



EFEITOS DOS INDICADORES DE COMÉRCIO INTERNACIONAL NAS EXPORTAÇÕES DE SOJA DO MATOPIBA: UMA ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL

EFFECTS OF INTERNATIONAL TRADE INDEXES ON MATOPIBA'S SOY EXPORTS: A PANEL DATA ANALYSIS

Autores: Manoel Alexandre de Lucena¹; Petalla Geovanna Morais Carneiro²; Eliane Pinheiro de Sousa³

Filiação: ^{1,2,3} Universidade Regional do Cariri (URCA)

E-mail: ¹manoelalex123@gmail.com; ²petallageovanna.moraiscarneiro@urca.br;
³pinheiroeliane@hotmail.com

Grupo de Trabalho (GT): GT 01: Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

Em face da importância do agronegócio da soja na economia brasileira e na região MATOPIBA, acrônimo da junção dos estados do Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) e Bahia (BA), o presente trabalho busca mensurar os efeitos dos indicadores de Vantagem Comparativa Revelada de Vollrath (IVCRV) e de Contribuição ao Saldo Comercial (ICSC) nas exportações de soja em grão na região MATOPIBA, no período de 2016 a 2021 com dados trimestrais. Para tal, determinaram os indicadores de IVCRV e ICSC, que se comportaram como variáveis independentes, ao passo que as exportações de soja em grão foram consideradas como variável dependente do modelo econométrico de dados em painel pelo método de efeitos fixos com correção de erros padrão de Driscoll e Kraay. Utilizaram-se dados de valores das exportações e importações de soja em grão em cada um dos estados do MATOPIBA, extraídos do comércio exterior brasileiro (Comex Stat) do Ministério da Indústria e Comércio Exterior e Serviços (MDIC). Os resultados revelaram que as exportações de soja em grão são funções positivas de suas vantagens comparativas reveladas de Vollrath e da contribuição ao saldo comercial. Desta forma, conclui-se que as vantagens comparativas, oriundas da especialização na produção e exportação de soja desta região, propiciam importantes efeitos no comércio internacional desta commodity.

Palavras-chave: Agronegócio da soja; Exportações; Dados em painel com efeitos fixos; MATOPIBA

Abstract

In view of the importance of soy agribusiness for the Brazilian economy and the MATOPIBA region, acronym which represents the combination of the states of Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) and Bahia (BA), this study seeks to measure the effects of Vollrath's revealed comparative advantage (RCA) and contribution-to-the-trade-balance (CTB) indexes on soybean exports in the MATOPIBA region, in the period from 2016 to 2021, with quarterly data. In order to achieve that, it was established the RCA and CTB indexes, which behaved as independent variables, whereas the soybean exports were considered as a variable dependent on the econometric model of panel data by the Driscoll and Kraay's fixed-effects with standard error correction approach. It was used data related to the values of soybean exports and imports in each of MATOPIBA's states, extracted from the Brazilian foreign trade (Comex Stat) of the Ministry of Industry, Foreign Trade and Services (MDIC, acronym in Portuguese). The results revealed that the soybean exports are positive functions of their Vollrath's revealed comparative advantages and of the Contribution-to-the-Trade-Balance. Thus, one may conclude that the comparative advantages, derived from this region's specialization in the production and export of soy, provide important effects on this commodity's international trade.

Keywords: Soy agribusiness; Exports; Panel data with fixed effects; MATOPIBA.



1. Introdução

A soja impulsionou o conceito de agronegócio no Brasil devido ao seu peso tanto no volume físico produzido como em seu montante financeiro obtido, sendo que, em 2014, grande parcela de toda área atribuída ao plantio de grãos em solo brasileiro era voltada à produção de soja, notadamente, 52,9% (HIRAKURI; LAZZAROTTO, 2014). Segundo esses autores, embora as regiões Sul e Sudeste registrem maior grau de desenvolvimento no que se refere à produção de soja, quando observadas as taxas de crescimento, verifica-se um significativo avanço das regiões Norte (16,4% a.a.) e Nordeste (6,9% a.a.). Tal incremento resulta do avanço da cultura de soja na região MATOPIBA, que abrange áreas de Cerrado situadas nos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia e conta com condições favoráveis no que tange à expansão da sua fronteira agrícola.

Para Souza e Silva Filho (2022), a partir de 2010, há um incremento na produção nacional de soja, e esse fato se deve, principalmente, à incorporação da região MATOPIBA, à elevada demanda mundial, com destaque para China e Índia, à disponibilidade de terras para o cultivo, assim como às políticas de crédito agrícola, fazendo aumentar o número de agricultores empreendedores. Conforme Brugnera e Dalchiavon (2017), essa região tem despertado interesse no mercado agrícola e tem se tornado uma região estratégica para o agronegócio brasileiro, que vem atraindo investimentos do setor interno e externo, garantindo uma melhor estruturação de produção, comercialização e escoamento à região, além de gerar emprego e renda.

A dinâmica da região MATOPIBA desdobra-se de uma regulação híbrida que envolve, de um lado, ações dos governos estaduais, que visam fomentar o desenvolvimento econômico mediante políticas públicas, incentivos fiscais e investimentos em infraestrutura logística e, por outro, nas estratégias das grandes empresas do agronegócio globalizado (CASTILLO; BOTELHO; BUSCA, 2021).

Oliveira e Rodrigues (2020) mencionam que a tecnologia vem criando áreas competitivas vinculadas ao agronegócio globalizado, que anteriormente eram desconectadas com a dinâmica global, sendo denominadas Regiões Produtivas do Agronegócio – RPAs, em que o Nordeste brasileiro se tornou uma RPA por meio da fruticultura irrigada e do cultivo de grãos, sendo a soja, principal *commodity* de produção do MATOPIBA. Em conformidade com Borghi *et al.* (2014), uma parte significativa do impulso na produtividade de grãos, como é o caso da soja, deve-se ao acesso às tecnologias atualmente empregadas, como o uso de híbridos e cultivares adaptados às condições edafoclimáticas (clima, relevo, radiação solar, tipo de solo, umidade do ar, vento, composição atmosférica e precipitação pluvial), além de boas práticas para o uso eficiente de fertilizantes, corretivos e defensivos e sistemas conservacionistas de manejo, como plantio direto e Integração Lavoura-Pecuária-Floresta (ILPF).

De acordo com dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC, 2022), em 2016, 7,71% das exportações brasileiras de soja em grão eram provenientes dos quatro estados que compõem a região MATOPIBA. Em 2021, essa região passou a ser responsável por 13,33% das exportações de soja do Brasil.

Neste sentido, apesar do agronegócio da soja desempenhar um importante papel na economia brasileira e a região MATOPIBA despertar interesse no comércio agrícola do país, a literatura que discute o desempenho exportador da soja nessa região e os determinantes de suas exportações ainda é limitada, sendo necessário o desenvolvimento de estudos que explorem tal temática. Neste contexto, o presente trabalho busca mensurar os efeitos dos indicadores de vantagem comparativa revelada de Vollrath (RCAV) e de contribuição ao



saldo comercial (ICSC) nas exportações de soja em grão nos estados que compõem a região MATOPIBA, no período de 2016 a 2021 com dados trimestrais, mediante estimativas econométricas em painel.

Ademais, este estudo colabora com a literatura que trata sobre as exportações de soja nesta região, visto que tem se destacado no agronegócio brasileiro.

Além desta introdução, este artigo contém quatro seções. A segunda é dedicada à revisão bibliográfica de estudos nacionais que aplicaram os indicadores de vantagem comparativa revelada de Vollrath (RCAV) e contribuição ao saldo comercial (ICSC) para as exportações de soja; a terceira descreve os procedimentos metodológicos adotados; a quarta apresenta e discute os resultados, enquanto a quinta e última seção se dedica às considerações finais deste estudo.

2. Revisão bibliográfica

A importância exercida pela soja na pauta exportadora brasileira e a aplicação dos indicadores do comércio internacional às *commodities*, a exemplo do segmento da soja, têm motivado a realização de pesquisas que abordaram o tema em tela.

Considerando os estudos nacionais publicados nos últimos dez anos (2013 a 2022) que utilizaram os indicadores de vantagem comparativa revelada de Vollrath (RCVA) e do índice de contribuição ao saldo comercial (ICSC) para o segmento da soja, destacam-se Mota, Cerqueira e Rezende (2013); Conceição *et al.* (2016); Sossa e Duarte (2019); Avelar e Tannus (2022); Oliveira, Lucena e Sousa (2022); e Ribeiro e Silva Filho (2022).

Mota, Cerqueira e Rezende (2013) investigaram a contribuição em termos monetários da sojicultura mato-grossense na balança comercial local e nacional para o período de 2002 a 2012. Para tal, empregaram o índice de vantagem comparativa revelada de Vollrath (IVCRV), o índice de contribuição ao saldo comercial (ICSC) e a taxa de contribuição (TC). Os resultados apontaram que o Mato Grosso possui vantagem comparativa na produção de soja em relação aos demais estados brasileiros e contribui significativamente para o saldo da balança comercial brasileira.

Conceição *et al.* (2016) analisaram o grau de competitividade das exportações da *commodity* soja nos estados do Mato Grosso e da Bahia, no período de 2008 a 2014. Buscando cumprir este objetivo, utilizaram os indicadores de vantagem comparativa (revelada, simétrica e de Vollrath), taxa de cobertura, contribuição ao saldo comercial (ICSC) e comércio intraindústria (G-L). Os resultados mostraram a presença de vantagem comparativa revelada para a soja no Mato Grosso durante toda a série considerada, enquanto, na Bahia, a soja se mostrou competitiva somente de 2009 a 2012. Verificaram também que a produção e a exportação de soja têm sido relevantes para o saldo positivo da balança comercial nos dois estados (MT e BA).

Sossa e Duarte (2019) buscaram analisar se o Brasil registrou vantagem comparativa e competitividade no comércio internacional do agronegócio, representado por açúcar, algodão, boi gordo, café, soja e milho, no período de 2003 a 2013. Com este fim, aplicaram os indicadores de vantagem comparativa (revelada - VCR e simétrica - VCRS), vantagem relativa na exportação (VRE), competitividade revelada (CR), assim como o índice de contribuição ao saldo comercial (ICSC), o índice de concentração por produtos das exportações (ICP) e a taxa de cobertura (TC). No tocante à soja, os resultados indicaram que o Brasil possui vantagem na exportação desta *commodity*, sua competitividade está em alta no comércio internacional e proporciona saldo positivo em sua balança comercial.



Avelar e Tannus (2022) investigaram o desempenho das exportações de soja no Brasil, entre 2000 e 2019, mediante os indicadores de market share, índice de vantagem comparativa revelada (VCR) e índice de contribuição ao saldo (ICSC). Os resultados obtidos confirmaram que o Brasil se situa em uma posição de relevância frente aos seus concorrentes.

Oliveira, Lucena e Sousa (2022) analisaram o desempenho dos 12 principais estados brasileiros exportadores de soja em grão no comércio internacional, com destaque para a região MATOPIBA, no período de 1997 a 2020, como também buscaram identificar as unidades federativas que tiveram eficiência nas exportações de tal produto. Para isso, empregaram os índices de vantagem comparativa revelada de Vollrath (IVCRV) e posição relativa (IPR) e construíram uma matriz de desempenho a partir da tendência linear da série histórica destes indicadores. Os resultados mostraram que, dentre os estados que compreendem a região MATOPIBA, somente a Bahia não possui IVCRV maior que a unidade e Bahia e Piauí possuem IVCRV e IPR crescentes. Ademais, constatarem por meio da matriz de desempenho que todos os estados que compõem a região MATOPIBA foram classificados como eficientes, exceto a Bahia, que possui potencial interno para tornar a soja significativa em sua pauta exportadora.

Ribeiro e Silva Filho (2022) analisaram o desempenho exportador do complexo soja (em grão, farelo e óleo) nacional frente a sua concorrência no mercado externo, no período de 2000 a 2019. Utilizaram os indicadores do grau de abertura econômica (GA), índice de esforço exportador (IEE), preço médio (PM), índice de orientação regional (IOR), índice de vantagem comparativa revelada (simétrica e de Vollrath) e competitividade revelada (CR). Os resultados indicaram que o Brasil apresenta vantagem comparativa revelada simétrica e de Vollrath e competitividade revelada para todos os itens do complexo soja durante o período analisado.

O Quadro 1 mostra uma síntese desses trabalhos citados sobre o desempenho exportador da soja no Brasil, destacando os autores, a área de estudo, o período, o produto, os indicadores e os principais resultados obtidos.

Quadro 1 – Síntese dos estudos empíricos que avaliaram o desempenho exportador brasileiro de soja empregando indicadores de comércio internacional

Autores	Área de estudo	Período	Produto	Indicadores	Resultados
Mota, Cerqueira e Rezende (2013)	MT	2002 a 2012	Soja	IVCRV, ICSC e TC	$IVCRV > 1$ e $ICSC > 0$
Conceição <i>et al.</i> (2016)	BA e MT	2008 a 2014	Soja	VCR, VCRS, IVCRV, TC, ICSC e G-L	$IVCRV_{BA} > 1$ de 2009 a 2012; $IVCRV_{MT} > 1$ para toda a série; $ICSC_{BAeMT} > 0$
Sossa e Duarte (2019)	BR	2003 a 2013	Açúcar, algodão, boi gordo, café, soja e milho	VCR, VCRS, VRE, CR, ICSC, ICP, TC	$VCR > 1$ e $ICSC > 0$
Avelar e Tannus (2022)	BR	2000 e 2019	Soja em grão	Market share, VCR e ICSC	$IVCRV > 1$ e $ICSC > 0$

Continua.



Oliveira, Lucena e Sousa (2022)	12 estados do BR com destaque para MATOPIBA	1997 a 2020	Soja em grão	IVCRV, IPR e matriz de desempenho	$IVCRV_{MA, TO, PI} > 1$ e $IVCRV_{BA} < 1$ Todos os estados MATOPIBA são eficientes
Ribeiro e Silva Filho (2022)	BR	2000 a 2019	Soja em grão, farelo e óleo	GA, IEE, PM, IOR, VCRS, IVCRV e CR	$IVCRV > 1$

Fonte: organização dos autores.

Conforme se percebe, dentre esses estudos referenciados, embora Sossa e Duarte (2019), Avelar e Tannus (2022) e Ribeiro e Silva Filho (2022) incluam os estados que compõem a região MATOPIBA, uma vez que analisam o Brasil, somente Oliveira, Lucena e Sousa (2022) enfatizam explicitamente os estados que formam essa região, porém não consideram o indicador de contribuição ao saldo comercial nem se preocupam em captar os efeitos dos indicadores do comércio internacional (IVCRV e ICSC) utilizando o modelo econométrico de dados em painel, sendo a principal contribuição deste presente estudo para a literatura que discute tal temática.

3. Metodologia

3.1 Área de estudo e fonte de dados

Este estudo foi realizado na região MATOPIBA, acrônimo da junção dos estados do Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) e Bahia (BA). Segundo Pereira, Porcionato e Castro (2018), essa região é constituída por 336 municípios de quatro estados fronteiriços, sendo 143 do Maranhão, 130 do Tocantins, 33 do Piauí e 30 da Bahia. Tal região vem passando por transformações socioeconômicas, resultantes da expansão da agricultura, como produção de grãos, com destaque para soja, milho e algodão. Assim, este estudo considera o comércio internacional da *commodity* soja do MATOPIBA.

Para o cálculo do IVCRV, foram colhidos dados dos valores das exportações de soja em grão e do valor das exportações totais de cada um dos estados que compõem a região MATOPIBA, assim como os valores das exportações brasileiras de soja em grão e das exportações totais brasileiras. Além dos valores das exportações de soja em grão e dos valores das exportações totais de cada um dos estados considerados, para determinação do ICSC, foram coletados também os valores das importações do produto em análise e das importações totais de cada estado da região MATOPIBA. Esses dados foram colhidos do comércio exterior brasileiro (*Comex Stat*) do Ministério da Indústria e Comércio Exterior e Serviços (MDIC) para o período de 2016 a 2021. No tocante à soja, considerou-se o código com quatro dígitos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), referente à soja em grão (NCM 1201).

3.2 Indicadores de comércio internacional

Para mensurar vantagens comparativas, em particular, da soja em grão e seu complexo (grão, farelo e óleo), a literatura tem empregado com ênfase o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (IVCR), ou indicador de Balassa (FRIES; CORONEL, 2014; LOPES *et al.*, 2014; CONCEIÇÃO *et al.*, 2016). Todavia, tal indicador imputa uma dupla contagem das exportações do setor no quantitativo do país, bem como do país nas exportações do resto

do mundo. Assim, estudos recentes para as exportações de soja do MATOPIBA, como Oliveira, Lucena e Sousa (2022), sugerem empregar o Índice de Vantagem Comparativa Revelada de Vollrath (IVCRV). Neste sentido, em conformidade com Bender e Li (2002), o IVCRV pode ser expresso pela equação (1).

$$RCAR_{wi} = \frac{\frac{X_{wi}}{\left(\sum_w X_{wi}\right) - X_{wi}}}{\frac{\left(\sum_w \sum_i X_{wi}\right) - \left(\sum_w X_{wi}\right)}{\left[\left(\sum_w \sum_i X_{wi}\right) - \left(\sum_w X_{wi}\right)\right] - \left[\left(\sum_i X_{wi}\right) - X_{wi}\right]}} \quad (1)$$

Em que: w = produto analisado; X_{wi} = valor das exportações do produto w (soja em grão) no estado i (Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia); $\sum_i X_{wi}$ = valor total das exportações do estado i ; $\sum_w X_{wi}$ = valor das exportações brasileiras do produto w ; $\sum_w \sum_i X_{wi}$ = valor total das exportações brasileiras.

Visando posicionar as regiões (estados, países etc.) no comércio internacional, a métrica do IVCRV pode ser utilizada para classificá-las em termos de vantagens e desvantagens comparativas reveladas. Assim, seguindo a literatura (OLIVEIRA; LUCENA; SOUSA, 2022; RIBEIRO; SILVA FILHO, 2022; LUCENA; SOUSA; CORONEL, 2023), se o IVCRV for maior que a unidade, o estado em análise apresenta vantagem comparativa revelada e, caso contrário, tal localidade apresenta desvantagem comparativa revelada.

Diferente do IVCR e do IVCRV, que consideram apenas as exportações, o Índice de Contribuição ao Saldo Comercial (ICSC) engloba também as importações. Neste sentido, o ICSC, introduzido por Lafay (1990), busca comparar o saldo comercial da *commodity* ou do grupo de *commodities* com o respectivo saldo teórico. Na expressão (2), o primeiro termo, denotado entre colchetes, diz respeito à balança comercial observada do produto w , ao passo que o segundo termo corresponde à balança teórica.

$$ICSC_{wi} = \left[\frac{100}{\frac{(X_i + M_i)}{2}} \right] \left[(X_{wi} - M_{wi}) - (X_i - M_i) \frac{(X_{wi} - M_{wi})}{(X_i + M_i)} \right] \quad (2)$$

Em que: X_{wi} e X_i representam, respectivamente, exportações do bem w na região i e as exportações totais da região i ; M_{wi} e M_i representam, respectivamente, importações do bem w na região i e as importações totais da região i .

Em termos de classificação, quando o ICSC for positivo, o estado em análise apresenta vantagem comparativa nas exportações da *commodity* e, se o ICSC for negativo, a região apresenta desvantagem comparativa no produto exportado (SOSSA, DUARTE, 2019; AVELAR, TANNUS, 2022; COELHO JUNIOR *et al.*, 2023).

3.3 Modelos de dados em painel e testes estatísticos

A estrutura de dados em painel combina informações de séries temporais com unidades de corte transversal (*cross-section*). Isto é, observam-se diversas unidades (estados, países etc.) ao longo de séries temporais. Assim, as variáveis em análise possuem duas dimensões: espacial e temporal (HSIAO, 2014). Neste sentido, em relação à estrutura, os painéis podem ser classificados: i) quanto ao número de observações, em que se diz que um painel é curto quando o número de unidades for maior que o de período, e longo, caso contrário; ii) disponibilidade de informações para as variáveis em estudo, em que um painel balanceado possui a mesma quantidade de informações para todas as unidades, e, classifica-se como desbalanceado caso haja ausência de dados para alguma *cross-section*.

Uma das principais vantagens da estimação de modelos com dados em painel é captar a heterogeneidade não observada entre as unidades de corte transversal (YOUSSEF; MOHAMED; LATIF, 2023). Tal heterogeneidade refere-se às características individuais, mas que afetam as unidades de estudo. Neste caso, podem-se ocorrer características específicas dos estados da região MATOPIBA que impactam em suas exportações de soja, tais como clima, solo adequado, infraestrutura própria etc.

Assim, tomando c_i para a característica específica mencionada, y_{it} como a variável explicada e $x_{it,1}, \dots, x_{it,k}$ para o rol de k variáveis explicativas com os respectivos coeficientes, $\beta_1, \dots, \beta_k$, a equação (3) expressa um modelo com dados em painel, sendo u_{it} o termo de erro da regressão.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it,1} + \dots + \beta_k x_{it,k} + c_i + u_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Uma abordagem encontrada na literatura consiste, inicialmente, em desprezar a variabilidade entre as unidades estudadas, ou seja, supõe-se a ausência da heterogeneidade não observada c_i . Neste caso, pode-se empilhar as observações e estimar a regressão (3) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Esta abordagem é denominada de regressão empilhada (modelo *pooled*).

Embora este procedimento seja empregado, como foi, preliminarmente, neste estudo, requer-se assegurar a ausência de tal característica. Assim, caso exista c_i e esta não for especificada na equação, passa a ser incorporada no termo de erro (u_{it}). Com efeito, se c_i for correlacionada com alguma variável explicativa, o erro do modelo torna-se correlacionado com os regressores, produzindo estimativas que podem ser tendenciosas e inconsistentes. Com efeito, torna-se necessário controlar a característica individual c_i (GUJARATI; PORTER, 2011; YOUSSEF; MOHAMED; LATIF, 2023).

Desta forma, a estimação da equação (3) deve ser feita tomando suposições acerca de c_i e x_{it} . Caso exista correlação entre tais componentes, a estimação mais adequada é feita com o que se denomina de efeitos fixos, e, caso contrário, os melhores estimadores são produzidos com efeitos aleatórios.

Uma estimativa no leque de efeitos fixos, denominada de *within* (WOOLDRIDGE, 2010), pode ser obtida tomando a equação (3) e obtendo a sua média ao longo do tempo t , conforme expressão (4).

$$\bar{y}_i = \beta_0 + \beta_1 \bar{x}_{i,1} + \dots + \beta_k \bar{x}_{i,k} + c_i + \bar{u}_i \quad (4)$$

Dada a suposição que c_i é fixa ao longo do tempo, pode-se subtrair a equação (3) da (4), resultando na expressão (5).

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\beta_0 - \beta_0) + \beta_1(x_{it,1} - \bar{x}_{i,1}) + \dots + \beta_k(x_{it,k} - \bar{x}_{i,k}) + (c_i - c_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (5)$$

Pode-se escrever resumidamente: $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ e $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$ para dados centrados na média de y , x e u , nesta ordem. Assim, tem-se a expressão dada em (6).

$$\tilde{y}_{it} = \beta_1 \tilde{x}_{it,1} + \dots + \beta_k \tilde{x}_{it,k} + \tilde{u}_{it} \quad (6)$$

Nota-se que o intercepto do modelo é removido, bem como a característica específica c_i . Desta forma, a equação (6) pode ser estimada por MQO. Ademais, existem outras abordagens para a estimação com efeitos fixos, porém, neste estudo, adota-se o procedimento apresentado.

Por outro lado, a estimação com efeitos aleatórios pressupõe que c_i é puramente aleatório. Neste caso, esta característica não está correlacionada com algum regressor, em outras palavras, assume-se como válida a hipótese que $cov(c_i, x_{it}) = 0$ (LOUREIRO; COSTA, 2009). Partindo desta hipótese, a característica c_i pode ser adicionada ao termo de erro da equação (3), isto é, $v_{it} = c_i + u_{it}$. Assim, tem-se a equação (7).

$$y_{it} = \beta_1 x_{it,1} + \dots + \beta_k x_{it,k} + v_{it} \quad (7)$$

O termo de erro composto v_{it} é denominado de erro idiossincrático, pois varia com as unidades e com o tempo. Cabe ressaltar que a equação (7) não pode ser estimada por MQO, uma vez que sua estrutura apresenta correlação serial em v_{it} . Para averiguar esse problema, toma-se $var(v_{it}) = \sigma_a^2 + \sigma_u^2$, assim como $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2$, com $t \neq s$, obtêm-se $corr(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_a^2 + \sigma_u^2}$. Logo, tem-se que v_{it} e v_{is} são correlacionados ao longo do tempo. Desta forma, a literatura (BALGATI, 2008; GUJARATI; PORTER, 2011) sugere estimar este modelo com efeitos aleatórios empregando Mínimos Quadrados Generalizados (MQG).

Para escolha do modelo mais adequado para os dados em painel, a literatura, normalmente, apresenta três testes estatísticos, que foram aplicados neste estudo, a saber: teste do Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch e Pagan; F de Chow e teste de Hausman. Neste particular, o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch e Pagan (1979) averigua se o modelo *pooled* é preferível ao modelo com efeitos aleatórios. Em essência, tal teste verifica se a variância do componente específica c_i é igual a zero.

Na mesma linha, os resultados obtidos com o modelo *pooled*, ou seja, considerando os dados empilhados, podem ser comparados ao modelo com a presença de efeitos individuais, isto é, com efeitos fixos. Assim, a comparação dá-se pelo teste F de Chow, que tem como hipótese nula a regressão *pooled* (BALGATI, 2008; MONTENEGRO *et al.*, 2020). Não rejeitar esta hipótese equivale pressupor que existem efeitos individuais não observados e, portanto, a estimação pela regressão empilhada pode viesada.

Já o teste de Hausman (1978), largamente empregado na literatura de dados em painel, verifica se a característica específica c_i está ou não correlacionada com os regressores. Assim, rejeitar a hipótese nula, isto é o modelo com efeitos aleatórios, implica a possibilidade de que

os efeitos individuais dos estados da região MATOPIBA estejam correlacionados com um ou mais regressores. Portanto, se este for o caso, a estimação é feita com efeitos fixos e, no caso deste estudo, com a remoção da característica específica mediante a transformação de *within*.

Após a estimação e a seleção do modelo adequado, foram realizados os testes para verificar a violação das hipóteses do modelo de regressão linear. Neste sentido, realizou-se o teste de Pesaran (2015) para examinar se os resíduos do modelo estão correlacionados ao longo dos indivíduos, ou seja, das unidades de corte transversal. Em seguida, aplicou-se o teste Shapiro-Wilk com intuito de averiguar a normalidade dos resíduos do modelo. Com o teste de Breusch e Pagan (1979), testou-se a hipótese nula de homocedasticidade residual. Em outras palavras, se a variância dos resíduos do modelo, dadas as variáveis explicativas, é constante (YOUSSEF; MOHAMED; LATIF, 2023). Outra hipótese testada foi a autocorrelação serial, neste caso, aplicou-se o teste de Wooldridge (WOOLDRIDGE, 2002).

Em conformidade com Uchôa (2012), os modelos de dados em painel, especialmente, estimações com efeitos fixos, normalmente apresentam algum comportamento residual heterocedástico. Ressalta-se que, na presença de heterocedasticidade, os parâmetros do modelo podem permanecer não viesados, consistentes e assintoticamente normal, porém, o estimador da matriz de variância passa a ser viesado, o que, por sua vez, afeta os testes de hipóteses e inferências realizadas com o modelo.

Neste sentido, dentre os métodos encontrados na literatura para corrigir problemas de heterocedasticidade no resíduo de modelos, destaca-se a matriz de White (1980). Todavia, em consonância com Costa, Caldeira e Caixeta-Filho (2020), tais técnicas tradicionais, que não consideram a dependência espacial, podem gerar estimativas de erros padrão inconsistentes. Assim, aplicou-se, neste estudo, a correção por erros padrão de Driscoll e Kraay (1998), que são robustos à heterocedasticidade, autocorrelação serial e correlação espacial, bem como o caso não estacionário, isto é, quando a série temporal do painel possui raiz unitária (VOGELSANG, 2012).

3.4 Modelo econométrico aplicado

Para mensurar os efeitos dos indicadores IVCRV e ICSC nas exportações de soja em grão na região MATOPIBA, estimou-se um modelo de regressão linear múltipla com dados em painel conforme a Equação (8).

$$\ln x_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ivcrv_{it} + \beta_2 \ln icsc_{it} + c_i + u_{it} \quad (8)$$

Na Equação (8), tem-se que: $\ln x_{it}$ refere-se ao logaritmo natural das exportações de soja em grão do estado i , no trimestre t ; $\ln rcav_{it}$ representa o logaritmo natural do indicador de vantagem comparativa revelada de Vollrath das exportações de soja em grão do estado i , no trimestre t ; $\ln icsc_{it}$ corresponde o logaritmo natural do indicador de contribuição ao saldo comercial das exportações de soja em grão do estado i , no trimestre t . Os subscritos i e t representam, respectivamente, os quatro estados que compõem o MATOPIBA (Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) e Bahia (BA)) e os 24 períodos em trimestres ($t=1, \dots, 24$), incluídos no modelo. Ademais, c_i capta a heterogeneidade não observada entre as unidades,



isto é, as características específicas dos estados constituintes da região MATOPIBA que influenciam as exportações de soja e não variam no tempo; e u_{it} é o termo de erro do modelo. Desta forma, dadas as especificações mencionadas, tem-se um painel longo e balanceado com 96 observações. Ademais, todas as estimações econométricas, testes estatísticos, gráficos e tabelas apresentados neste estudo foram realizadas com a linguagem R, empregando o R Studio Cloud, com os pacotes *plm* e *lmtest*.

4. Resultados e discussão

Esta seção é dedicada à discussão dos resultados desta pesquisa. Neste sentido, a primeira subseção se dedica à análise temporal dos indicadores (IVCRV e ICSC) das exportações de soja dos estados do MATOPIBA. A segunda subseção, por seu turno, é dedicada às estimações e testes estatísticos para o modelo que explica os efeitos do IVCRV e ICSC nas exportações de soja dos estados que compõem tal região.

4.1 Indicadores de comércio internacional

As estatísticas descritivas do IVCRV para as exportações trimestrais de soja do MATOPIBA no período de 2016 a 2021 são apresentadas na Tabela 1. De acordo com tais estatísticas, observa-se que, dos quatro estados desta região, o Tocantins registrou IVCRV mínimo superior à unidade, o que implica dizer que apenas este estado apresentou vantagem comparativa revelada de Vollrath para todos os trimestres analisados. Por outro lado, em média, todos os estados apresentam vantagem comparativa revelada de Vollrath. Esta última inferência é ligeiramente dissonante de Oliveira, Lucena e Sousa (2022) que, para o período de 1997 a 2020, constataram, na média, vantagem comparativa revelada de Vollrath para os estados que compõem o MATOPIBA, exceto o estado da Bahia.

Tabela 1: Estatísticas descritivas do IVCRV das exportações dos estados que compõem a região MATOPIBA, trimestrais, no período de 2016 a 2021

Estatísticas	Bahia	Piauí	Tocantins	Maranhão
Mínimo	0,23	0,23	1,52	0,02
Média	1,74	23,46	18,32	2,09
Máximo	10,1	54,06	59,07	4,48
Desvio padrão	2,01	16,33	12,28	1,16
CV (%)	115,47	69,63	67,05	55,59

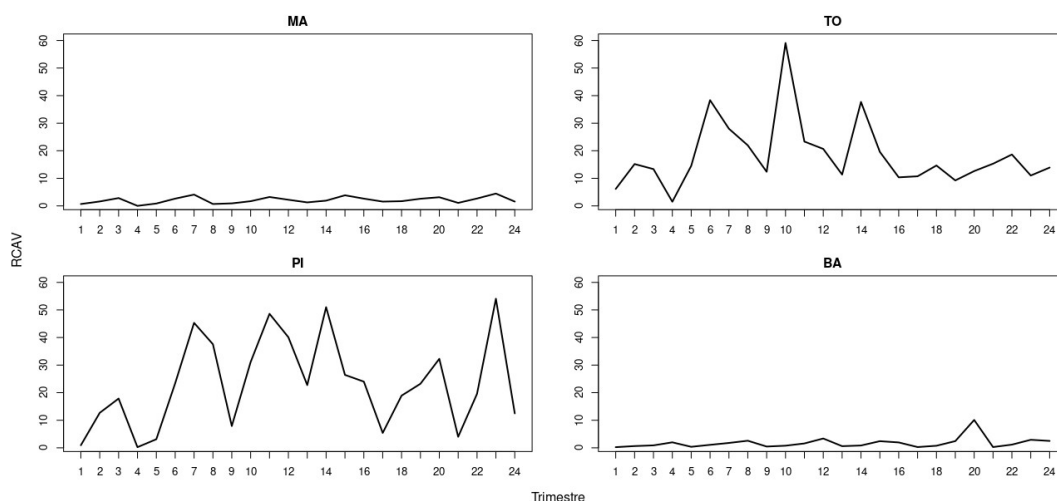
Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

Como se observa, o Piauí e o Tocantins se destacam com os maiores índices de Vollrath (Figura 1). Todavia, mesmo superando os demais estados, o IVCRV destas duas unidades federativas apresenta oscilações ao longo da série. Em particular, nota-se o maior declínio das séries de Tocantins e Piauí, no quarto trimestre de 2016, que pode ser atribuído

aos fatores externos, como, por exemplo, oscilações cambiais. Neste sentido, o câmbio, enquanto preço da moeda internacional, influencia diretamente nas vendas externas de um país. O estudo de Silva *et al.* (2017) corrobora esta percepção. Tais autores mostram que a taxa de câmbio influencia positivamente as exportações de soja em grão, bem como esta *commodity* é mais sensível às oscilações cambiais do que os demais produtos do complexo soja (óleo e farelo de soja).

Por outro lado, o maior IVCRV, isto é, do Tocantins (59,07), ocorreu no segundo trimestre de 2018. O ano de 2018, foi, de fato, atípico para o comércio internacional de soja. Em conformidade com Filassi (2019) e Ribeiro e Silva Filho (2022), em 2018, ocorreu um aumento nas áreas plantadas de soja em todas as regiões do Brasil, atrelado aos conflitos comerciais entre a China e os Estados Unidos. Com efeito, estes países que importam soja brasileira, argentina e de outros países, em suas negociações tendem a afetar o preço internacional desta *commodity* (LOPES *et al.*, 2013), refletindo no desempenho exportador de diversas regiões, como, o MATOPIBA, por exemplo.

Figura 1: Evolução trimestral do IVCRV das exportações dos estados que compõem a região MATOPIBA, no período de 2016 a 2021



Nota: Trimestre: 2016T1 = 1,..., 2021T4 = 24.

Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

Na contramão, o Maranhão e a Bahia apresentam menores IVCRV, conforme se observa comparativamente na Figura 1. Para o Maranhão, observa-se baixa vantagem comparativa de Vollrath, sendo que este indicador alcançou o máximo de 4,48 no terceiro trimestre de 2021. Com efeito, conforme Correia e Lima (2020), este estado ainda detém vantagem competitiva nas exportações de soja por sua integração com mercados consumidores, como, por exemplo, a China. Soma-se a isso, o baixo custo das terras produtivas e a proximidade com o porto de Itaqui, que favorece o escoamento da produção, mesmo persistindo alguns gargalos.

No caso da Bahia, que embora tenha alcançado IVCRV superior ao Maranhão, apresentou oscilações (CV igual a 115,47% na Tabela 1). Neste caso, em apenas 55% do período analisado, apresentou vantagem comparativa, valendo salientar que o melhor resultado do indicador (10,1) ocorreu no quarto trimestre de 2020, e, no restante da série, o

IVCRV foi inferior a 3,4. Os estudos desenvolvidos por Conceição *et al.* (2016) e Oliveira, Lucena e Sousa (2022) também evidenciam o baixo desempenho da Bahia no IVCRV das exportações de soja. Particularmente, Conceição *et al.* (2016) destacam que, não obstante, a expansão da sojicultura no território baiano, este estado ainda necessita de maiores investimentos no incentivo da produção e, por conseguinte, nas exportações desta *commodity*.

Ao se tratar do ICSC, conforme as estatísticas descritivas postas na Tabela 2, constata-se que todos os estados que compõem a região MATOPIBA apresentam contribuição ao saldo comercial positivo, ou seja, à luz da classificação adotada neste estudo, apresentam vantagem comparativa. Vale ressaltar que o ICSC vai além do IVCRV, em medida que considera em seu cômputo o montante das importações.

Em particular, conforme se nota na Tabela 2, se sobressaem o Piauí e o Tocantins, com ICSC médio, de 48,54 e 34,25, respectivamente. Neste contexto, o Piauí é classificado com eficiência crescente nas exportações de soja por Oliveira, Lucena e Sousa (2022), detendo elevada produção e exportação deste produto. Adicionalmente, ressaltam-se ainda diversos fatores, como baixos custos de terras produtivas, incentivos fiscais, mão de obra barata, dentre outros, que favorecem a produção e a exportação da sojicultura neste estado (LIMA; REIS; COSTA, 2017). Ademais, o Tocantins, que tem a soja como carro-chefe de suas exportações (CRUZ; ROSA; CRUZ, 2016), também é eficiente nas vendas externas desta *commodity*, embora, tenha apresentado vantagem comparativa estável (OLIVEIRA; LUCENA; SOUSA, 2022). Tais evidências da literatura corroboram, portanto, as inferências deste estudo quanto a estes estados.

Tabela 2: Estatísticas descritivas do ICSC das exportações dos estados que compõem a região MATOPIBA, trimestrais, no período de 2016 a 2021

Estatísticas	Bahia	Piauí	Tocantins	Maranhão
Mínimo	2,45	0,41	2,84	0,04
Média	14,08	48,54	34,25	20,79
Máximo	25,27	82,73	62,94	42,39
Desvio padrão	7,67	21,14	14,57	12,12
CV (%)	54,45	43,54	42,54	58,28

Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

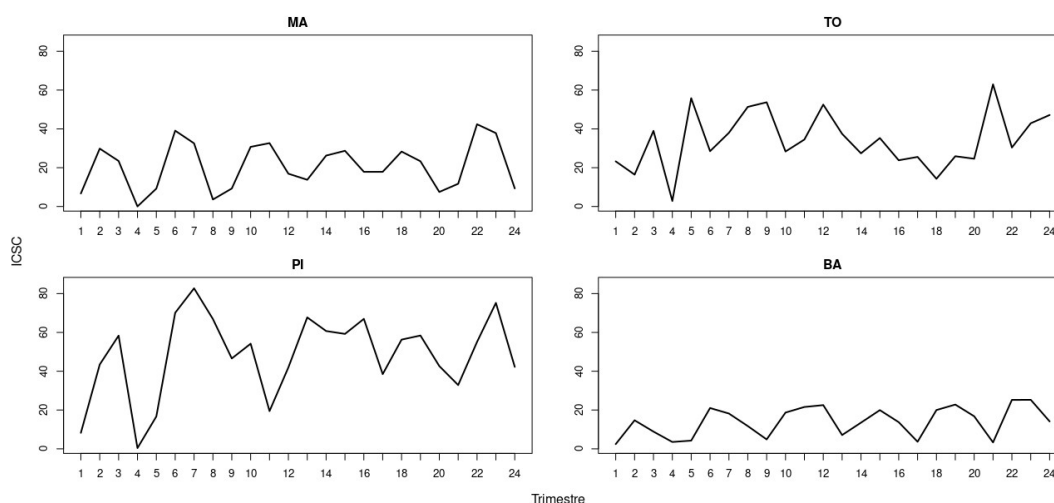
É notório destacar, porém, que, em termos de padrão temporal, o ICSC se assemelha ao IVCRV. Sendo assim, grande parte das observações feitas para o IVCRV são válidas para o comportamento do ICSC, valendo destacar apenas algumas particularidades. Neste sentido, a Figura 2 mostra que o Tocantins e o Piauí apresentam ICSC maior ao longo da série analisada, valendo-se observar, também, que o Maranhão supera à Bahia neste indicador.

Neste interim, vale esboçar alguns comentários acerca do desempenho do Maranhão e da Bahia. Especificamente, o Maranhão, conforme já relatado, embora haja condições propícias à produção de soja, como, por exemplo, baixo custo de terras produtivas, alguns gargalos podem afetar a logística das exportações de soja. Neste sentido, reconhecem-se as dificuldades de escoamento da produção decorrente da falta de logística e modais de transportes que afetam as exportações nacionais de diversas *commodities* (LUCENA;

SOUSA; CORONEL, 2023). Não tem sido diferente no Nordeste brasileiro, assim como para o comércio exterior de soja desta região.

Neste sentido, Brasil (2017) e Pontes *et al.* (2022) apontam como gargalos às exportações de soja no corredor Nordeste: elevados índices de congestionamentos nas proximidades do porto de São Luís; necessidade de construção de novos braços para o posto de Itaqui, em São Luís; assim com a melhoria da circulação interna no Porto de Salvador e pavimentação em trechos da BR-125, também localizada na Bahia. Tais pontos podem ratificar os resultados dos indicadores encontrados para estes dois estados.

Figura 2: Evolução trimestral do ICSC das exportações dos estados que compõem a região MATOPIBA, no período de 2016 a 2021



Nota: Trimestre: 2016T1 = 1,..., 2021T4 = 24.

Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

No caso da Bahia, mesmo não alcançando o mesmo patamar dos outros estados no ICSC, os resultados são positivos, embora oscilatórios. Na contramão, Conceição *et al.* (2016) mostraram uma variação de 81,39% no ICSC de soja no período de 2008 a 2014, mesmo o estado ainda ficando abaixo do desempenho do Mato Grosso. O que se observa, portanto, neste estudo, é que a Bahia não tem conseguido manter constante seus incrementos nas exportações de soja. Nesta direção, Oliveira, Lucena e Sousa (2022) mostram que, dos quatro estados que compõem o MATOPIBA, no período de 1997 a 2020, a Bahia foi o único estado não eficiente nas suas exportações de soja em grão. Contudo, tal unidade federativa apresenta potencial interno para tornar esta *commodity* signifiicante nas suas exportações.

4.2 Modelo de dados em painel

Na Tabela 3, têm-se os testes de pré-estimação para a seleção do modelo para os efeitos do IVCRV e ICSC nas exportações de soja do MATOPIBA. Considerando o teste de LM de Breusch e Pagan, com estatística inferior a 1%, rejeita-se H_0 , sendo preferível o modelo com efeitos aleatórios à regressão empilhada. Na mesma direção, o teste F de Chow



rejeita a regressão *pooled*, elegendo o modelo com efeitos fixos. Isso implica afirmar que existem efeitos individuais não observados no modelo, e, portanto, a estimação por regressão empilhada pode ser viesada.

De posse destes resultados, aplicou-se teste de Hausman para averiguar se as características individuais são correlacionadas com os regressores. Os resultados deste teste, portanto, apontam que a característica não observada pode estar correlacionada com alguma variável explicativa do modelo. Assim, o modelo mais adequado é obtido com o estimador de efeitos fixos. Neste caso, o estimador de efeitos fixos utilizados é o *within*, em que a característica específica é removida pela transformação aplicada, conforme Wooldridge (2010).

Tabela 3: Testes pré-estimação para escolha do modelo para os efeitos do IVCRV e ICSC nas exportações de soja do MATOPIBA, trimestrais, no período de 2016 a 2021

Teste	Hipóteses	Estatística	p-value
LM de Breusch e Pagan	H0: Pooled	$\chi^2 = 142,75$	0,0000
	H1: Efeito aleatório		
F de Chow	H0: Pooled	$F = 89,212$	0,0000
	H1: Efeito fixo		
Hausman	H0: Efeito aleatório	$\chi^2 = 205,89$	0,0000
	H1: Efeito fixo		

Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

Após a seleção do modelo adequado, neste caso, com efeitos fixos, torna-se relevante testar as hipóteses do modelo de regressão linear para dados em painel. Neste sentido, a Tabela 4 apresenta tais testes. Neste particular, o teste de Pesaran rejeita a hipótese nula de independência transversal, evidenciando, assim, a presença de correlação seccional entre as unidades de *cross-section* (isto é, os estados do MATOPIBA). Por outro lado, o teste de Shapiro-Wilk não permite rejeitar a hipótese nula de normalidade residual, ou seja, os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal.

Por seu turno, o teste de Breusch-Pagan, aplicado para verificar o comportamento da variância do resíduo do modelo, rejeita a hipótese nula de homocedasticidade. Em outras palavras, a variância residual não é constante. Igualmente, o teste de Wooldridge aponta a presença de correlação serial no modelo que explica as exportações de soja do MATOPIBA.

Tabela 4: Testes pós-estimação para robustez do modelo para os efeitos do IVCRV e ICSC nas exportações de soja do MATOPIBA, trimestrais, no período de 2016 a 2021

Teste	Hipóteses	Estatística	p-value
Pesaran	H0: Independência transversal	$Z = 5,9709$	0,0000
	H1: Dependência transversal		
Shapiro	H0: Normalidade residual	$W = 0,9847$	0,3308
	H1: Ausência de normalidade		
Breusch-Pagan	H0: Homocedasticidade	$BP = 9,7235$	0,0073
	H1: Heterocedasticidade		
Wooldridge	H0: Correlação serial	$\chi^2 = 61,716$	0,0000
	H1: Ausência de correlação		

Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

Ressalta-se que os modelos de dados em painel normalmente apresentam heterocedasticidade e correlação serial, especialmente, nos modelos com efeito fixo, como é o caso deste estudo (UCHÔA, 2012). Neste estudo, obtiveram-se estes dois problemas, como mostra a Tabela 4. Portanto, para a correta inferência dos coeficientes estimados, deve-se corrigir os erros padrões do modelo antes de interpretar os resultados. Desta forma, seguindo os procedimentos metodológicos apresentados, bem como Costa, Caldeira e Caixeta-Filho (2020), utilizou-se o método de Driscoll-Kraay (1998) para corrigir os erros-padrão do modelo. Os resultados do modelo corrigido são apresentados na Tabela 5.

Conforme se observa, registra-se que 81,29% da variação nas exportações de soja em grão são explicadas pela variação das variáveis independentes consideradas. Com efeito, tem-se que o modelo é estatisticamente significativo, uma vez que o p-valor do teste F foi menor que o nível de significância de 1%.

Tabela 5: Modelo com efeitos fixos corrigido com erros-padrão robustos de Driscoll-Kraay para os efeitos do IVCRV e ICSC nas exportações de soja do MATOPIBA, trimestrais, no período de 2016 a 2021

Variável dependente	Coeficientes	Erros-padrão (Driscoll-Kraay)	t	p-valor
<i>lnivcrv</i>	0,6872***	0,1371	5,0105	0,0000
<i>lnicsc</i>	0,6341***	0,1272	4,9835	0,0000
R quadrado	0,8129			
F estatística	208,981***			

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$ e *** $p < 0,001$ corresponde à significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: elaborada pelos autores com base na pesquisa (2023)

Os resultados da estimação apontam que as exportações de soja em grão do MATOPIBA seguem direta e positivamente suas vantagens comparativas reveladas de Vollrath, corroborando a inferência de Holland e Xavier (2005) para as exportações brasileiras. Neste particular, infere-se que, tudo mais constante, um aumento de 1% no IVCRV, eleva as exportações de soja em 0,6872%. Esta inferência, portanto, sinaliza que os ganhos oriundos da presença de vantagens comparativas relevadas tendem a contribuir com as vendas externas de soja em grão pelos estados do MATOPIBA.

Na mesma direção do IVCRV, o ICSC incrementa positivamente as exportações de soja, sendo um acréscimo de 0,6341%, para cada aumento de 1% neste indicador. Este resultado também está em consonância com achados de Holland e Xavier (2005), que encontraram uma relação positiva entre o ICSC e as exportações setoriais brasileiras, especificamente, por meio de um modelo de dados em painel com efeitos intragrupo (*within*). Em outras palavras, o saldo comercial realimenta as exportações da *commodity*, ratificando a presença de vantagens comparativas neste produto (SOSSA; DUARTE, 2019).

É importante sublinhar alguns elementos que justificam tais resultados. Em princípio, as teorias tradicionais do comércio internacional sustentam fatores como custos de produção, tecnologia, matéria-prima, dotação de recursos naturais etc., como elementos que contribuem para a formação de vantagens comparativas (LUCENA; SOUSA; CORONEL, 2021). Soma-se a isso, na percepção de Conceição *et al.* (2022), logística e tecnologia como elementos importantes para tornar a produção agrícola em larga escala no Brasil. Assim, dados estes



elementos, os estados que compõem a região MATOPIBA ampliaram sua produção, especialmente de soja, tornando-se a mais nova fronteira agrícola do país. Pontes *et al.* (2022) corroboram esta percepção, afirmando que a região MATOPIBA, considerada a nova fronteira agrícola do Brasil, tem revelado grande crescimento na produção de soja.

Desta forma, a região do MATOPIBA tornou-se importante produtora e exportadora de grãos, como a soja. Neste particular, as crescentes vantagens comparativas e a estabilidade na posição internacional de suas exportações, levaram o MATOPIBA a se tornar, majoritariamente, eficiente no comércio internacional brasileiro de soja em grão (OLIVEIRA; LUCENA; SOUSA, 2022). Assim, a busca pelas vantagens comparativas, no âmbito da economia internacional, realimenta as exportações, conforme se observam nos resultados deste estudo.

5 Considerações finais

Dada a importância da soja para as exportações brasileiras, sendo a principal *commodity* exportada pelo país, este estudo buscou analisar os efeitos dos indicadores de vantagem comparativa revelada de Vollrath (IVCRV) e de contribuição ao saldo comercial (ICSC) nas exportações do MATOPIBA, acrônimo da junção dos estados do Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) e Bahia (BA), para dados trimestrais do período de 2016 a 2021.

No que tange aos indicadores, em termos médios, constatou-se vantagem comparativa para todos os estados do MATOPIBA, tanto pelo IVCRV como pelo ICSC. Ressalta-se que Tocantins e Piauí apresentaram os melhores resultados para estes indicadores, ratificando a importância da soja em suas respectivas pautas exportadoras, conforme já assinala a literatura. Em relação aos demais estados (Maranhão e Bahia) que, embora apresente características favoráveis à produção de soja, assim como tenha logado êxito nas exportações desta *commodity*, relativamente, alguns problemas de infraestrutura do escoamento da produção podem afetar seu desempenho.

No que diz respeito ao modelo que explica os efeitos destes indicadores, os resultados apontaram um efeito positivo das exportações de soja em relação às suas vantagens comparativas reveladas e ao índice de contribuição ao saldo comercial, corroborando os estudos empíricos. Neste sentido, ressalta-se que as vantagens comparativas, oriundas da especialização na produção e exportação de soja desta região, propiciam importantes efeitos no comércio internacional desta *commodity*.

De forma geral, pôde-se constatar a relevância da soja em grão para o comércio internacional dos estados que compõem a região do MATOPIBA. Com efeito, mediante a disponibilidade de terras produtivas, fatores tecnológicos, créditos e investimentos, a fronteira agrícola do MATOPIBA gera importantes resultados para o comércio internacional brasileiro de soja em grão. As vendas externas deste produto, como a *commodity* mais exportada pelo Brasil, contribui positivamente com a balança comercial, gerando divisas que são essenciais para a economia do país. Assim, tal movimento gera, em última instância, empregos e renda, podendo propiciar bem-estar e crescimento econômico.

Como limitação principal deste estudo, destaca-se a abrangência da área de estudo, uma vez que foi incluído apenas os estados do MATOPIBA, mesmo sendo esta uma fronteira agrícola com destaque na sojicultura. Assim, sugere-se estudos que busquem ampliar a área de estudo, incluindo, por exemplo, outros estados brasileiros que exportam soja. Além disso, pode ser sugestivo incluir outras variáveis no modelo, permitindo captar efeitos diversos que afetam as exportações desta *commodity*. Ademais, pode ser relevante, ainda, o emprego de



modelos dinâmicos, com vistas a considerar o efeito das defasagens temporais nas exportações, captando com maior acurácia os efeitos.

Referências

AVELAR, M. M.; TANNUS, S. Indicadores das exportações brasileiras de soja em grão. **Revista Competitividade e Sustentabilidade**, UNIOESTE, v. 9, n.1, p. 44-53.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Chichester: Wiley, 2008.

BENDER, S.; LI, K-W. **The changing trade and revealed comparative advantages of Asian and Latin American manufacture exports**. Yale University, Economic Growth Center, 26 p. 2002.

BORGHI, E.; BORTOLON, L.; AVANZI, J. C.; BORTOLON, E. S. O.; UMMUS, M. E.; GONTIJO NETO, M. M.; COSTA, R. V. Desafios das novas fronteiras agrícolas de produção de milho e sorgo no Brasil: desafios da região do MATOPIBA. In: KARAM, D.; MAGALHÃES, P. C. (Ed.) **Eficiência nas cadeias produtivas e o abastecimento global**. Sete Lagoas: EMBRAPA Milho e Sorgo, p. 265-278, 2014.

BRASIL. Ministério dos Transportes, Portos e Aviação Civil. **Corredores logísticos estratégicos: complexo soja e milho – versão 1.2**. Brasília, DF: MTPA, 2017. v. 1. 171 p.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**: Journal of the Econometric Society, p. 1287-1294, 1979.

BRUGNERA, J. V.; DALCHIAVON, F. C. Modal ferroviário e escoamento de soja no MATOPIBA. **Revista IPecege**, Piracicaba, v. 3, n. 4, p. 48-56, 2017.

CASTILLO, R.; BOTELHO, A. C.; BUSCA, M. D. Agronegócio globalizado no MATOPIBA maranhense: análise da especialização regional produtiva da soja. **Espaço e Economia**, n. 21, p. 1-19, 2021.

COELHO JUNIOR, L. M.; SANTOS, H. F.; SOARES, N. S.; MARTINS, J. M.; SILVA, M. L. D. International competitiveness of exports of forest products. **Ciência Rural**, v. 53, n. 9, 2023.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos>>. Acesso em: 31 mar. 2023.

CONCEIÇÃO, A. S.; NEVES, S. F.; ARACATY E SILVA, M. L. Uma investigação sobre os desafios da produção de soja na Região Norte brasileira. In: REDIN, E. (Org.). **Ciências Rurais em Foco**. Belo Horizonte: Editora Poisson, v.8, p. 62-73, 2022.

CONCEIÇÃO, R. L. C.; AMARAL, G. V.; MACEDO, R. D.; MERELLES, A. E. F. O. Exportações de soja: uma análise de competitividade da Bahia e do Mato Grosso entre 2008 e 2014. **Bahia Análise & Dados**, Salvador, v. 26, p. 157-172, 2016.



CORREIA, L. S.; LIMA, S. S. Análise da elasticidade de transmissão de preços externos no mercado doméstico da soja maranhense. **Desenvolvimento em Debate**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 141-163, 2020.

COSTA, E. L.; CALDEIRA, P. M. A.; CAIXETA-FILHO, J. V. Importância das chuvas no frete de açúcar para exportação no estado de São Paulo. **Estudo & Debate**, Lajeado, v. 27, n. 3, p. 68-89, 2020.

CRUZ, P. A.; ROSA, L. P.; CRUZ, L. C. Utilização de modelos matemáticos na simulação numérica da produção e exportação de soja no Tocantins até 2025. **Revista CEREUS**, v. 8, n. 3, p. 35-52, 2016.

DRISCOLL, J.C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, 1998.

FILASSI, M. **Direcionadores de competitividade para exportação da soja brasileira**. 2019. 49 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola da Universidade Estadual de Campinas, UNICAMP, 2019.

FRIES, C. D.; CORONEL, D. A. A competitividade das exportações gaúchas de soja em grão (2001-2012). **Pesquisa e Debate**, São Paulo, v. 25, n. 1(45), p. 163-189, jan./jun. 2014.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. ed. 5. São Paulo: AMGH Editora Ltda, 2011.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1251-1271, 1978.

HIRAKURI, M. H.; LAZZAROTTO, J. J. O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro. **Documentos Embrapa**, Londrina, n. 349, 2014.

HOLLAND, M.; XAVIER, C. L. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 14, n. 1 (24), p. 85-108, jan./jun. 2005.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Third Edition. Cambridge University Press, 2014.

LAFAY, G. Mesure des avantages comparatifs reveles. **Économie Perspective Intenationale**, v. 41, n. 1, p. 12-15, 1990.

LIMA, N. R. S.; REIS, J. G. M.; COSTA, M. Estudo da viabilidade da sojicultura no estado do Piauí. **INOVAE**, São Paulo, v.5, n.1, p. 26-38, jan./jun. 2017.

LOPES, M. M.; SILVA, R. A.; CORONEL, D. A.; VIEIRA, K. M.; FREITAS, C. A. Análise da competitividade e das exportações agrícolas brasileiras para a China: uma análise do complexo soja e fumo. **Revista Uniabeu**, v. 6, n. 13, p. 189-208, 2013.



LOPES, M. M.; SILVA, R. A.; FRIES, C. D.; CORONEL, D. A. Análise da competitividade das exportações brasileiras de soja em grão e de minério de ferro para a China (1999-2012). **Revista de Administração, Contabilidade e Economia da FUNDACE**, Ribeirão Preto, v. 9, p. 1-11, maio, 2014.

LOUREIRO, A. O. F.; COSTA, L. O. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. Fortaleza: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Nota Técnica nº 37, mar. 2009.

LUCENA, M. A.; SOUSA, E. P.; CORONEL, D. A. Desempenho dos principais estados brasileiros exportadores de café. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, n. 3, p. 29-44, jul./ago./set. 2021.

LUCENA, M. A.; SOUSA, E. P.; CORONEL, D. A. Desempenho dos principais estados brasileiros exportadores de frutas no comércio internacional: a região nordeste é eficiente? **Revista Econômica do Nordeste**, v. 1, n. 1, p. 158-177, 2023.

MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS – MDIC. **Comex Stat**. 2023. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>. Acesso em: 28 mar. 2023.

MONTENEGRO, R. L. G.; FREIRE, D.; RESENDE, M. F. C.; LIBÂNIO, G. Atividade econômica e inovação na indústria brasileira: uma análise com dados em painel (2010-2016). **Brazilian Keynesian Review**, v. 6, n. 1, p. 15-37, 2020.

MOTA, C. C. P.; CERQUEIRA, J. S.; REZENDE, A. A. Participação da produção da soja na balança comercial: uma análise comparativa a partir da produção do estado do Mato Grosso, no período de 2002 a 2012. **Revista de Estudos Sociais**, UFMT, n. 29, v. 15, p. 109-125, 2013.

OLIVEIRA, A. B. S.; LUCENA, M. A.; SOUSA, E. P. Desempenho dos principais estados brasileiros exportadores de soja em grão no comércio internacional: MATOPIBA é eficiente? **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 20, n. 2, p. 1-23, 2022.

OLIVEIRA, T. J. A.; RODRIGUES, W. A difusão do agronegócio nos Cerrados do Centro Norte brasileiro e nas áreas irrigadas da Caatinga nordestina. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, v. 13, n. 2, p. 525-546, 2020.

PEREIRA, C. N.; PORCIONATO, G. L.; CASTRO, C. N. **Aspectos socioeconômicos da região do Matopiba**. Boletim Regional, Urbano e Ambiental. IPEA, v. 18, p. 47-59, 2018.

PESARAN, M. H. Testing weak cross-sectional dependence in large panels. **Econometric Reviews**, n. 34, p. 1089-1117, 2015.

PONTES, R. P.; BABOSA, M. N.; LIMA, C. Z. D.; TROTTE, I. M.; MENEZES, G. R. Redução de custos de transportes sobre a produção de soja: uma aplicação de equilíbrio geral computável para as grandes regiões brasileiras. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 62, p. 135-168, abr./jun. 2022.



RIBEIRO, J. R. S.; SILVA FILHO, L. A. Indicadores de desempenho exportador do complexo soja brasileiro–2000-2019. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 19, n. 1, p. 33-62, 2022.

SILVA, R. A.; FREITAS, C. A.; CORONEL, D. A.; SILVA, M. L. Determinantes da competitividade das exportações brasileiras do complexo soja (1999-2011). **Custos e @agronegócio on line**, v. 13, edição especial, p. 420-445, abr. 2017.

SOSSA, C. O.; DUARTE, L. B. Análise da competitividade internacional do agronegócio brasileiro no período de 2003 a 2013. **Desenvolvimento em Questão**, Unijuí, ano 17, n. 49, p. 59-78, out./ dez. 2019.

UCHÔA, C. F. A. **Ensaio sobre heteroscedasticidade em modelos de efeitos fixos**. 2012. 116 f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Pernambuco, Recife, 2012.

VOGELSANG, T. J. Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed-effects. **Journal of Econometrics**, v. 166, n. 2, p. 303-319, 2012.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817–838, 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT press, 2002. 176 p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. Tradução: José Antônio Ferreira. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

YOUSSEF, A. H.; MOHAMED, E. S.; LATIF, S. H. A. Handling multi-collinearity using principal component analysis with the panel data model. **EUREKA: Physics and Engineering**, n. 1, p. 177-188, 2023.