

TRANSMISSÃO DE PREÇOS RECEBIDOS PELO PRODUTOR DE SOJA NA REGIÃO DO MATOPIBA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO *SPILLOVERS*

GT 1 – Desenvolvimento Territorial, Economia Rural, do Turismo e do Meio Ambiente

Resumo: A sojicultura é de grande importância econômica para o Brasil, sendo responsável pela geração de empregos, diretos e indiretos em toda a cadeia. Além disso, possui grande importância tanto na alimentação humana quanto animal devido ao potencial nutricional do grão. Diante deste cenário, o objetivo do presente estudo é identificar a transmissão de preços recebidos pelo produtor nos estados pertencentes à região do MATOPIBA (Bahia, Maranhão, Piauí e Tocantins) no período de maio de 2007 a agosto de 2022. O método de análise utilizado é de vetores auto-regressivos (VAR) e a partir disso, o cálculo dos *spillovers* (efeitos colaterais) ou de conectividade. De acordo com os resultados obtidos, o estado da Bahia é o maior formador de preços recebidos pelo produtor. Após dez meses, os preços baianos explicam grande proporção da variabilidade dos preços nos outros estados.

Palavras-chave: Soja, VAR, Efeitos Colaterais, Transmissão de Preços.

Abstract: Soybean cattle is of great economic importance for Brazil, being responsible for the generation of direct and indirect jobs throughout the chain. In addition, it has great importance in both human and animal nutrition due to the nutritional potential of the grain. Given this scenario, the objective of the present study is to identify the transmission of prices received by the producer in the states belonging to the MATOPIBA region (Bahia, Maranhão, Piauí and Tocantins) from May 2007 to August 2022. The analysis method used is of autoregressive vectors (VAR) and from that, the calculation of *spillovers* (side effects) or connectivity. According to the results obtained, the state of Bahia is the biggest producer of prices received by the producer. After ten months, Bahian prices explain a large proportion of the price variability in other states.

Keywords: Soybean; VAR; Spillovers; Price Transmission.

1. Introdução

A soja possui grande importância tanto na alimentação humana quanto animal devido ao potencial nutricional do grão. Além disso, a oleaginosa apresenta considerável teor de óleo (ao redor de 20%), usado para diversos fins, tais como a produção de biocombustíveis. No ano de 2021, a soja ocupava a primeira posição dentre os produtos mais importantes da agropecuária brasileira representando 32,31% do valor bruto da produção agropecuária (VBP) calculado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). No ano de 2021, de acordo com o USDA (Departamento de Agricultura dos Estados Unidos), o Brasil ocupa a posição de maior produtor mundial de soja, com 138 milhões de toneladas por ano, seguido por Estados Unidos e Argentina em segundo e terceiro lugar, respectivamente. Os três países conjuntamente respondem por mais de 80% da produção mundial.

As projeções para 2022 indicam uma produção nacional de 150,36 milhões de toneladas equivalente a 38,03% da produção mundial estimada. Segundo Hirakuri et al. (2017), o Brasil incorporou nos últimos dez anos uma média de 1,6 milhão de hectares no cultivo de soja. A maior parte dessas novas áreas foram em pastagens degradadas, que, em sua maioria, encontra-se no bioma cerrado, tradicional por ter solos de baixa fertilidade. É fato que, nos últimos anos, o pacote tecnológico utilizado, mesmo em lavouras reconvertidas, é tão eficaz que é possível alcançar produtividades médias equivalentes a áreas já consolidadas.

Neto (2011) afirma que o ganho na produtividade da soja brasileira foi resultado de pesquisa científica, capitaneada pela Embrapa, nos setores de genética e melhoramento de plantas, solos e nutrição, máquinas agrícolas, entomologia e fitopatologia, entre outras ciências, que tem sido utilizada de forma integrada e multidisciplinar. O empreendedorismo e a criatividade dos agricultores brasileiros também são ingredientes fundamentais, sem os quais a sojicultura brasileira não teria evoluído em área nem tampouco em produtividade.

De acordo com a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), das 138.153,0 mil toneladas produzidas na safra 2021/2020 no Brasil, a região Centro-Sul é a grande responsável pela produção nacional, sendo que a região Centro-Oeste ocupa a primeira posição, com 46,10%, seguida da região Sul, com 31,15%. Embora os incrementos na produção na região Centro-Oeste e Sul sejam os mais significativos em valores absolutos, quando se considera as taxas de crescimento, verifica-se um avanço significativo de produção nas regiões Norte (16,45% a.a.) e Nordeste (8,93% a.a.).

Não obstante, as regiões Sul e Centro-Oeste concentraram 77,19% da área nacional de soja, observa-se que a soja também tem ampliado sua fronteira no Norte e Nordeste do País, sobretudo

na região conhecida como MATOPIBA¹, acrônimo criado com as iniciais de quatro estados (Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia) onde ao longo das últimas décadas tem-se implantado uma agricultura moderna e eficiente, baseada em ciência e tecnologia. Na safra 2000/2001, a produção de soja na região Norte ocupava 91,7 mil hectares, chegando a 2,33 milhões de hectares na safra 2021/2020, ou seja, uma taxa de crescimento de 15,15% a.a. Já no Nordeste, a área ocupada com a plantação de soja correspondia a 962,6 mil hectares na safra 2000/2001, saltando para 3,54 milhões de hectares na safra 2021/2020, com uma taxa de crescimento anual de 6,73%.

De acordo Hirakuri (2015), algumas microrregiões dentro do MATOPIBA já contam com uma área bastante significativa de cultivo de soja, por exemplo: (a) Barreiras (BA), que está na faixa de 500.001 a 1.000.000 hectares; (b) Alto Parnaíba Piauiense (PI) e Gerais de Balsas (MA), que se encaixam na faixa de 250.001 a 500.000 hectares. Em relação a essas últimas microrregiões, a soja continua avançando rumo ao norte (Pará e Maranhão) e ao leste (Piauí). Essa distribuição espacial da produção dentro dos estados que constituem a região objeto deste artigo sugere uma forte integração entre os mercados produtores do grão. Na próxima seção, será detalhada a organização espacial da produção dentro dos estados, segundo dados da Pesquisa Agropecuária Municipal (PAM), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os quatro estados devem atingir uma produção de grãos de 32,7 milhões de toneladas nos próximos 10 anos, numa área plantada de 8,9 milhões de hectares em 2029/30. Grande parte desse impulso na produtividade se deve ao acesso às tecnologias empregadas, como o uso de híbridos e cultivares adaptados às condições edafoclimáticas, além de boas práticas para o uso eficiente de fertilizantes, corretivos e defensivos e sistemas conservacionistas de manejo, como o plantio direto e a Integração Lavoura-Pecuária-Floresta (ILPF²) (BORGHI, 2012).

A região do MATOPIBA, conforme Belchior et al.(2017), possui a presença de áreas planas, condições edafoclimáticas adequadas para cultivos de grãos, proximidade de terminais portuários, terras comparativamente de baixo valor comercial, possibilidade de escoamento da produção por meio de outros modais de transporte – alternativos ou complementares ao modal rodoviário – e perspectiva de diminuição de custos de produção, em função de melhorias de capacidade logística a serem implantadas nos portos do Arco Norte. Essas características tornam a região promissora e atrativa do ponto de vista do agronegócio.

¹ Região formada pelos Estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e da Bahia, fundamentada juridicamente pelo Decreto nº. 8.447, de 06.05.2015, revogado pelo Decreto nº. 10.473, de 24.08.2020. Notabiliza-se pelas políticas públicas voltadas ao desenvolvimento econômico sustentável, fundado nas atividades agrícolas e pecuárias.

² De acordo com a EMBRAPA (2021), a Integração Lavoura-Pecuária-Floresta (ILPF) é uma estratégia de produção que vem crescendo no Brasil nos últimos anos. Trata-se da utilização de diferentes sistemas produtivos, agrícolas, pecuários e florestais dentro de uma mesma área. Pode ser feita em cultivo consorciado, em sucessão ou em rotação, de forma que haja benefício mútuo para todas as atividades.

Ainda, de acordo com a McKinsey (2022), a penetração digital é de 41% entre agricultores da Região Sul, do Cerrado e do MATOPIBA. Uma das explicações para a digitalização maior é a idade média mais baixa no Cerrado e no MATOPIBA, onde a maioria dos produtores rurais tem menos de 45 anos. Eles estão desbravando o uso de novas ferramentas on-line para comprar insumos e fertilizantes, contratar assistência técnica para seus equipamentos e vender seus produtos nos mercados interno e externo.

Conforme dito anteriormente, os estados produtores de soja dentro do MATOPIBA são bem integrados. De acordo com Faciker e Goodwin (2001) *apud* Fernandes et. al (2010), a integração de mercados consiste na interdependência de preços em diferentes regiões ao longo do tempo. O fato de compartilharem informações de longo prazo semelhantes faz com que os preços de um mercado integrado sofram influências não somente das condições locais de oferta e demanda, como também das condições das demais localidades. Dessa forma, a análise de transmissão de preços entre os diferentes estados dentro da região fornece informações relevantes sobre a dinâmica do mercado. Melo et. al. (2018) afirmam que o preço é ainda um mecanismo que promove a união em vários mercados, através da dinâmica que permite obter informações de grande relevância e compreender como o mercado se comporta.

Conforme enfatiza Presotto et al. (2018), a estrutura de preços de produtos primários é bastante influenciada pela região de produção e suas especificidades. A integração espacial de mercados regionais agropecuários e a transmissão de preços entre esses mercados é um tema recorrente tanto na literatura nacional quanto internacional. A análise espacial está baseada nos postulados e definições da Lei do Preço Único, que é amplamente citada nos diversos trabalhos que visam estudar a transmissão de preços entre mercados. Dessa forma, será possível identificar a configuração da integração no elo da produção entre os estados selecionados. Ressalta-se que a maioria dos estudos presentes na literatura analisada sobre a dinâmica dos preços da soja considera somente os maiores produtores nacionais como objeto de análise. Portanto, pouco se sabe sobre a transmissão de preços da soja na região do MATOPIBA. Nesse sentido, esta pesquisa busca preencher essa lacuna teórica.

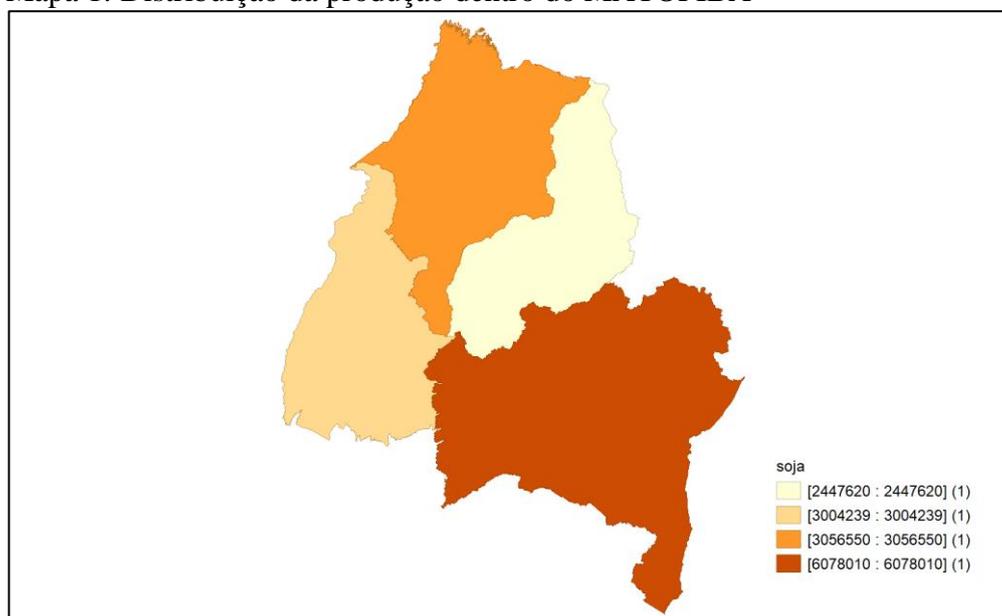
Diante desse contexto, o presente trabalho tem como objetivo geral medir a volatilidade de transmissão e a formação espacial de preços nos principais estados produtores no MATOPIBA (Bahia, Maranhão, Piauí e Tocantins), no período de maio de 2007 a agosto de 2022. Desta forma será possível identificar a configuração da integração entre os diferentes estados da região.

2. Panorama da sojicultura no MATOPIBA

O mapa 1 abaixo ilustra a distribuição espacial da produção dentro da região do MATOPIBA. De acordo com a PAM (2020), no ano de 2020, a produção de soja no Nordeste foi de 11,6 milhões de toneladas. A Bahia produziu 52,45% desse total, chegando a 6,1 milhões de

toneladas. Segundo o IBGE (2021), em 2020, a safra baiana de soja foi a segunda maior em 46 anos (desde 1974), abaixo apenas do recorde verificado em 2018 (6,3 milhões de toneladas). A soja foi o produto agrícola com maior aumento absoluto do valor gerado na Bahia: de R\$ 5,9 bilhões, em 2019, para R\$ 10,3 bilhões, em 2020, um recorde desde a entrada em vigor do Real (mais R\$ 4,4 bilhões ou aumento de 73,7% em um ano). A produção de soja maranhense apresentou crescimento de 171,67% no período de 2007-2021, alcançando 3,06 milhões de toneladas em 2021, ante a produção de 1,12 milhão de toneladas de soja em 2007 (IBGE, 2022). Em termos de produtividade, o crescimento foi de 6,84%, indicando que a elevação da produção se deu em princípio devido ao baixo preço da terra e a políticas públicas de incentivo, reforçada pelas melhorias de infraestrutura logística e programas de apoio ao agronegócio.

Mapa 1: Distribuição da produção dentro do MATOPIBA



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PAM (2021).

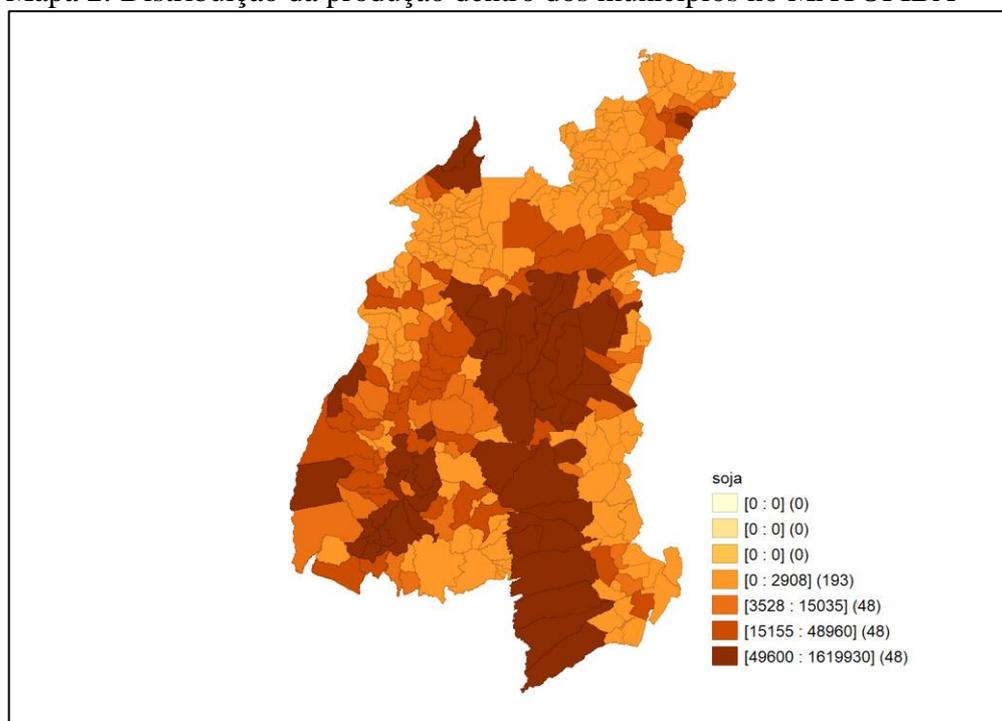
A produção piauiense de soja foi da ordem de 2,45 milhões de toneladas no ano de 2020, segundo a PAM (2020), um crescimento de 404,73% no período 2007-2018. Em termos de valores de produção, o rendimento monetário do Piauí foi de R\$ 3,47 bilhões – valor que representa 3,08% do total brasileiro. A título de comparação, o Mato Grosso, maior produtor brasileiro, apresentou valor de produção da soja de R\$ 43,47 bilhões (25,71% do total nacional). Segundo o IBGE (2021), a soja é o principal produto agrícola do Piauí: em 2020, ela foi responsável por mais da metade (56,6%) de todo o valor obtido com produtos da agricultura no estado.

A produção no estado do Tocantins foi de 3,00 milhões de toneladas de grãos de soja no ano de 2020, de acordo com a PAM (2020), um aumento de 2,27 milhões de toneladas em relação a 2007. De acordo com a Conab (2020), a soja, que é o principal produto cultivado no estado, teve o

plantio escalonado em 2020 devido ao atraso das chuvas a partir da segunda quinzena do mês de outubro.

O Mapa 2 contém a distribuição da produção dentro dos municípios da região do MATOPIBA. A produção baiana está concentrada na mesorregião do Extremo Oeste Baiano, com 99,68% do total, representando 6,06 milhões de toneladas. Os menores níveis de produção estão nas mesorregiões do Nordeste Baiano (150 toneladas) e do Centro Norte Baiano (65 toneladas). Outro fato que chama a atenção é a liderança municipal exercida pelas cidades baianas. Dentre as dez cidades com maior volume de produção no ano de 2020, duas estão situadas na Bahia: Formosa do Rio Preto, com 1,62 milhões de toneladas de grãos (segundo produtor municipal), e São Desidério, com 1,46 milhões de toneladas da oleaginosa (terceiro produtor municipal), conforme Mapa 2.

Mapa 2: Distribuição da produção dentro dos municípios no MATOPIBA



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PAM (2021).

Já no Maranhão, é expressivo o crescimento de Açailândia, que, no ano de 2007, não registrava produção de soja, mas, em 2020, o volume de produção alcança 178,68 mil toneladas de grãos de soja. Outro destaque é o município de Buriticupu, que, assim como Açailândia, não possuía produção em 2007, mas produziu 115,62 mil toneladas de soja no ano de 2020. Outros dois municípios, Tasso Fragoso e Balsas, pertencentes à região do MATOPIBA, ocupam a primeira e a segunda posição na produção da oleaginosa, com 19,95% (609,93 mil toneladas) e 19,93% (609,90 mil toneladas), respectivamente. Conforme nota técnica divulgada pelo MAPA (2022), Tasso Fragoso e Balsas estão entre os cem municípios mais ricos do agronegócio brasileiro.

O destaque no Piauí é Baixa Grande do Ribeiro, que é a única cidade piauiense entre as cinquenta cidades do Brasil com a agricultura mais rica (MAPA, 2020). A cidade produziu 649,13

mil toneladas de grãos de soja em 2020, registrando produtividade de 3.270 kg/ha. Outra cidade piauiense relevante foi o município de Uruçuí, com 445,99 mil toneladas de grãos da oleaginosa e produtividade de 3.047 kg/ha. Segundo o IBGE (2020), o valor da produção agropecuária no município se reduziu, passando de R\$ 1,467 milhão, no ano de 2019, para R\$ 1,049 milhões, no ano de 2020. A terceira colocada no *ranking* piauiense, Ribeiro Gonçalves, produziu 261,37 mil toneladas, com produtividade de 3.411 kg/ha. Logo em seguida, na quarta posição, está o município de Bom Jesus, com produção de 222,82 mil toneladas e 3.386 kg/ha. Os cinco municípios subsequentes produziram, conjuntamente, 626,87 mil toneladas, sendo que apresentam produtividades bem distintas.

A cidade de Campos Lindos, localizada na microrregião do Jalapão, é a maior produtora do estado do Tocantins, com 228,09 mil toneladas grãos de soja em 2020, ou seja, um crescimento de 79,03%, tomando 2007 como ano-base. Segundo Silva (2017), a produção no município se concentra principalmente na Serra do Centro e no seu entorno. Essa produção é fruto de uma agricultura intensiva, moderna e de larga escala, desenvolvida em grandes parcelas de terras, acima de mil hectares, com dois ciclos produtivos bem definidos, um de soja na primeira safra e outro de milho na segunda safra. A maior parte desses grãos é comercializada logo após a colheita e o restante é armazenado em grandes silos espalhados pelas sedes das grandes fazendas e empresas ao longo da Serra do Centro.

Além disso, parte do impulso produtivo também é atribuído ao polêmico Projeto Agrícola Campos Lindos, implementado em 1997 e que desapropriou por improdutividade a antiga fazenda Santa Catarina. Citando novamente Silva (2017), no interior do Projeto Agrícola Campos Lindos, convivendo com as modernas e extensas plantações de soja e milho dos grandes empreendimentos agrícolas ligados ao setor do agronegócio, vivem centenas de famílias de pequenos agricultores, posseiros históricos da área do projeto, hoje limitados a pequenas parcelas de terra onde praticam agricultura de subsistência através do uso de mão de obra familiar.

3. Fundamentação teórica

A análise de transmissão de preços e volatilidade de produtos agropecuários é um tema recorrente tanto na literatura nacional quanto internacional. Margarido (2012) afirma que há duas vertentes em relação à transmissão de preços entre mercados: transmissão vertical e transmissão espacial (ou horizontal). O estudo da transmissão espacial de preços está relacionado à literatura da integração de mercado. Segundo Fackler e Goodwin (2001), a integração de mercados refere-se à interdependência dos preços, em diferentes regiões, ao longo do tempo. Por compartilharem informações de longo prazo semelhantes, os preços de um mercado integrado sofrerão influências não apenas das condições de oferta e demanda locais, mas também das condições das demais

localidades. Dessa forma, a integração pode ser vista como uma medida do grau em que os choques de demanda e oferta que surgem numa região são transmitidos à outra (CUNHA et al., 2011).

Uma questão relevante no estudo da integração de mercado é o conceito de arbitragem espacial, o que implica que, se os mercados estiverem funcionando bem, os preços de mercadorias homogêneas em diferentes mercados não diferirão mais do que os custos de transporte. De acordo com Fackler e Goodwin (2001), em um processo de arbitragem, a ação dos agentes garante que os preços dos bens homogêneos em duas localidades quaisquer diferirão, no máximo, pelo custo de deslocamento do bem da região com menor preço para comercialização na região com maior preço, ou seja, considerando duas regiões economicamente integradas:

$$P_A - P_B \leq r_{AB} \quad (1)$$

onde P_A representa o preço do bem na localidade A ; P_B , o preço do bem na localidade B ; e r_{AB} é o custo de deslocamento do bem do local A para B . Na ausência de custos relevantes, a relação apresentada se tornará uma igualdade nula. Nesse caso, o fluxo de comércio da região de menor preço para a região de maior preço irá persistir até que haja a equalização dos preços dentro do mercado que compreende as duas regiões.

A equalização de preços é chamada de Lei do Preço Único (LPU). A LPU afirma que, em mercados concorrentes, livres de custos de transporte e barreiras oficiais de comércio, bens idênticos devem ser vendidos pelo mesmo preço quando são expressos na mesma moeda (KRUGMAN et al., 2015). Caso haja arbitragem, há a possibilidade de comércio entre regiões pertencentes a um mesmo país. Ou seja, se um bem é vendido em uma região a um preço inferior ao de outra região, é possível obter ganho comprando-se o bem na primeira região e vendendo-o na segunda. Dessa forma, a validação da LPU está relacionada ao processo de arbitragem espacial, que é o mecanismo que conduz à estabilidade de preço em um mercado espacialmente separado (FAMINOW; BENSON, 1990).

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), as três versões para a LPU são: fraca, forte e agregada. A primeira versão coincide com o conceito de arbitragem espacial, já expresso anteriormente através da Equação 1. A segunda (versão forte) pressupõe-se a continuidade do comércio com permanência da validade da condição de arbitragem como uma igualdade $P_A - P_B = r_{AB}$. Por último, a terceira versão da LPU é a agregada, conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC). Neste estudo, será considerada a versão forte pelos motivos que serão apresentados na sequência.

Faminow e Benson (1990 *apud* ALVES, 2016) e Goodwin e Piggott (2001 *apud* ALVES, 2016) consideraram que localidades espacialmente separadas e que comercializam um mesmo produto formariam um mercado integrado se os preços fossem determinados de maneira

interdependente, ou seja, alterações de preços numa região seriam transmitidas às demais. Nesse conceito, regiões geográficas distintas poderiam pertencer a um mesmo mercado se seus preços para determinado produto fossem cointegrados. Fackler e Goodwin (2001) propuseram que a integração do mercado funciona melhor como medida do grau em que choques de demanda e oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região. Considere um choque hipotético (ε_A) que muda o excesso de demanda por um bem na região *A*, mas não na região *B*. A taxa de transmissão de preços associada a esse choque é:

$$R_{AB} = \frac{\partial P_B / \partial \varepsilon_A}{\partial P_A / \partial \varepsilon_A} \quad (2)$$

em que R_{AB} é a taxa de transmissão associada ao choque do produto na região *A*; $(\partial P_B) / (\partial \varepsilon_A)$, a variação infinitesimal do choque em *A* que promove variação do preço na região *B*; e $(\partial P_A) / (\partial \varepsilon_A)$, a variação infinitesimal do choque em *A* que leva à variação do preço do produto nessa região. Caso R_{AB} seja igual a 1, há integração perfeita do mercado e variações nos preços do produto homogêneo são transmitidas de forma completa entre as regiões. Contudo, caso R_{AB} seja diferente de R_{BA} , a razão não é simétrica e a região *A* pode estar mais integrada à região *B* do que o contrário. Elevado grau de integração não implica necessariamente que haja comércio direto entre duas regiões; o importante é que as regiões façam parte de uma rede comum de comércio. Por exemplo, se dois locais *A* e *B* são fornecedoras regulares de um bem ao local *C*, eles podem ser integrados com a mesma força, como se fossem parceiros comerciais diretos (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Conforme Meyer (2004 *apud* ALVES, 2016) e Lima (2016), a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Por isso, quanto maior o grau de integração de mercado, maior a transmissão de preços, encorajando produtores a se especializarem de acordo com as vantagens comparativas da região. De fato, a ausência de integração de mercado tem implicações na organização do sistema econômico em termos de eficiência. Rapsomanikis et al. (2003 *apud* MARGARIDO, 2012) afirmam que a não transmissão completa de preços de um mercado para outro tem importantes implicações em termos de bem-estar para a sociedade. A implementação de políticas comerciais restritivas ou a presença de custos de transação, como, por exemplo, infraestrutura de comunicação e transporte precários, pode resultar na redução da informação disponível para os agentes econômicos para a tomada de decisão. Sendo assim, a existência de assimetrias de informação contribui para resultados ineficientes em termos econômicos.

Conforme dito anteriormente, os principais mercados de soja na região do MATOPIBA são bem integrados e a maioria dos trabalhos encontrados na literatura econômica analisam a transmissão de preços entre os principais estados produtores de soja. Neste estudo, serão considerados os mercados da produção para os quatro estados (Bahia, Maranhão, Piauí e Tocantins)

com a utilização da metodologia de Vetor Autoregressivo – VAR (*Spillover*), para avaliar a transmissão e volatilidade de preços. Ressalta-se que o entendimento sobre o grau de integração do mercado pode ser útil também para os agentes atuantes na cadeia produtiva da soja. Perez e Bacha (2007 *apud* MELO, 2008) afirmam que os mercados que não são integrados contêm informações imprecisas de preços, que podem provocar distorções nas decisões de negociação dos ofertantes e cooperar para a movimentação ineficiente de produtos. Desse modo, avaliar a integração espacial de um mercado pode ser uma informação essencial para o entendimento do funcionamento do mercado.

4. Metodologia

A transmissão de preços será analisada por meio de modelo VAR, que pode ser utilizado para computar os efeitos *spillovers* (efeitos colaterais) ou de conectividade, originalmente desenvolvido em Diebold e Yilmaz (2009), Diebold e Yilmaz (2012) e Diebold e Yilmaz (2014).

A decomposição da variância do erro de previsão está baseada no conceito de exogeneidade forte, ou seja, se a sequência de choques não afetar o futuro da variável, então a variável é estritamente exógena. Assim, se avalia se as sequências $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$ afetam a variância do erro de previsão de $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$. Entretanto, contraditoriamente, é necessário utilizar restrições de identificação, assim como na impulso-resposta, para recuperar $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$. Dito de outra forma, o cálculo da decomposição de variância requer inovações ortogonais, nas quais as inovações do VAR são em geral correlacionadas contemporaneamente. Esquemas de identificação como o baseado na fatoração de Cholesky alcançam a ortogonalidade, mas as decomposições de variância dependem da ordenação das variáveis. Usando esse fato sobre a decomposição do erro de previsão da variância, Diebold e Yilmaz (2009), Diebold e Yilmaz (2012) e Diebold e Yilmaz (2014) propõem identificar a conexão entre as variáveis endógenas. Considerando x_t um vetor coluna de n variáveis, podemos escrever a forma reduzida do modelo VAR com p defasagens por meio da seguinte fórmula:

$$x_t = \phi_0 + \sum_{s=1}^p \phi_s \times x_{t-s} \quad (3)$$

onde ϕ_s é uma matriz de parâmetros $n \times n$; $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ é um vetor coluna dos erros independentes e identicamente distribuídos com matriz de covariância Σ . A dinâmica do sistema refletida na Equação (105) é dada pela sua representação em média móvel:

$$x_t = v + \sum_{s=1}^p B_s \times \varepsilon_{t-s} \quad (4)$$

onde $B_j = \Phi_1 B_{j-1} + \Phi_2 B_{j-2} + \dots + \Phi_p B_{j-p}$ com B_0 representa a matriz identidade; onde $B_j = 0$ para $j < 0$ e onde $v = \sum_{j=0}^{\infty} B_j \phi_0$. Utilizando a abordagem generalizada de Koop, Pesaran e Potter

(1996) e Pesaran e Shin (1998), que produz decomposições de variância que são invariantes ao ordenamento, podemos analisar choques correlacionados, mas considerando apropriadamente a distribuição observada dos erros. Como os choques para cada variável não são ortogonalizados, a soma das contribuições para a variância do erro de previsão não é, necessariamente, igual a 1. Utilizando a decomposição de Cholesky, podemos calcular o erro de previsão da variância h passos à frente para a i -ésima variável como:

$$\theta_{i \leftarrow j}^h = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{z=0}^{h-1} (e'_i B_z \Sigma e_j)^2}{\sum_{z=0}^{h-1} (e'_i B_z \Sigma B'_z e_i)^2} \quad (5)$$

onde $i, j = 1, 2, \dots, N$ representam as variáveis endógenas no modelo covariância-estacionário; σ_{jj} é o j -ésimo elemento da Σ ; e e_i é um vetor de seleção de zeros, exceto pelo seu i -ésimo elemento, que é equivalente a 1. Assim, o parâmetro $\theta_{i \leftarrow j}^h$ relata informações sobre a proporção do erro de previsão h passos à frente para a variável i , que pode ser explicada pelos choques na variável j .

5. Fonte e Tratamento dos Dados

Para o desenvolvimento das análises foram utilizadas as séries mensais dos preços da Soja em grão recebido pelo produtor no período de maio de 2007 até agosto de 2022. As variáveis e suas fontes estão demonstradas no quadro 1. O software utilizado na análise dos dados foi o RStudio.

Quadro 1: Detalhamento das variáveis

Variável	Descrição da Variável	Fonte
Preço recebido pelo produtor	Preço da saca (60,00 Kg) da soja em grão recebido pelo produtor (R\$/60 Kg)	CONAB
IGP – DI	Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna	FGV

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1 contém as medidas de estatística descritiva para as séries de preços utilizadas neste trabalho. Para os preços recebido pelo produtor, percebe-se que as médias entre os estados produtores são bem próximas.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Preços Recebidos pelo Produtor	MA	TO	PI	BA
Média	70,14	68,46	68,65	67,47
Mediana	59,09	59,73	57,75	60,44
Máximo	183,41	176,33	178,22	175,80
Mínimo	28,34	25,21	26,44	25,75
Desvio Padrão	37,66	37,65	36,63	34,84
Assimetria	1,63	1,61	1,69	1,67
Curtose	5,04	4,69	4,92	4,68

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Dentre os estados que compõem a região do MATOPIBA o Maranhão apresenta a maior média de preços com R\$ 70,14, na sequência está o Piauí com R\$ 68,65 e o Tocantins com R\$ 68,46; o estado da Bahia é o que apresenta o menor preço médio dentre os estados da região do MATOPIBA com R\$ 67,47.

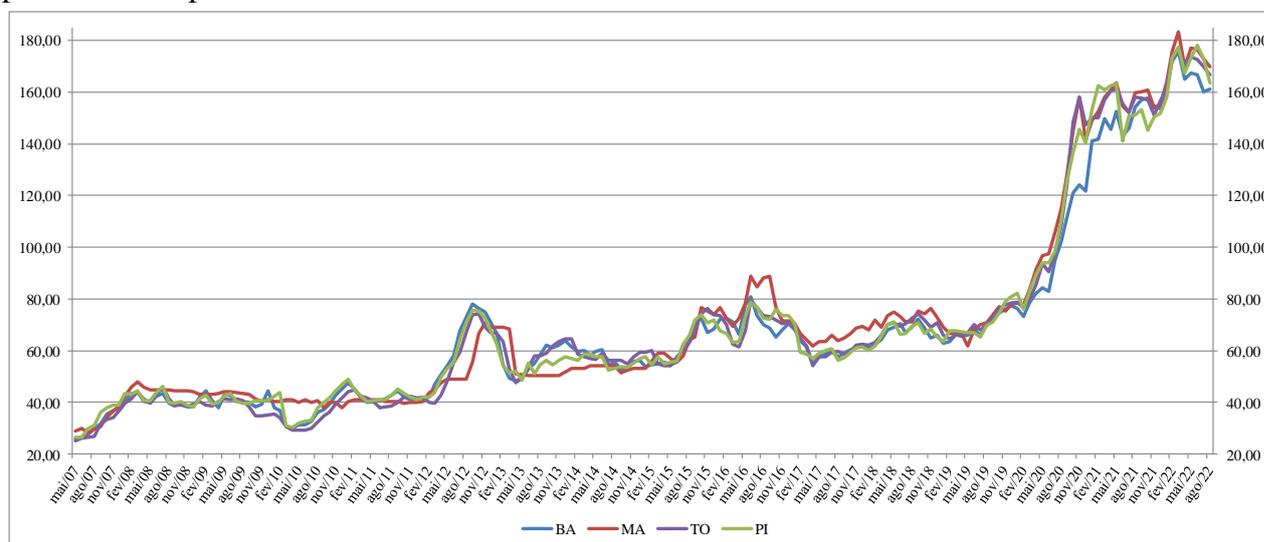
O menor preço mínimo da soja foi verificado em Tocantins com R\$ 25,21 e o maior preço mínimo foi verificado no Maranhão com R\$ 28,34. Pelo desvio padrão, observa-se que os estados do MATOPIBA possuem maior dispersão em torno da média, com exceção do estado da Bahia, que apresentou desvio padrão de 34,84, o menor dentre as séries estudadas. Os preços em todos os estados apresentaram distribuição assimétrica positiva. Já as estatísticas para curtose são superiores a três, sugerindo que as curvas de funções de densidade de probabilidades são leptocúrticas.

Todas as séries de preços foram transformadas em logaritmos naturais a partir da relação entre o preço no período t e o preço no período $t - 1$, de modo que os valores possam ser interpretados como rendimento dos preços. Além disso, todas as séries foram deflacionadas utilizando o IGP-DI, divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

6. Análise e Discussão dos Resultados

Com o objetivo de analisar a transmissão dos preços da soja recebido pelo produtor nos quatro estados produtores do Brasil, são expostos, primeiramente, os preços observados no período de maio de 2007 até agosto de 2022 no Gráfico 1.

Gráfico 1 – Comportamento dos preços mensais recebidos pelos produtores nos quatro estados produtores no período 05/2007 – 08/2022



Fonte: Elaboração própria a partir de CONAB, 2022.

Pode-se perceber que existe um comportamento homogêneo entre os preços recebidos nos quatro estados produtores e desta forma, evidências sobre a integração destes entre esses mesmos estados. Um outro fato importante é a sazonalidade dos preços ao longo do ano, ocasionada pela safra e entressafra do produto. Callegaro (2018) afirma que a sazonalidade pode ser vista como um

fator positivo para o Brasil na política de preços, pois tanto o Brasil quanto a Argentina têm suas produções em épocas diferentes das dos EUA. Como os EUA são formadores do preço da soja e tem sua colheita realizada entre fim de outubro e início de dezembro, que é uma época em que os preços internacionais se encontram em níveis mais baixos.

Dessa forma, para se detectar a estacionariedade, foram realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados estão presentes no Anexo 1 e demonstram que para as três séries de preços, nos testes ADF e PP, o valor calculado em módulo, é maior do que o valor crítico do teste, considerando a significância estatística de 5%. Desta forma, as três séries de preços apresentam rejeição da hipótese nula, em que a série seja um passeio aleatório – rejeita-se a existência de raiz unitária – uma vez que as variáveis são estacionárias, as séries são então, $I(0)$.

No teste KPSS, ao contrário dos testes ADF e PP, a hipótese nula é que a variável é estacionária. Repare que, para as três séries, não se rejeita a hipótese nula. Neste caso, isso significa que as três séries são estacionárias.

Utilizamos três critérios de informação: Hannan-Quin (HQ), Akaike (AIC) e Schwarz (SC) além do erro final de previsão (FP) conforme Tabela 3 onde o *(asterisco) indica a defasagem ótima. Para a série de preços recebidos pelo produtor devemos utilizar uma defasagem indicados pelos quatro critérios.

Tabela 3: Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as três séries de preços, maio de 2007 a agosto de 2022.

<i>Lag</i>	AIC	HQ	SC	FPE
	Preços recebidos pelo produtor			
1	-2.511815e+01*	-2.497026e+01*	-2.475361e+01*	1.234108e-11*
2	-2.510938e+01	-2.484318e+01	-2.445321e+01	1.245365e-11
3	-2.506086e+01	-2.467634e+01	-2.411305e+01	1.308275e-11

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Após estimarmos o VAR, apresentamos os resultados para o índice *Spillover* em cada mercado. A entrada i -ésima, j -ésima na Tabela 4 é a contribuição estimada para a variação do erro de previsão do estado i vindo dos retornos dos preços recebidos pelo produtor para o estado j . Portanto, as somas de coluna fora da diagonal (chamadas de Contribuições para Outros) ou somas de linha (chamadas Contribuições de Outros), quando somadas entre estados, fornecem o numerador do Índice *Spillover*. Da mesma forma, as somas de coluna ou somas de linha (incluindo diagonais), quando somadas entre estados, fornecem o denominador do Índice *Spillover*.

Tabela 4: *Spillover* de Volatilidade para os preços recebidos pelo produtor

	BA	MA	PI	TO	Contribuições de outros
BA	93,95	1,95	3,43	0,66	6,04
MA	13,46	81,27	1,60	3,68	18,74
PI	50,18	0,34	48,27	1,21	51,73
TO	46,73	2,90	7,21	43,15	56,84
Contribuições para outros	110,37	5,19	12,24	5,55	133,35
Contribuições incluindo o próprio estado	204,32	86,46	66,06	48,70	Índice <i>Spillover</i> = 32,88%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

A tabela *spillover* de volatilidade fornece uma decomposição do índice *spillover* de volatilidade total. Através do resultado do índice *spillover*, 32,88% da variância do erro de previsão, dez meses a frente, nos quatro estados vem do *spillover*. Outra observação é o papel importante que a Bahia tem nas variações nos retornos dos preços recebidos sobre os outros estados. Constatou que 50,18% da variância do erro de previsão, dez meses a frente, para os preços recebidos pelo produtor no Piauí são explicados por choques nos preços recebidos pelo produtor na Bahia. Já no estado do Tocantins, o percentual atinge 46,73% enquanto no estado do Maranhão (segundo maior produtor no MATOPIBA) esse valor fica em 13,46%.

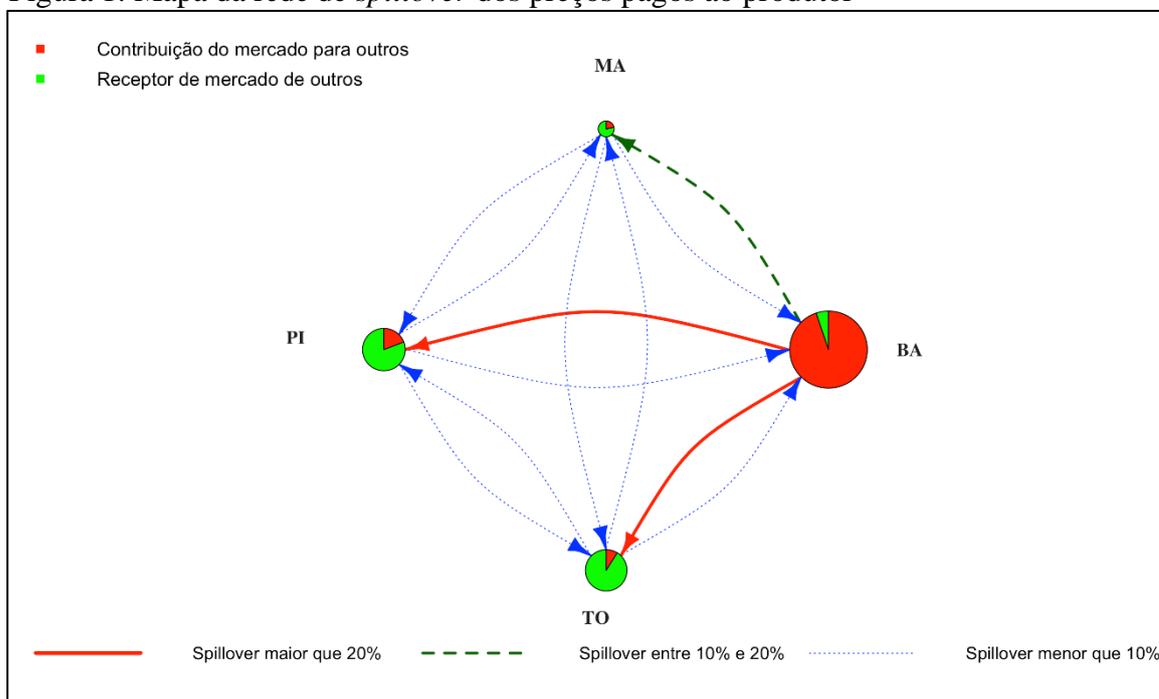
Na análise dos dados de *spillover* referentes ao Maranhão, ao final de dez meses, a variância do erro de previsão no preço pago ao produtor neste estado é explicado em 81,27% por si mesmo e em 2,90% pelo preço praticado no Tocantins. Já no Piauí, 48,27% da variância do erro de previsão no preço piauiense é explicado pelo seu próprio preço e 7,21% pelo preço praticado no estado tocantinense. Dessa forma, para o Piauí, o maior transmissor de choques nos preços é o estado da Bahia seguido pelos próprios preços.

No estado de Tocantins, 43,15% da variância do erro de previsão nos preços pagos produtor tocantinense são explicados por si mesmo. Embora seja o décimo maior produtor nacional com 2,47% da produção nacional; assume posição de tomador de preços. Esse pode ser explicado pela produtividade tocantinense que ficou abaixo da nacional, com 3.121 kg/ha, indicando a ausência de políticas públicas que incentivem a eficiência na produção; além da concorrência com outras culturas como milho.

A Figura 1 mostra um mapa das relações de rede entre os *spillovers* dos preços recebidos pelo produtor em cada estado, ou seja, a variância do erro de previsão que os estados individuais transmitem e recebem dos outros três estados da rede durante o período selecionado. Cada uma das setas define o efeito colateral (*spillover*) recebido ou transmitido. A cor representa o tamanho do *spillover* – vermelho para *spillover* maior que 20%, azul para *spillover* menor que 10% e verde

para *spillover* entre 10% e 20%. O tamanho da fatia no círculo que representa cada um dos estados ilustra o *spillover* total relativo gerado pelo estado em comparação com os outros estados. Os resultados demonstram o papel influente do estado da Bahia na variância do erro de previsão dos preços ao sistema, tanto recebendo quanto transmitindo.

Figura 1: Mapa da rede de *spillover* dos preços pagos ao produtor



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Cada uma das setas define o efeito colateral (*spillover*) recebido ou transmitido. A cor representa o tamanho do *spillover* – vermelho para *spillover* maior que 20%, azul para *spillover* menor que 10% e verde para *spillover* entre 10% e 20%. O tamanho da fatia no círculo que representa cada um dos estados ilustra o *spillover* total relativo gerado pelo estado em comparação com os outros estados. Os resultados demonstram o papel influente do estado da Bahia na variância do erro de previsão dos preços ao sistema, tanto recebendo quanto transmitindo.

7. Conclusões

Este artigo teve como objetivo identificar a transmissão de preços nos preços recebidos pelo produtor nos estados da Bahia, Maranhão, Piauí e Tocantins no período de maio de 2007 até agosto de 2022. Aplicando a metodologia do *spillover*, foram obtidos resultados importantes sobre a dinâmica de funcionamento dos mercados que merecem destaque.

Demonstrou-se que o estado da Bahia exerce maior poder sobre a formação de preços nos outros três estados. Essa constatação se deve ao estado ocupar a primeira posição na produção do MATOPIBA no volume de produção da oleaginosa. Outro fato relevante é o valor estimado para o Maranhão indicando que boa parte da variância do erro de previsão que o estado transmite e recebe é proveniente dele mesmo durante o período selecionado. Ressalta-se que, de acordo com a PAM

(2021), o Maranhão ficou atrás do estado do Tocantins ocupando a décima posição no ranking nacional.

De acordo com Oliveira (2006 *apud* Castilho et. al., 2021), o conjunto de obras de infraestruturas concluídas ou planejadas para diversas porções do bioma Cerrado direcionou os investimentos das multinacionais do agronegócio que passaram a buscar localizações estratégicas, redesenhando, desse modo, o sistema de circulação de commodities para exportação. Nessa conjuntura, vários corredores de transporte vão sendo estruturados no país com vistas ao escoamento da produção agrícola, dentre os quais se destaca o Programa Corredor de Exportação Norte (PCEN), envolvendo o sul do estado do Maranhão, cujos produtos seguem de Balsas até Imperatriz de caminhão, num percurso de 400 km, e de lá seguem pela ferrovia Norte-Sul até o porto de São Luís.

No Piauí, as contribuições, da variância do erro de previsão, para outros foi a maior após o estado da Bahia. Em 2021, seis municípios do estado destacaram-se entre os 100 maiores produtores de milho e soja do Brasil. Na produção de soja, a cidade piauiense mais bem colocada no ranking nacional é Baixa Grande do Ribeiro, que ocupa a 25ª colocação, com um total de 726.583 toneladas de grãos. A arrecadação anual foi de R\$ 1,89 bilhão. Em 21 anos, a área plantada com soja cresceu 1.236% no município. A 48ª colocação é ocupada por Uruçuí, com uma produção de 488.947 toneladas e arrecadação de R\$ 1,29 bilhão. Seguida por Ribeiro Gonçalves, na 88ª colocação, com 308.916 toneladas e R\$ 803 milhões. Somados os valores, os três municípios representam 56,15% de toda a produção de soja do Piauí. Eles também são destaques no cultivo do milho, junto com Bom Jesus, Currais e Santa Filomena.

Por fim, o estado do Tocantins ficou com a posição de tomador de preços dentre os quatro estados estudados. De acordo com Cruz (2018), o Estado do Tocantins corresponde à 37,95% da área do MATOPIBA, possui topografia plana, que favorece a mecanização da agricultura, e 50,25% do seu território tem potencial agrícola. Os períodos de chuva e seca são bem definidos e apresenta boa luminosidade durante todo o ano. A bacia hidrográfica do Tocantins-Araguaia cobre todo o estado e possibilita a irrigação no período de estiagem, sendo que o estado detém 15% do potencial de áreas para irrigação do Brasil. Todas essas características contribuem para o desenvolvimento da agricultura no Tocantins.

Segundo Wagner (2022), o ano de 2021 ainda foi marcado pelos reflexos da pandemia da Covid-2019, que trouxe como consequência uma elevada demanda das commodities agrícolas ao redor do mundo e a valorização do dólar frente ao real. Essa situação resultou também na disparada dos preços agrícolas em 2021 na comparação com o ano anterior. Todos os resultados expostos evidenciam o critério heterogêneo da produção, esse fato dificulta a previsão de cenários assim como a elaboração de políticas públicas.

8. Referências

- ALVES, R. C. Integração espacial e eficiência do hedge no mercado sul-americano de soja: comparações entre Brasil e Argentina. 2016. 89 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016.
- BELCHIOR, E. B; ALCÂNTARA, P. H. R; BARBOSA, C.F. Perspectivas e desafios para a região do Matopiba. Informativo técnico da Embrapa. Núcleo de Sistemas Agrícolas da Embrapa Pesca e Aquicultura. 2017.
- BORGHI, E. (Coord.). Estado-da-arte da agricultura e pecuária do Estado do Tocantins. 2012. 55 p. Relatório final de auxílio à pesquisa – Projeto Agrisus. Disponível em: <<http://www.agrisus.org.br/projetos.asp?cod=757>>. Acesso em: 15 mar. 2022.
- CALLEGARO, L. O mercado da soja e os fatores que influenciam na variação dos preços no Brasil com ênfase para o Rio Grande do Sul. 38 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharel em Ciências Econômicas) – Departamento de Economia e Relações Sociais, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Três de Maio, 2018.
- CASTILHO, R., BOTELHO, A. C., DEZIDÉRIO, M. Agronegócio globalizado no MATOPIBA maranhense: análise da especialização regional produtiva da soja, Espaço e Economia [Online], 2021.
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Safras. Série Histórica. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras>>. Acesso em: 16 fev. 2022.
- CUNHA, D. A.; VALE, S. M. L. R.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Integração e Transmissão de Preços no Mercado Internacional de Café Arábica. *Rev. Econ. e Sociol. Rural*, v. 48, n. 4, p. 515–542, 2011.
- CRUZ, A. A. da. Dinâmica da produção de grãos nas microrregiões do Estado do Tocantins de 1990 a 2016. *Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas*, v. 2, n. 2, p. 158–180, 2018.
- DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, With Application to Global Equity Markets. *Economic Journal*, v. 119, p. 158-171, 2009.
- DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. Better to Give than to Receive: Forecast-Based Measurement of Volatility Spillovers. *International Journal of Forecasting*, v. 28, n. 1, p. 57-66, 2012.
- DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. *Journal of Econometrics*, v. 182, n. 1, p. 119-134, 2014.
- EMBRAPA. Agência de Informação Embrapa. [Home page]. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/>>. Acesso em: 18 mar. 2022.
- FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial Price Analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdã: North Holland Press, v. 1, 2001, p. 971-1024.

FAMINOW, M. D. BENSON, B. L. Integration of Spatial Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, British Columbia, v. 72, n. 1, p. 49-62, Mai. 1990.

FAS/USDA – FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov>>. Acesso em: 20 mar. 2022.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 20 mar. 2022.

FAOSTAT database. Disponível em: <<http://www.faostat.fao.org/>>. Acesso em: 20 mar. 2022.

FERNANDES, R. A. S.; BRAGA, M. J.; LIMA, J. E. DE. Elasticidade de transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos maiores estados produtores. *Revista de Economia e Administração*, v. 9, n. 3, p. 368–385, 2010.

HIRAKURI, M. H. Avaliação econômica da produção de soja para safra 2015/16. Londrina: Embrapa Soja, 2015.

HIRAKURI, M. H.; CONTE, O.; BALBINOT JUNIOR, A. A. Análise econômica de diferentes arranjos espaciais de plantas de soja. Londrina: Embrapa Soja, 2017.

IBGE/CENSO. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Censo Agropecuário. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 fev. de 2022.

IBGE/PAM. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Pesquisa Agrícola Municipal. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 fev. 2022.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 74, n. 1, p. 119-147, set. 1996.

KRUGMAN, P. R., OBSTFLED, M., MELITZ, M. J. (tradução Ana Julia Perrotti-Garcia). *Economia Internacional*. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2015.

LIMA, S. M. A.; BURNQUIST, H. L. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35, 1997. Anais... Natal, RN: SOBER, 1997. CD-ROM

McKINSEY. A mente do Agricultor Brasileiro na Era Digital. AEPR. Disponível em <<https://mente-do-agricultor.mckinsey.com/.pdf>>. Acesso em: 30 de jun. 2022.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Disponível em <www.mapa.gov.br>. Acesso em: 20 fev. 2022.

MARGARIDO, M.A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. *Revista de Economia e Administração*, v. 11, p. 281-303, 2012.

MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, Oxford, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

MELO, L. Q. Relações dos preços nacionais e internacionais da madeira. 2008. 52 f. Dissertação (Mestrado em Administração), Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2008.

MELO, A. S.; BORBA, M. C.; BARROS, J. E. M.; RAMOS, J. E. S. Transmissão de preços pagos aos produtores de leite nos estados brasileiros de maior produção com foco no estado baiano no período de quinze anos. *Ciências Sociais Aplicadas em Revista (online)*, v. 18, p.144-165, 2018.

MIRANDA, T. P. L. Transmissão de Preços do Mercado de Milho na Região de MATOPIBA: Uma análise de cointegração. 2016. 79 p. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2016.

NETO, S. P. S. A evolução da produtividade da soja no Brasil. Disponível em: <<http://www.diadecampo.com.br/zpublisher/materias/Materia.asp?id=24933&secao=Colunas>>. Acesso em: 15 ago. 2022.

PEREZ, P.L.; BACHA, C.J.C. Comercialização e comportamento dos preços da madeira serrada nos estados de São Paulo e Pará. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 54, n. 2, p. 103-119, jul./dez. 2007.

PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17-29, jan. 1998.

PRESOTTO, E.; FREITAS, C. A. de; LAZARETTI, L. R.; BATISTELLA, P.; FEISTEL, P. R. Análise da transmissão do preço pago ao produtor de soja brasileiro (1997 a 2016). *Perspectiva Econômica*, v. 14, n. 2, p. 108-122, jul./dez. 2018.

SILVA, Marcos Ferreira da. Agricultura familiar na Serra do Centro, Campos Lindos (TO): trajetória histórica e transformações decorrentes da expansão do “agronegócio”. 2017. 129 f. Dissertação (Mestrado em Ciências do Ambiente), Programa de Pós-Graduação em Ciências do Ambiente, Universidade Federal do Tocantins, Palmas, 2017.

UNITED STATES. United States Department of Agriculture (USDA). Foreign Agriculture Service (FAS). Current World Production, Market and Trade Reports. Washington, 2020. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/currwmt.asp>>. Acesso em: 20 fev. 2022.

WAGNER, W. L. Valor da produção da agricultura tocantinense registra crescimento de 74% Disponível em: <<https://conexaoto.com.br/2022/09/16/valor-da-producao-da-agricultura-tocantinense-registra-crescimento-de74>>. Acesso em: 15 ago. 2022.

ANEXO 1

Tabela 2: Testes de raiz unitária ADF, PP e KPSS

Variáveis	Estatística ADF	Valor Crítico (5%)	Probabilidade	Lags	Variáveis Exógenas	Resultado
Pagos ao Produtor						
BA	-10.710	-3.434	0.0000	0	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
MA	-11.096	-3.434	0.0000	0	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
PI	-11.493	-3.434	0.0000	0	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
TO	-8.495	-3.434	0.0000	1	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
Variáveis	Estatística PP	Valor Crítico (5%)	Probabilidade	Lags	Variáveis Exógenas	Resultado
Pagos ao Produtor						
BA	-10.706	-3.434	0.0000	1	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
MA	-11.100	-3.434	0.0000	1	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
PI	-11.498	-3.434	0.0000	3	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
TO	-7.984	-3.434	0.0000	8	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
Variáveis	Estatística KPSS	Valor Crítico (5%)	Probabilidade	Lags	Variáveis Exógenas	Resultado
Pagos ao Produtor						
BA	0.043	0.146	-	4	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
MA	0.042	0.146	-	3	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
PI	0.040	0.146	-	3	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA
TO	0.042	0.146	-	2	CONSTANTE E TENDÊNCIA	ESTACIONÁRIA

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.