. al.* (2006) a soja constitui-se num dos produtos de maior relevância para a economia brasileira, sendo que o crescimento do setor vem perdurando desde a segunda metade do século XX, não apenas do cultivo, mas também no segmento agroindustrial. Isso é resultado de um longo período de modernização e avanços nas tecnologias de produção, o que expandiu a cultura e propiciou o aumento da competitividade e qualidade do grão nacional (SILVA; MACHADO, 2009). Conforme Lazzarotto e Figueiredo (2006) o Brasil ainda possui excelentes condições para a expansão da exploração da soja, dispondo de recursos naturais e de conhecimento técnico.

Tal fato realça a necessidade de se realizar previsões precisas quanto à formação dos preços soja, visando o auxílio na decisão sobre o momento de venda da oleaginosa no panorama interno e externo. Essa possibilidade é de grande importância na vida financeira dos agricultores e/ou investidores e, conseqüentemente, para a economia do país. A previsão dos preços é de suma importância para uma boa gestão do processo produtivo e da comercialização.

Segundo Lovadine e Bacchi (2016), um melhor entendimento do processo de formação de preços da *commodity* agrícola pode contribuir em análises prospectivas e na tomada de decisões dos agentes econômicos e dos formuladores de políticas. Sendo o Brasil tomador de preços para o complexo soja no mercado mundial, uma série de estudos já foram realizados buscando o entendimento da correlação existente entre os preços internos e externos,

conforme será abordado mais a frente. É importante destacar que os estudos de causalidade realizados utilizam em sua grande maioria dados cuja frequência é mensal. Isso leva a resultados onde as informações sobre os preços são transmitidas instantaneamente, sem intervalos, ou seja, sem defasagem nas séries. Lovadine e Bacchi afirmam que algumas relações de causalidade entre os preços dos produtos só são captadas utilizando-se dados de maior frequência.

Assim, para um melhor entendimento sobre a formação dos preços da soja no Rio Grande do Sul, dada sua representatividade no setor sojicultor brasileiro, este estudo busca verificar o grau e o espaço temporal da transmissão de oscilações nos preços do grão de soja verificadas em diferentes mercados para os preços do estado.

É importante citar que, em economia, a dependência de uma variável em relação à outra raramente é instantânea. Muitas vezes a reação da variável dependente ocorre depois de certo tempo (GUJARATI, p.529, 2006). Tal fato ilustra a importância da análise de dados com uma maior frequência, pois o mercado da soja apresenta oscilações diárias, o que faz necessário um entendimento mais preciso de como essas oscilações são transmitidas e quanto tempo leva para serem refletidas no preço pago ao produtor. Esta análise serve de suporte para a tomada de decisão segura por parte dos agentes que atuam nesse mercado.

2.4 Estudos relacionados à formação dos preços da soja

Dada a importância da soja para a economia brasileira, diversos estudos foram realizados, se utilizando de séries temporais para entender a dinâmica da formação dos preços pagos ao sojicultor em diferentes praças, bem como a nível nacional.

Margarido e Souza (1998) analisam a transmissão dos preços cotados na CBOT para os preços praticados no mercado nacional e no estado do Paraná. Os resultados demonstram uma transmissão parcial de 70,57% a nível nacional e de 62,22% para o estado paranaense. As possíveis causas apontadas pelos autores são a destinação de parte da produção ao mercado interno, a sazonalidade da soja e as distorções geradas pelo custo Brasil.

Margarido *et. al.* (2001) analisam como as variações nos preços do grão de soja cotados no Porto de Rotterdam e na taxa de câmbio são transmitidas para os preços da soja cotados no Brasil. Os resultados demonstram que os preços brasileiros são mais sensíveis as variações nos preços de Rotterdam, no curto prazo, do que as variações da taxa de câmbio. No longo prazo o preço brasileiro tende a acompanhar plenamente as variações do porto e da taxa de câmbio.

Corso *et. al.* (2006) verificam as relações de cointegração entre os preços da soja praticados no mercado nacional e no mercado norte-americano. Os resultados evidenciam uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços brasileiros e norte-americanos.

Libera e Waquil (2009) analisam a transmissão de preços entre o mercado físico de soja e o mercado futuro. Os resultados confirmam a cointegração entre as variáveis e a relação de longo prazo. Demonstram também que a cada unidade de variação no mercado futuro, 70% desta variação é transmitida ao mercado físico.

Marchezan e Souza (2010) estabelecem uma série de modelos econométricos para realizar previsões de preços das principais culturas agrícolas desenvolvidas no Rio Grande do Sul, dentre elas a soja. Para tal, os autores utilizam como base as médias mensais dos preços cotados no estado.

Souza *et. al.* (2010) confirmam a hipótese de que os preços da soja brasileiros são uma função dos preços observados na Bolsa de Chicago (CBOT), da taxa de câmbio e do prêmio de exportação da soja. O estudo foi realizado com base nas médias mensais das variáveis e os resultados demonstram relevante sensibilidade do preço nacional da soja frente a variações no preço internacional e na taxa de cambio. O Prêmio de exportação causa efeito apenas marginal segundo o estudo.

Presotto e Costa (2015) investigam as relações existentes entre o preço internacional, com base nas cotações da CBOT e os preços cotados nas praças de Maringá – PR, Passo Fundo – RS e Rondonópolis – MT. Os autores destacam que aproximadamente 92% das variações dos preços nacionais são explicadas pelas variações dos preços internacionais.

Silva e Machado (2009), Margarido *et. al.* (2004) e Lazzarotto e Figueiredo (2016) identificam a taxa de câmbio e o preço externo como principais variáveis que afetam os preços pagos ao sojicultor no mercado doméstico, sendo que flutuações nestas variáveis afetam diretamente a renda dos produtores.

É importante acrescentar que, em sua grande maioria, os estudos realizados até então verificaram causalidades entre dados cuja frequência é mensal. Sendo assim, a rejeição da hipótese de causalidade com base em dados mensais é resultado não conclusivo, pois em mercados com grande integração, como o da soja, onde as informações são transmitidas com alta velocidade, pode haver relações causais que só sejam captadas com a utilização de dados de maior frequência (LOVADINE; BACCHI, 2005).

Para contornar esse problema o presente estudo propõe analisar a influência que as variações dos preços do grão de soja verificadas na Bolsa de Chicago, no estado do Mato Grosso e no estado do Paraná causam na formação dos preços no Rio Grande do Sul utilizando-se dados de frequência diária.

2.5 Importância dos Mercados

2.5.1 Chicago Board of Trade (CBOT)

A *Chicago Board of Trade* foi constituída em 1848, tendo como objetivo reunir produtores e comerciantes. Inicialmente a bolsa realizava a tarefa de padronização das quantidades e qualidade dos grãos negociados, o que em poucos anos resultou no primeiro contrato futuro, que ficou conhecido como *to-arrive* (mercadorias a entregar). O interesse dos especuladores pelo contrato foi quase imediato, pois a sua negociação era uma opção mais atrativa do que a negociação do grão em si. Atualmente, a CBOT oferece contratos futuros de diferentes objetos de negociação, incluindo milho, aveia, trigo, prata, títulos do tesouro americano e os produtos do complexo soja (HULL, 1998).

Em 1898 surge a *Chicago Butter and Egg Board*, que posteriormente adota o nome de *Chicago Mercantile Exchange* (CME). A CBOT e a CME competiram no mercado até julho de 2007, quando ocorreu a fusão das duas, resultando no *CME Group*, tornando-se assim a maior e mais diversificada bolsa de valores do mundo.

Na CBOT é onde ocorrem os maiores volumes de operações com soja no mercado internacional, movimentando 14 vezes a produção mundial e sendo referência na gestão de riscos e estabelecimento de preços (MARQUES *et. al.*, 2006).

Como a produção de soja no Brasil é destinada quase que exclusivamente ao mercado externo, é de se esperar que os preços praticados no mercado doméstico possuam estreita relação com os preços praticados na CBOT (AVILA, 2015). Segundo Margarido e Souza (1998) a inserção da soja brasileira no mercado internacional confere à *commodity* grande dependência de fatores externos, dentre eles as oscilações dos preços, cujo principal sinalizador é a CBOT.

2.5.2 Mato Grosso

O Mato Grosso é responsável por cerca de 30% da produção nacional de soja, representando 9% da produção mundial. Isso coloca o estado na liderança da atividade há 15 safras e com perspectivas de manter-se nessa posição. Mais da metade de sua produção é destinada à exportação, sendo escoada, principalmente, pelos portos de Santo – SP e Paranaguá –PR, tornando o estado o maior exportador de soja do Brasil. Pouco mais de 30%

do que é produzido é destinado ao seu mercado interno e o restante é destinada aos demais estados brasileiros (IMEA, 2015).

O sucesso da soja mato-grossense se deve à abundância de terras férteis, cuja topografia é favorável a mecanização, e a obtenção de cultivares mais adaptados ao clima e solo da região (PASIN, 2007).

2.5.3 Paraná

Em 1954 a soja chega ao Paraná, tendo o seu cultivo para fins de pesquisa. Nos anos seguintes a atividade passa a ser usada como cultura de verão, após o plantio do trigo. Em pouco tempo a soja se consolida como cultura, sendo que em 1975 é criado em Londrina – PR o Centro Nacional de Pesquisa da Soja. A vocação paranaense para a sojicultura fica clara quando observado a sua produtividade, que vem se mantendo sempre acima da média nacional, sendo uma das maiores do mundo. A importância do complexo soja para a economia do estado fomentou o desenvolvimento de modernas práticas agrícolas nos últimos anos, tornando o Paraná referência em pesquisa de novas tecnologias agrárias (CAMPOS, 2014).

No Paraná fica o segundo maior porto exportador do complexo soja brasileiro, sendo responsável por exportar cerca de 25% da produção nacional. Esse fato torna o porto de Paranaguá e o estado do Paraná referência para formação de preços da soja (ABIOVE, 2017).

3. MÉTODO

A pesquisa se caracteriza como exploratória de caráter quantitativo, partindo da análise de dados secundários coletados de diversas fontes. Os dados consistem em séries temporais dos preços médios diários da saca de 60 quilos dos grãos de soja observados entre 04 de janeiro de 2016 até 30 de outubro de 2016 nos estados do Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, e a cotação de fechamento diário do grão da soja na CBOT.

Os preços observados na Bolsa de Chicago foram coletados no *site* do Instituto de Economia Agrícola (IEA) (2016), do estado de São Paulo. Os valores verificados nos estados de Mato Grosso e Rio Grande do Sul foram coletados no *site* do Centro de Referência da Cadeia de Produção de Biocombustíveis para a Agricultura Familiar (2016). Por fim, para os preços cotados no Paraná foi utilizado o Indicador CEPEA/ESALQ – Paraná, disponível no *site* do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) (2016). Os dados foram analisados e os modelos foram estimados com o auxílio do software *Statistics/Data Analysis* (STATA), em sua versão SE 12.0.

Conforme Morettin e Tolo (2006) a análise de séries temporais tem por objetivos investigar o fato gerador da série; fazer previsões dos valores futuros; procurar por periodicidades nos dados e/ou descrever o comportamento da série. Os modelos de regressão a serem construídos devem ser simples e parcimoniosos, utilizando o menor número de parâmetros possível e devem permitir que os dados falem por si. Segundo Gujarati (2006) a análise de regressão consiste na verificação da dependência de uma variável, denominada dependente, em relação a uma ou mais variáveis denominadas explicativas ou exploratórias, a fim de estimar valores para a primeira em termos de valores conhecidos das segundas.

Para o melhor entendimento da formação dos preços da soja no Rio Grande do Sul foram estimados três modelos pelo Método das Defasagens Distribuídas. Em todos os modelos a nossa variável dependente, Y , foi o preço da soja no estado gaúcho. As variáveis explicativas, X , foram os valores correntes e defasados dos demais preços coletados, ou seja, os valores do dia e dos dias anteriores. Os dados foram analisados em sua forma logarítmica, o que permite a verificação da elasticidade de transmissão entre as variáveis, ou seja, a

variação percentual da variável dependente, dada uma variação percentual na variável exploratória.

3.1 Estacionariedade dos dados

A verificação da estacionariedade dos dados é o primeiro passo para se analisar séries temporais. Séries não estacionárias podem resultar em regressões espúrias, ou seja, resultados estatisticamente significativos para dados não relacionados (LOVADINE; BACCHI, 2016). Segundo Gujarati (2006) ao se analisar uma série não-estacionária só poderemos considerar o seu comportamento para o período estudado, ou seja, para um episódio específico. Consequentemente não será possível generaliza-lo para outros períodos, inviabilizando sua finalidade de realizar previsões.

Portanto, um processo estocástico é estacionário quando os seguintes pressupostos são respeitados:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (1.1)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \quad (1.2)$$

onde E é a esperança das distribuições, μ é a média, σ^2 é a variância e γ_k é a covariância na defasagem k . Assim, conforme Gujarati:

[...] a média e a variância dos dados da série são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada (GUJARATI, 2006, p.639).

Portanto, em séries estacionárias, a média, a variância e a covariância permanecem as mesmas, não importando o ponto do tempo o qual foram mediadas. O teste mais utilizado na verificação da estacionariedade dos dados é o Teste de Raiz Unitária.

3.2 Teste de Raiz Unitária

Para se testar a estacionariedade da série pelo método da raiz unitária devemos partir da seguinte equação:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

onde $-1 \leq \rho \leq 1$ e u_t é um termo de ruído branco, ou seja, uma série de erro estocástico com média zero, variância constante e não autocorrelacionado. Quando $\rho = 1$ significa que temos um caso de raiz unitária, isto é, o modelo se torna um passeio aleatório não estacionário (GUJARATI, 2006). Portanto podemos detectar a estacionariedade dos dados testando $H_0: \rho = 1$, contra $H_1: \rho < 1$ através dos valores críticos da estatística τ , calculados por Dickey e Fuller (1979). O teste τ passou a ser conhecido com Dickey-Fuller (DF). Se os valores calculados do teste DF forem maiores que os valores críticos de τ dizemos que a série é estacionária. Para valores calculados menores que os críticos, a série é não-estacionária (DICKEY; FULLER, 1979).

Para este estudo usaremos o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que considera a possibilidade de existência de correlação entre os termos u_t . Neste teste são incluídos na equação valores defasados da variável dependente a fim de corrigir possíveis problemas de correlação entre os erros.

3.3 Defasagens distribuídas

Para verificação de causalidade entre as variáveis serão utilizados Modelos de Defasagens Distribuídas (MDD), onde são consideradas não apenas as variáveis explanatórias, mas também seus valores defasados. Tais modelos partem do princípio que a resposta da variável dependente Y em relação às variações na variável exploratória X não é instantânea. Assim, acredita-se que a reação de Y_t no período t não é explicada apenas pela variação de X_t no período t , mas também pelo que foi observado em X nos períodos anteriores, $t-1$, $t-2$, ..., $t-k$ (SOUZA *et. al.*, 2007).

Assim:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_i \quad (3)$$

onde Y é a variável dependente, α é o intercepto, β é o coeficiente angular, X é a variável exploratória e u_i é o resíduo. Para os modelos propostos a cotação da soja no Rio Grande do Sul será a variável dependente enquanto as cotações da CBOT, do Mato Grosso e Paraná serão as variáveis exploratórias. O β representará a elasticidade de transmissão entre as variáveis.

A estimação dos modelos será realizada conforme a abordagem de Alt (1942) e Tinbergen (1949) e pela metodologia dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)¹. O processo utilizado por estes autores sugere a estimação de modelos de forma sequencial, realizando primeiramente a regressão entre os dados correntes, depois com um grau de defasagem, depois dois graus, e assim por diante:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + u_i \quad (3.1)$$

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + u_i \quad (3.2)$$

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + u_i \quad (3.3)$$

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_i \quad (3.4)$$

Esse processo sequencial para quando os coeficientes de regressão das variáveis defasadas começam a ficar estatisticamente insignificantes, e/ou o coeficiente de uma das variáveis muda de sinal (GUJARATI, 2006).

3.4 Autocorrelação entre os erros

Depois de estimadas as regressões, realizaremos testes para a verificação de existência de autocorrelação entre os erros do modelo. No modelo de regressão linear os erros são variáveis aleatórias não correlacionadas com média zero e variância constante σ^2 . Entretanto, quando temos dados de séries temporais, em que as observações seguem uma ordenação no tempo, existe sempre a possibilidade de que os erros sucessivos estejam relacionados uns com os outros. Assim, quando o erro de uma observação relativa a um dado período esta correlacionado com o erro da observação anterior significa a violação da hipótese dos erros serem não correlacionados (HILL *et. al.*, 2006).

Um teste formal para detectar a autocorrelação entre os erros é o teste conhecido como *estatística d* de Durbin-Watson. A distribuição exata de probabilidade ou amostragem da *estatística d* é difícil de derivar, pois dependem complexamente dos valores de X_s da amostra. Isso acontece porque d é calculado a partir de u_t , que depende dos X_s . Dado isso não haverá um valor crítico único que levara a aceitação ou rejeição da hipótese nula. Porém Durbin e

¹ Segundo Morettin e Tolo (2006, p.6) o método de previsão de mínimos quadrados é a base para todos os estudos teóricos. Os diferentes modelos de previsão são simplesmente formas computacionais alternativas de se chegar ao mesmo resultado: a previsão de mínimos quadrados de um valor futuro a partir de dados passados.

Watson derivaram um limite inferior dl e um limite superior du de tal maneira que, se a estatística d calculada se encontrar fora do intervalo em du e $4-du$ significa que existem evidências de autocorrelação, positiva ou negativa, no modelo. Estes limites dependem do número de observações do modelo e do número de variáveis explicativas (GUJARATI, 2006).

4. RESULTADOS

Como proposto, para captar a elasticidade de transmissão de informação entre os preços analisados, os modelos estimados consideraram as variáveis em sua forma logarítmica. Isso permite identificarmos a sensibilidade da variável Y dada uma variação na variável X . Assim, ajustando a equação (3), temos:

$$\ln Y_t = \alpha + \beta_0 \ln X_t + \beta_1 \ln X_{t-1} + \beta_2 \ln X_{t-2} + \dots + \beta_k \ln X_{t-k} + u_i \quad (4)$$

Definimos as variáveis conforme a tabela 04.

Tabela 04 – Variáveis dos modelos

\ln_{rs}	Log natural do Preços do Rio Grande do Sul
\ln_{cbot}	Log natural do Preços da Bolsa de Chicago
\ln_{mt}	Log natural do Preços do Mato Grosso
\ln_{pr}	Log natural do Preços do Paraná
$d1 \ln_{rs}$	Primeira diferença de \ln_{rs} ²
$d1 \ln_{cbot}$	Primeira diferença de \ln_{cbot}
$d1 \ln_{mt}$	Primeira diferença de \ln_{mt}
$d1 \ln_{pr}$	Primeira diferença de \ln_{pr}

Primeiramente, foi verificada a estacionariedade dos dados pelo método da raiz unitária, realizando-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado. Os resultados dos testes estão expressos na tabela 05. Os resultados do Teste ADF mostram que as séries não são estacionaria em nível. Já quando analisadas em primeira diferença os resultados dos testes são maiores, em módulo, que os valores críticos de τ para o nível de significância de 1%.

Tabela 05 – Resultados do Teste ADF

Variáveis	ADF em nível	ADF 1ª diferença	τ crítico 1% signif.
\ln_{rs}	-1,522	-12,036 (*)	-3,471
\ln_{cbot}	-1,547	-9,247 (*)	-3,471
\ln_{mt}	-1,441	-10,413 (*)	-3,471
\ln_{pr}	-1,246	-9,451 (*)	-3,471

Nota: (*) significativo ao nível de 1%, ou 99% de confiança.

Os modelos foram estimados de acordo com a equação 4, considerando a primeira defasagem dos dados. Para chegarmos a um melhor ajustamento do modelo, foi incluída uma variável explicativa autorregressiva, ou seja, a defasagem de um dia da variável dependente, Y_{t-1} . O coeficiente autorregressivo foi estatisticamente significativo ao nível de 1% para todos os modelos estimados, apesar de ser negativo, o que não era esperado. Podemos inferir, também, que nenhuma regressão apresentou evidências de autocorrelação, conforme o resultado obtido através do Teste Durbin-Watson, não sendo necessárias medidas corretivas³.

As tabelas 06, 07 e 08 resumem os principais resultados obtidos. Adiantamos que para os três modelos aceitamos a hipótese de $\alpha = 0$.

² Conforme Moretin Toloi (2006) a primeira diferença é $\Delta Y(t) = Y(t) - Y(t-1)$, e a segunda diferença é definida por $\Delta^2 Y(t) = \Delta[\Delta Y(t)] = \Delta[Y(t) - Y(t-1)]$, ou seja $\Delta^2 Y(t) = Y(t) - 2Y(t-1) + Y(t-2)$.

³ Conforme Gujarati (2006) a presença de autocorrelação entre os erros compromete os estimadores obtidos por Mínimos Quadrados Ordinários.

Tabela 06 – Regressão: $d1_ln_rs$ X $d1_ln_cbot$

Observações	:	218		
Estatística F	:	F(3, 214) = 13.88		
R ²	:	0.1629		Durbin-Wason
R ² Ajustado	:	0.1512	Estatística d	(4, 218) = 2.054
Regressores		Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
$d1_ln_rs (t-1)$		-0.306644 (*)	0.0630852	-4.86
$d1_ln_cbot$		0.1867535 (**)	0.0755186	2.47
$d1_ln_cbot (t-1)$		0.3310075 (*)	0.0760191	4.35
Constante		-0.0007407	0.0010275	-0.72

Nota: (*) significativo ao nível de 1%; (**) significativo ao nível de 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 06 apresenta os resultados da regressão envolvendo a variável dependente preço no Rio Grande do Sul e a variável explicativa preço na CBOT. Os coeficientes foram significativos para o dia corrente e para um dia de defasagem. A partir daí os coeficientes foram rejeitados estatisticamente. Apesar da estatística F mostrar a significância a 1% do modelo, o valor do Coeficiente de Determinação R^2 mostra que aproximadamente 16% da variação dos preços do RS são explicados pelas variações de preços da CBOT⁴. O valor é ligeiramente menor para o R^2 ajustado, que penaliza os regressores pouco explicativos.

Apesar de o modelo expressar uma fraca relação diária entre os preços analisados, podemos interpretar os dados da seguinte maneira: 18% da variação do dia, t , e 33% da variação do dia anterior, $(t-1)$, do preço cotado na CBOT é transmitida para o preço no RS. Para a defasagem de dois dias, $(t-2)$, o coeficiente foi rejeitado. O modelo mostra que a transição entre estes preços ocorre em até um dia.

Tabela 07 – Regressão: $d1_ln_rs$ X $d1_ln_mt$

Observações	:	217		
Estatística F	:	F(4, 212) = 4.71		
R ²	:	0.0816		Durbin-Wason
R ² Ajustado	:	0.0643	Estatística d	(5, 217) = 2.016761
Regressores		Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
$d1_ln_rs (t-1)$		-.2681919	0.0660659	-4.06
$d1_ln_mt$.0325856	0.616066	0.53
$d1_ln_mt (t-1)$.0854044 (***)	0.0616468	1.39
$d1_ln_mt (t-2)$		-.0241353	0.0618128	-0.39
Constante		-.0002919	0.0010782	-0.27

Nota: (*) significativo ao nível de 10%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 07 apresenta os resultados da regressão dos preços no RS em relação aos preços em MT. Esse modelo, apesar de significativo a 1%, mostrou uma baixíssima relação entre as variáveis, confirmado pelo baixo valor de R^2 . O único parâmetro estatisticamente significativo, além do autorregressivo, foi o preço do dia anterior, $t-1$. De modo geral o modelo apresentou uma baixa qualidade de ajustamento e pouca significância estatística, o que nos leva a interpretar que existe pouquíssima relação entre os preços cotados no RS e no MT.

O último modelo, preços do RS em relação aos preços do PR, foi o que apresentou o melhor ajustamento. A tabela 08 apresenta os resultados.

⁴ O Coeficiente de Determinação, R^2 , mede a qualidade do ajustamento do modelo, dizendo o quanto a linha de regressão amostral se ajusta aos dados. Em outras palavras, o R^2 mede a proporção da variação total de Y explicada pelo modelo de regressão (GUJARATI, 2006).

Tabela 08 - Regressão: $d1_ln_rs$ X $d1_ln_pr$

Observações	:	217		
Estatística F	:	(4, 212) = 26.09		
R ²	:	0.3299		Durbin-Wason
R ² Ajustado	:	0.3172	Estatística d	(5, 217) = 2.1403
Regressores		Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t
$d1_ln_rs (t-1)$		-.4189956	0.0614004	-6.82
$d1_ln_pr$		-.0094953	0.0898756	-0.11
$d1_ln_pr (t-1)$.5906257 (*)	0.0918653	6.43
$d1_ln_pr (t-2)$.4918056 (*)	0.0982325	5.01
Constante		-.0001465	0.0009211	-0.16

Nota: (*) significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O R^2 mostra que aproximadamente 32% da variação dos preços gaúchos são explicados pelo modelo. Os parâmetros dos dias $t-1$ e $t-2$ foram significativos a 1%. Pelos resultados podemos dizer que 59% da variação $t-1$ e 49% da variação em $t-2$, dos preços do Paraná são transmitidos para os preços do Rio Grande do Sul. A transição ocorre em até dois dias.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Presente estudo teve por objetivo verificar a elasticidade de transmissão entre os preços de grãos de soja cotado no estado do Rio Grande do Sul e os preços cotados nos estados do Mato Grosso e Paraná e no mercado externo, com base nas cotações da CBOT. Como objetivo específico buscou-se quantificar os impactos das variáveis explicativas sobre a variável dependente e verificar espaço de tempo em que ocorre a transmissão dos preços, considerando os dados diários. O período analisado compreendeu de 04 de janeiro de 2016 até 30 de outubro de 2016.

Os resultados mostraram que existe relação entre os preços cotados no Rio Grande do Sul e os preços da Bolsa de Chicago e Paraná, apesar da baixa qualidade de ajustamento dos modelos. Com relação à transmissão de preços entre o estado gaúcho e o estado do Mato Grosso podemos dizer que não foi verificada uma relação estatisticamente significativa.

No que se refere às elasticidades de transmissão entre os preços do Rio Grande do Sul, CBOT e Paraná, os resultados mostraram que as variações são transmitidas em até um dia para a Bolsa de Chicago e em até dois dias para o estado paranaense. A variação é transmitida parcialmente entre os mercados, considerando os dados diários, sendo que a variação dos preços do Paraná se mostrou a melhor referência para antecipar os preços da soja em grãos formados para o produto gaúcho. Vale lembrar que em estudos anteriores, com dados de frequência mensal, foram verificadas relações de longo prazo entre as variáveis estudadas.

Trabalhar com séries temporais é sempre complicado. As regressões podem apresentar uma série de problemas que comprometem os parâmetros calculados bem como o modelo de forma geral. Outro fato importante de se relevar é a fonte dos dados analisados. No caso do preço de *commodities*, os dados coletados por diferentes fontes acabam apresentando diferença nos valores, para as mesmas variáveis, dada as diferentes metodologias de cálculo. Outro ponto a se analisar é a eficácia do Modelo de Defasagens Distribuídas para a estimação de elasticidades de transmissão em séries temporais. Como expresso pelos baixos Coeficientes de Determinação, a baixa qualidade de ajustamento dos modelos demonstra que o MDD não é o melhor método para se utilizar nessa análise.

Para próximos estudos sugere-se que sejam utilizados métodos mais eficazes em análises de séries temporais, como modelos Autoregressivos de Médias Móveis (ARIMA) ou Modelos Multivariados. Os dados devem abranger um maior período para uma melhor verificação da relação entre as variáveis.

REFERÊNCIAS

ALT, Frantz L. *Distributed Lags*. *Econometrica*, v.10, nr. 2, p.113-128, 1942.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS – ABIOVE. **Estatística**. Disponível em: <<http://www.abiove.org.br/site/index.php?page=estatistica&area=NC0yLTE=>>>. Acesso em: 20 abr. 2017.

ASSOCIAÇÃO DOS PRODUTORES DE SOJA DO BRASIL - APROSOJA BRASIL. **A História da Soja**. Disponível em: <<http://aprosojabrasil.com.br/2014/sobre-a-soja/a-historia-da-soja/>>>. Acesso em: 05 abr. 2017.

ÁVILA, Dione F. **A Influência da Bolsa de Chicago e do Câmbio na Formação do Preço Médio da Soja Praticado no Estado do Rio Grande do Sul (Brasil) – 1999 a 2013**. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização) – Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, Ijuí, 2015.

BATISTA, H. R.; LIMA, É. P. C.; SILVA, A. C. A Importância da Soja para o Agronegócio Brasileiro: Uma Análise sob o Enfoque da Produção, Emprego e Exportação. *In: V Encontro de Economia Catarinense*. Florianópolis: 2011.

CAMPOS, Reinaldo. **Dimensionamento do Complexo Soja no Estado do Paraná**. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Indicador da Soja CEPEA/ESALQ – Paraná**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/soja.aspx>>. Acesso em: 20 nov. 2016.

CENTRO DE REFERÊNCIA DA CADEIA DE PRODUÇÃO DE BIOCOMBUSTÍVEIS PARA A AGRICULTURA FAMILIAR. **Cotações por Estado**. Disponível em: <<http://biomercado.com.br/cotacoes.php>>. Acesso em: 20 nov. 2016.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Acompanhamento da Safra Brasileira: Grãos**, v.4, n.7, 2017.

CORSO, Jansem M.; SILVA, Wesley V.; DUCLÓS, Luiz Carlos. Avaliação do Processo de Transmissão dos Preços da Soja nos Mercados Físico Brasileiro e Norte-Americano. **Revista de Negócios**, Blumenau, v.11, nr.3, p.61-72, 2006.

DALL’AGNOL, Amélio; ROESSING, Antônio C.; LAZZAROTTO, Joelsio J.; HIRAKURI, Marcelo H.; OLIVEIRA, Arnold B. **O Complexo Agroindustrial da Soja Brasileira**. Circular Técnica 43. Londrina: 2007.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. *Distribution of The Estimations for Autoregressive Time Series With a Unit Root*. *Journal of The American Statistic Association*, v.74, issue 366, p.427-431, 1979.

FEIX, R. D.; LEUSIN JÚNIOR, S.; AGRANONIK; C. **Painel do agronegócio no Rio Grande do Sul — 2016**. Porto Alegre: FEE, 2016

FIGUEIREDO, Adelson M.; SOUZA FILHO, Hildo M.; GUANZIROLI, Carlos E.; VALENTE JUNIOR, Airton S. Análise da Transmissão de Preços no Mercado Brasileiro de Castanha de Caju. 2010. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1217>. Acesso em: 30 out. 2016.

FREITAS, Silene M.; MARGARIDO, Mario A. Dinâmica da Transmissão de Preços dos Óleos Vegetais no Mercado Internacional 1989-2003: Uma Aplicação de Séries Temporais. *In: II Congresso Brasileiro de Plantas Oleaginosas, Óleos, Gorduras e Biodiesel*. Varginha, 2005. Anais. Varginha: Universidade Federal de Lavras e Prefeitura de Varginha, 2005, p.526-531.

GUJARATI, Damodar. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006.

HILL, R. Carter. GRIFFITHS, William E. JUDGE, George G. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2006.

HULL, John. **Introdução aos Mercados Futuros e de Opções**. 5. ed. São Paulo: Cultura Editores Associados, 1998.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – IEA. **Cotações de Fechamento de Produtos Agropecuários**. Disponível em: <<http://ciagri.iea.sp.gov.br/precosdiarios/precosdiariosinternacionais.aspx>>. Acesso em: 15 nov. 2016.

INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA AGROPECUÁRIA – IMEA. **Entendendo o Mercado da Soja**. 2015. Disponível em: <http://www.imea.com.br/upload/pdf/arquivos/2015_06_13_Paper_jornalistas_boletins_Soja_Versao_Final_AO.pdf>. Acesso em: 15 jan. 2016.

LAZZAROTTO, Joelsio J.; FIGUEIREDO, Adelson M. **Análise da Formação dos Preços Recebidos Pelos Sojicultores dos Estados do Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso**. Viçosa, 2006. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/ags/sobr06/148205.html>>. Acesso em: 15 out. 2016.

LIBERA, Affonso A. D.; WAQUIL, Paulo D. Transmissão de Preços entre Mercados de Soja. **Revista de Política Agrícola**, Ano XVII, n.3, jul-ago, p.58-69, 2009.

LOVADINE, Débora; BACCHI, Mirian R. P.; **Causalidade e Transmissão de Preços entre Mercado Interno e Internacional para Produtos do Complexo Soja**. 2005. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/463.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2016.

MARCHEZAN, Analice; SOUZA, Adriano M. Previsão do Preço dos Principais Grãos Produzidos no Rio Grande do Sul. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.40, n.11, p.2368-2374, 2010.

MARGARIDO, Mario A.; BUENO, Carlos R. F.; MARTINS, Vagner A.; CARNEVALLI, Luciana B. **Análise dos Efeitos Preço e Câmbio sobre o Preço do Óleo de Soja na Cidade de São Paulo: Uma Aplicação do Modelo VAR**. 2003. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=810>>. Acesso em: 15 out. 2016.

MARGARIDO, Mario A.; SOUZA, Eduardo L. L. Formação de Preços da Soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, 45(2), p.52-61, 1998.

MARGARIDO, Mario A.; TUROLLA, Frederico; FERNANDES, Jocelyne, M. Análise da Elasticidade de Transmissão de Preços no Mercado Internacional de Soja. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v.12, n.2(20), p.5-40, 2001.

MARGARIDO, Mario A.; VAGNER, Azarias; CARNEVALLI, Luciana B. Análise dos Efeitos Preço e Câmbio Sobre o Preço do Óleo de Soja na Cidade de São Paulo: Uma Aplicação do Modelo VAR. **Pesquisa & Debate**, v.15, n.1(25), 2004.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES F. J. G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias**. Piracicaba: Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006.

MINISTERIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO - MAPA. **Estatística de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro**. Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>>. Acesso em: 10 abr. 2017.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia M.C. **Análise de Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo: Blücher, 2006

PASIN, Jorge A. B. A Logística de Exportação da Soja em Grãos de Mato Grosso. **Revista do BNDES**. V.14, n.27, p. 195-212, 2007.

PINAZZA, Luiz A. (Coord.). **Cadeia Produtiva da Soja**. Brasília: IICA: MAPA/SPA, 2007.

PRESSOTTO, Elen; COSTA, Nilson L. Estudo da Formação do Preço da Soja nas Praças de Passo Fundo/RS, Maringá/PR e Rondonópolis/MT. *In*: **III Seminário de Jovens Pesquisadores em Economia e Desenvolvimento**. Santa Maria: 2015.

SILVA, Fabiano M.; MACHADO, Taize de A. Transmissão de Preços da Soja entre o Brasil e os Estados Unidos no Período de 1997 a 2007. **Revista Economia e Desenvolvimento**, nr. 21, p.85-103, 2009.

SOUZA, Gilmar R.; OLIVEIRA, Sandra C.; PINTO, Leonardo B. A Influência de Prêmio, Câmbio e Preços no Mercado Externo Sobre o Preço da Soja no Brasil. *In*: **48º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER**. Campo Grande: 2010.

SOUZA, Izabel C. A.; VIANNA, Rodrigo P.T.; MORAES, Ronei M. Modelagem da Incidência do dengue na Paraíba, Brasil, por Modelos de Defasagem Distribuída. **Caderno Saúde Pública**, n.23(11), p.2623-2630, 2007.

TINBERGEN, J. *Long-Term Foreign Trade Elasticities*. **Metroeconomica**, v.1, p. 174-185, 1949.

TRENNEPOHL, Dilson; PAIVA, Carlos A.N. **A Importância da Sojicultura da Região Noroeste do Rio Grande do Sul**. Ensaios FEE, Porto Alegre, v.31, n. especial, p.741-778, 2011.

UNITED STATES DEPARTAMENTO DE AGRICULTURE – USDA. **World Agricultural Production**. Disponível em: <<https://www.fas.usda.gov/data/world-agricultural-production>>. Acesso em: 15 abr. 2017.