

Indicadores de comércio internacional e seus efeitos nas exportações de soja do Matopiba¹

Manoel Alexandre de Lucena²
Petalla Geovanna Morais Carneiro³
Eliane Pinheiro de Sousa⁴

Resumo – Diante da importância do agronegócio da soja na economia brasileira e na região Matopiba – acrônimo dos nomes dos estados do Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) e Bahia (BA) –, o presente trabalho buscou mensurar os efeitos dos indicadores de vantagem comparativa revelada de Vollarth (IVCRV) e de contribuição ao saldo comercial (ICSC) sobre as exportações de soja em grão, na região Matopiba, no período de 2016 a 2021, com dados trimestrais. Determinaram-se o IVCRV e o ICSC como variáveis independentes, ao passo que as exportações de soja em grão foram consideradas como variáveis dependentes do modelo econométrico de dados em painel, pelo método de efeitos fixos, com a correção de erros-padrão de Driscoll e Kraay. Utilizaram-se dados de valores das exportações e importações de soja em grão, de cada um dos estados do Matopiba, extraídos do portal do comércio exterior brasileiro (Comex Stat), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Os resultados mostraram que as exportações de soja em grão são funções positivas de suas vantagens comparativas reveladas de Vollarth e da contribuição ao saldo comercial. Conclui-se que as vantagens comparativas, oriundas da especialização na produção e exportação de soja desta região, propiciam importantes efeitos ao comércio internacional desta commodity.

Palavras-chave: agronegócio, dados em painel com efeitos fixos, vantagens comparativas.

International trade indicators and their effects on soybean exports from Matopiba

Abstract – In view of the importance of soybean agribusiness for the Brazilian economy and the region of Matopiba – acronym for the names of the states Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI), and Bahia (BA) –, this study sought to measure the effects of the Vollarth's revealed comparative advantage (RCA) and the contribution-to-the-trade-balance (CTB) indexes on the soybean exports of the Matopiba region, in the period from 2016 to 2021, with quarterly data. The RCA and CTB indexes were determined as independent variables, whereas the soybean exports were considered as dependent variables of the econometric model of panel data, by the Driscoll and Kraay's fixed-effects method with standard error correction approach. The data on export and import values of soybean grain from each Matopiba state were extracted from the website of the Brazilian foreign trade (Comex Stat) of the Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). The results showed that the soybean exports are

¹ Original recebido em 15/4/2023 e aprovado em 30/6/2023.

² Economista, mestrando em Desenvolvimento Regional Sustentável. E-mail: manoelalex123@gmail.com

³ Graduanda em Ciências Econômicas, bolsista de Iniciação Científica Pibic/CNPq. E-mail: petallageovanna.moraiscarneiro@urca.br

⁴ Pós-doutora em Economia Aplicada, professora da Universidade Regional do Cariri (Urca). E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

positive functions of their Vollrath's revealed comparative advantages and of the contribution-to-the-trade-balance. It is concluded that the comparative advantages derived from this region's specialization in the production and export of soybean provide important effects on the international trade of this commodity.

Keywords: agribusiness, panel data with fixed effects, comparative advantages.

Introdução

A soja impulsionou o conceito de agronegócio no Brasil por causa do seu peso tanto no volume físico produzido quanto no montante financeiro obtido. Em 2014, parcela significativa (52,9%) da área para o plantio de grãos no País era voltada à produção de soja (Hirakuri & Lazzarotto, 2014). Segundo os autores, embora as regiões Sul e Sudeste registrem o maior grau de desenvolvimento quanto à produção de soja, as taxas de crescimento revelam significativo avanço nas regiões Norte (16,4% a.a.) e Nordeste (6,9% a.a.). Tal incremento resulta do avanço da cultura de soja no Matopiba, que abrange áreas de Cerrado situadas nos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e da Bahia e conta com condições favoráveis à expansão da sua fronteira agrícola.

Para Ribeiro & Silva Filho (2022), a partir de 2010 houve um incremento na produção nacional de soja, o que decorreu da incorporação do Matopiba, da elevada demanda mundial, com destaques para a China e a Índia, e da disponibilidade de terras para o cultivo, bem como das políticas de crédito agrícola. Conforme Brugnera & Dalchiavon (2017), o Matopiba tem despertado interesse no mercado agrícola e se tornado estratégico para o agronegócio brasileiro, que vem atraindo investimentos, internos e externos, para garantir à região melhor estruturação da produção, comercialização e escoamento, além de emprego e renda.

A dinâmica do 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, de outro, as estratégias das grandes empresas do agronegócio globalizado (Castillo et al., 2021).

Oliveira & Rodrigues (2020) mencionam que a tecnologia vem criando áreas competitivas vinculadas ao agronegócio globalizado, antes desconectadas da dinâmica global, denominadas regiões produtivas do agronegócio (RPAs). O Nordeste se tornou uma RPA com a fruticultura irrigada e o cultivo de grãos, sendo a soja a principal commodity produzida no Matopiba. Para 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 adaptadas 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 o plantio direto e a integração lavoura-pecuária-floresta (ILPF).

De acordo com dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (Brasil, 2023), 7,71% das exportações brasileiras de soja em grão em 2016 eram provenientes dos quatro estados do Matopiba. Em 2021, a região passou a ser responsável por 13,33% das exportações de soja do País.

Nesse sentido, embora o agronegócio da soja desempenhe importante papel na economia brasileira, e o Matopiba desperte interesse no comércio agrícola do País, ainda é escassa a literatura que discute o desempenho exportador da soja na região e os determinantes de suas exportações. Este 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 do Matopiba em 2016–2021, com dados trimestrais, mediante estimações econométricas em painel.

Revisão bibliográfica

A importância exercida pela soja na pauta exportadora brasileira e a aplicação dos indicadores do comércio internacional às commodities, a exemplo da soja, têm motivado a realização de pesquisas que abordam tal temática.

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

Mota et al. (2013) investigaram a contribuição em termos monetários da sojicultura mato-grossense na balança comercial local e nacional para 2002–2012. Empregaram o *IVCRV*, o *ICSC* e a taxa de contribuição (*TC*). Os resultados apontaram que Mato Grosso possui vantagem comparativa na produção de soja em relação aos demais estados e contribui significativamente para o saldo da balança comercial brasileira.

Conceição et al. (2016) analisaram o grau de competitividade das exportações da commodity soja em Mato Grosso e na Bahia em 2008–2014. Com o uso dos indicadores de vantagem comparativa (revelada, simétrica e de Vollrath), taxa de cobertura, *ICSC* e comércio intraindústria (G-L), os resultados mostraram a presença de vantagem comparativa revelada para a soja em Mato Grosso durante toda a série considerada, enquanto na Bahia a soja se mostrou competitiva só de 2009 a 2012. Verificaram também que a produção e a exportação de soja têm sido relevantes para o saldo positivo da balança comercial nesses dois estados.

Sossa & Duarte (2019) investigaram se o Brasil registrou vantagem comparativa e competitividade no comércio internacional para açúcar, algodão, boi gordo, café, soja e milho, em 2003–2013, e aplicaram os indicadores de vantagem comparativa (revelada – *VCR*; e simétrica – *VCRS*), vantagem relativa na exportação (*VRE*), competitividade revelada (*CR*), *ICSC*, índice de concen-

tração por produtos das exportações (*ICP*) e *TC*. Os resultados indicaram que para a soja o Brasil possui vantagem na exportação, que sua competitividade está em alta no comércio internacional e que ela proporciona saldo positivo na balança comercial.

Avelar & Tannus (2022) investigaram o desempenho das exportações de soja no Brasil, entre 2000 e 2019, mediante os indicadores de *market share*, *VCR* e *ICSC*. Os resultados confirmaram que o Brasil se situa em uma posição de relevância diante dos seus concorrentes.

Oliveira et al. (2022) analisaram o desempenho dos 12 principais estados brasileiros exportadores de soja em grão no comércio internacional, com destaque para o Matopiba, em 1997–2020. Buscaram também identificar as unidades federativas eficientes nas exportações de tal produto. Empregaram o *IVCRV* e o índice de posição relativa (*IPR*) e construíram uma matriz de desempenho com base na tendência linear da série histórica desses indicadores. Os resultados mostraram que do Matopiba só a Bahia não possui o *IVCRV* maior do que a unidade, e a Bahia e o Piauí possuem o *IVCRV* e o *IPR* crescentes. Além disso, constataram, pela matriz de desempenho, que todos os estados do Matopiba foram classificados como eficientes, exceto a Bahia, que possui potencial interno para tornar a soja significativa em sua pauta exportadora.

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

A Tabela 1 mostra uma síntese dos trabalhos acima citados.

Tabela 1. Síntese dos estudos empíricos que avaliaram o desempenho exportador brasileiro de soja com o emprego de indicadores de comércio internacional.

Autor	Área de estudo	Período	Produto	Indicador	Resultado
Mota et al. (2013)	Mato Grosso	2002 a 2012	Soja	<i>IVCRV, ICSC e TC</i>	$IVCRV > 1$ e $ICSC > 0$
Conceição et al. (2016)	Bahia e Mato Grosso	2008 a 2014	Soja	<i>VCR, VCRS, IVCRV, TC, ICSC e G-L</i>	$IVCRV_{BA} > 1$ de 2009 a 2012 $IVCRV_{MT} > 1$ para toda a série $IVCRV_{BA,MT} > 0$
Sossa & Duarte (2019)	Brasil	2003 a 2013	Açúcar, algodão, boi gordo, café, soja e milho	<i>VCR, VCRS, VRE, CR, ICSC, ICP, TC</i>	$VCR > 1$ e $ICSC > 0$
Avelar & Tannus (2022)	Brasil	2000 e 2019	Soja em grão	<i>Market share, VCR e ICSC</i>	$IVCRV > 1$ e $ICSC > 0$
Oliveira et al. (2022)	12 estados do Brasil com destaque para o Matopiba	1997 a 2020	Soja em grão	<i>IVCRV, IPR e matriz de desempenho</i>	$IVCRV_{MA,PI} > 1$ e $IVCRV_{BA} < 1$ Todos os estados do Matopiba são eficientes
Ribeiro et al. (2022)	Brasil	2000 a 2019	Soja em grão, farelo e óleo	<i>GA, IEE, PM, IOR, VCRS, IVCRV e CR</i>	$IVCRV > 1$

Embora Sossa & Duarte (2019), Avelar & Tannus (2022) e Ribeiro & Silva Filho (2022) incluam os estados do Matopiba, só Oliveira et al. (2022) enfatizam explicitamente os estados que formam essa região, mas 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, a principal contribuição deste estudo.

Metodologia

Área de estudo e fonte de dados

Segundo Pereira et al. (2018), o Matopiba é constituído por 336 municípios, sendo 143 do Maranhão, 130 do Tocantins, 33 do Piauí e 30 da Bahia. A região vem passando por grandes transformações socioeconômicas, resultantes da expansão da agricultura, como a produção de grãos, com destaques para soja, milho e algodão.

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 do Matopiba, bem 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 a determinação do *ICSC* foram coletados os valores das importações do produto em análise e das importações totais de cada estado do Matopiba. Os dados são do comércio exterior brasileiro (Comex Stat) do Ministério da Indústria e Comércio Exterior e Serviços (MDIC) para o período de 2016 a 2021. Considerou-se o código com quatro dígitos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) referente à soja em grão (NCM 1201).

Indicadores de comércio internacional

Para mensurar as vantagens comparativas, 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 confere uma dupla contagem das exportações do setor no quantitativo do país, bem como do país nas exportações do restante do mundo. Assim, estudos recentes para as exportações de soja do Matopiba, como Oliveira et al. (2022), sugerem empregar o índice de vantagem comparativa revelada de Vollrath (*IVCRV*). Nesse sentido, em conformidade com Bender & Li (2002), o *IVCRV* pode ser expresso por

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

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 ; e $\sum_w \sum_i X_{wi}$ = valor total das exportações brasileiras.

Visando posicionar as regiões (estados e países, por exemplo) no comércio internacional, a métrica do *IVCRV* pode ser utilizada para classificá-las em termos de vantagens e desvantagens comparativas reveladas. Seguindo a literatura (Oliveira et al., 2022; Ribeiro & Silva Filho, 2022; Lucena et al., 2023), se o *IVCRV* for maior do que a unidade, então a localidade em análise apresenta vantagem comparativa revelada; caso contrário, desvantagem comparativa revelada.

Diferentemente do *IVCR* e do *IVCRV*, que consideram apenas as exportações, o índice de contribuição ao saldo comercial (*ICSC*) engloba também as importações. O *ICSC*, introduzido por Lafay (1990), compara o saldo comercial da commodity ou do grupo de commodities com o respectivo saldo teórico, ou seja,

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

em que X_{wi} e X_i representam, respectivamente, as exportações do bem w na região i e as exportações totais da região i ; M_{wi} e M_i representam, respectivamente, as importações do bem w na região i e as importações totais da região i . O primeiro termo diz respeito à balança comercial observada do produto w , e o segundo corresponde à balança teórica.

Quando o *ICSC* é positivo, então o estado em análise apresenta vantagem comparativa nas exportações da commodity; se for negativo, a região apresenta desvantagem comparativa no produto exportado (Sossa & Duarte, 2019; Avelar, Tannus, 2022; Coelho Júnior et al., 2023).

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). Nesse sentido, em relação à estrutura, os painéis podem ser classificados: i) quanto ao número de observações – diz-se que um painel é curto quando o número de unidades for maior do que o de períodos, e longo, caso contrário; ii) quanto à disponibilidade de informações para as variáveis em estudo – um painel balanceado possui a mesma quantidade de informações para todas as unidades, e ele é desbalanceado no caso de 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 et al., 2023). Tal heterogeneidade refere-se às características individuais, mas que afetam as unidades de estudo. Nesse caso, características específicas dos estados do Matopiba podem impactar suas exportações de soja, como o clima, o solo e a infraestrutura.

Assim, tomando c_i para a característica específica mencionada, y_i como a variável explicada e $x_{it,1}, \dots, x_{it,k}$ para o rol de k variáveis explicativas com os respectivos coeficientes, β_1, \dots, β_k , a equação

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

com $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$, expressa um modelo com dados em painel, sendo u_{it} o termo de erro da regressão.

Uma abordagem encontrada na literatura despreza, inicialmente, a variabilidade entre as unidades estudadas, ou seja, ela supõe a ausência da heterogeneidade não observada c_i . Nesse caso, pode-se empilhar as observações e estimar a regressão (equação 3) por mínimos quadrados ordinários (MQO). Tal abordagem é denominada regressão empilhada (modelo *pooled*).

Embora esse procedimento seja empregado, como foi, preliminarmente, neste estudo, é preciso assegurar a ausência de tal característica. Assim, caso exista c_i e esta não for especificada na equação, ela 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. De fato, torna-se necessário controlar a característica individual c_i (Gujarati & Porter, 2011; Youssef et al., 2023).

Dessa 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 efeitos fixos; caso contrário, os melhores estimadores são produzidos com efeitos aleatórios.

Uma estimativa do leque de efeitos fixos, denominada *within* (Wooldridge, 2010), pode ser obtida tomando a equação 3 e obtendo sua média ao longo do tempo t , isto é,

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

Dada a suposição de que c_i é fixa ao longo do tempo, pode-se subtrair a equação 4 da equação 3:

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

Pode-se escrever, resumidamente, $\check{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, $\check{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ e $\check{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$ para dados centrados na média de y , x e u , nessa ordem. Assim,

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

Nota-se que o intercepto do modelo é removido, bem como a característica específica c_i . Dessa forma, a equação 6 pode ser estimada por MQO. Existem outras abordagens para a estimação com efeitos fixos, mas, neste estudo, adota-se o procedimento acima.

Já a estimação com efeitos aleatórios presuppõe que c_i é puramente aleatório. Nesse caso, essa característica não está correlacionada com nenhum regressor; em outras palavras, admite-se como válida a hipótese de que $cov(c_i, x_{it}) = 0$ (Loureiro & Costa, 2009). Partindo dessa hipótese, a característica c_i pode ser adicionada ao termo de erro da equação 3, isto é, $v_{it} = c_i + u_{it}$. Assim,

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

O termo de erro composto v_{it} é denominado erro idiosincrático, pois varia com as unidades e com o tempo. Cabe ressaltar que a equação 7 não pode ser estimada por MQO, já que sua estrutura exibe correlação serial em v_{it} . Para averiguar esse problema, toma-se $var(v_{it}) = \sigma_a^2 + \sigma_u^2$, bem como $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2$ com $t \neq s$, e obtém-se $corr(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2 / (\sigma_a^2 + \sigma_u^2)$. Logo, v_{it} e v_{is} são correlacionados ao longo do tempo. Dessa forma, a literatura (Balgati, 2008; Gujarati & Porter, 2011) sugere estimar esse modelo com efeitos aleatórios via mínimos quadrados generalizados (MQG).

Para a escolha do modelo mais adequado para os dados em painel, a literatura, normalmente, propõe três testes estatísticos, que foram aplicados neste estudo: teste do multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch e Pagan; F de Chow; e teste de Hausman. O teste do multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch & Pagan (1979) avalia se o modelo *pooled* é preferível ao modelo com efeitos aleatórios. Em essência, o teste verifica se a variância da 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 com os do modelo com a presença de efeitos individuais, isto é, com efeitos fixos. Assim, a comparação é feita pelo teste F de Chow, cuja hipótese nula é a regressão *pooled* (Balgati, 2008; Montenegro et al., 2020). Não rejeitar essa hipótese equivale a pressupor que existem efeitos individuais não observados e, portanto, a estimação pela regressão empilhada pode ser viesada.

Já o teste de Hausman (1978), largamente empregado na literatura de dados em painel, verifica se a característica específica está correlacionada com os regressores. Assim, rejeitar a hipótese nula, isto é, o modelo com efeitos aleatórios, implica na possibilidade de que os efeitos individuais dos estados do Matopiba estejam correlacionados com um ou mais regressores. Portanto, se esse 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*.

Depois da estimação e da seleção do modelo adequado, foram feitos os testes para verificar a violação das hipóteses do modelo de regressão linear. Aplicou-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, o teste Shapiro-Wilk averiguou a normalidade dos resíduos do modelo. Com o teste de Breusch & Pagan (1979), examinou-se a hipótese nula de homocedasticidade residual ou, em outras palavras, se a variância dos resíduos do modelo, dadas as variáveis explicativas, é constante (Youssef et al., 2023). Outra hipótese testada foi a autocorrelação serial e, nesse 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

normais, mas o estimador da matriz de variância passa a ser viesado, o que, por sua vez, afeta os testes de hipóteses e inferências realizados com o modelo.

Nesse sentido, dos métodos encontrados na literatura para corrigir problemas de heterocedasticidade no resíduo de modelos, destaca-se a matriz de White (1980). Todavia, para Costa et al. (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 & Kraay (1998), que são robustos à heterocedasticidade, à autocorrelação serial e à correlação espacial, bem como ao caso não estacionário, isto é, quando a série temporal do painel possui raiz unitária (Vogelsang, 2012).

Modelo econométrico aplicado

Para mensurar os efeitos do *IVCRV* e do *ICSC* nas exportações de soja em grão no Matopiba, estimou-se um modelo de regressão linear múltipla com dados em painel conforme a equação

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

em que $\ln x_{it}$ é o logaritmo natural das exportações de soja em grão do estado i , no trimestre t ; $\ln ivcrv_{it}$, o logaritmo natural do indicador de vantagem comparativa revelada de Vollrath das exportações de soja em grão do estado i , no trimestre t ; e $\ln icsc_{it}$, 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, o Maranhão, o Tocantins, o Piauí e a Bahia e os 24 períodos, em trimestres ($t = 1, \dots, 24$), incluídos no modelo. Além disso, c_i capta a heterogeneidade não observada entre as unidades, isto é, as características específicas dos estados do Matopiba que influenciam as exportações de soja e não variam no tempo; e u_{it} é o termo de erro do modelo. Dessa forma, dadas as especificações mencionadas, obtém-se um painel longo e balanceado com 96 observações. Além disso, todas as estimações econométricas, testes

estatísticos, gráficos e tabelas deste estudo foram realizados com a linguagem R, empregando o R Studio Cloud. Especificamente, para os modelos, utilizaram-se os pacotes plm e lmtest.

Resultados e discussão

Indicadores de comércio internacional

A Tabela 2 mostra as estatísticas descritivas do *IVCRV* para as exportações trimestrais de soja do Matopiba em 2016–2021. O Tocantins registrou o *IVCRV* mínimo superior à unidade, ou seja, apenas esse estado apresentou vantagem comparativa revelada de Vollrath para todos os trimestres analisados. Mas, em média, todos os estados apresentaram vantagem comparativa revelada de Vollrath. Essa inferência é ligeiramente dissonante de Oliveira et al. (2022), que, para o período de 1997 a 2020, constataram, na média, vantagem comparativa revelada de Vollrath para os estados do Matopiba, exceto a Bahia.

O Piauí e o Tocantins se destacaram com os estados de maiores índices de Vollrath (Figura 1). Todavia, o *IVCRV* dessas duas unidades oscilou ao longo da série. Em particular, o maior declí-

Tabela 2. Estatísticas descritivas do *IVCRV* das exportações do Matopiba, trimestrais, em 2016–2021.

Estatística	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

nio das séries de Tocantins e Piauí, no quarto trimestre de 2016, pode ser atribuído aos fatores externos, como as oscilações cambiais. Silva et al. (2017) mostram que a taxa de câmbio influencia positivamente as exportações de soja em grão e que essa commodity é mais sensível às oscilações cambiais do que os demais produtos do complexo soja (óleo e farelo de soja).

O maior *IVCRV*, do Tocantins (59,07), ocorreu no segundo trimestre de 2018, ano atípico para o comércio internacional de soja. Conforme Filassi (2019) e Ribeiro & Silva Filho (2022), em 2018 ocorreu aumento das áreas plantadas de soja em todas as regiões do Brasil, atrelado aos conflitos comerciais entre a China e os Estados Unidos. Com efeito, es-

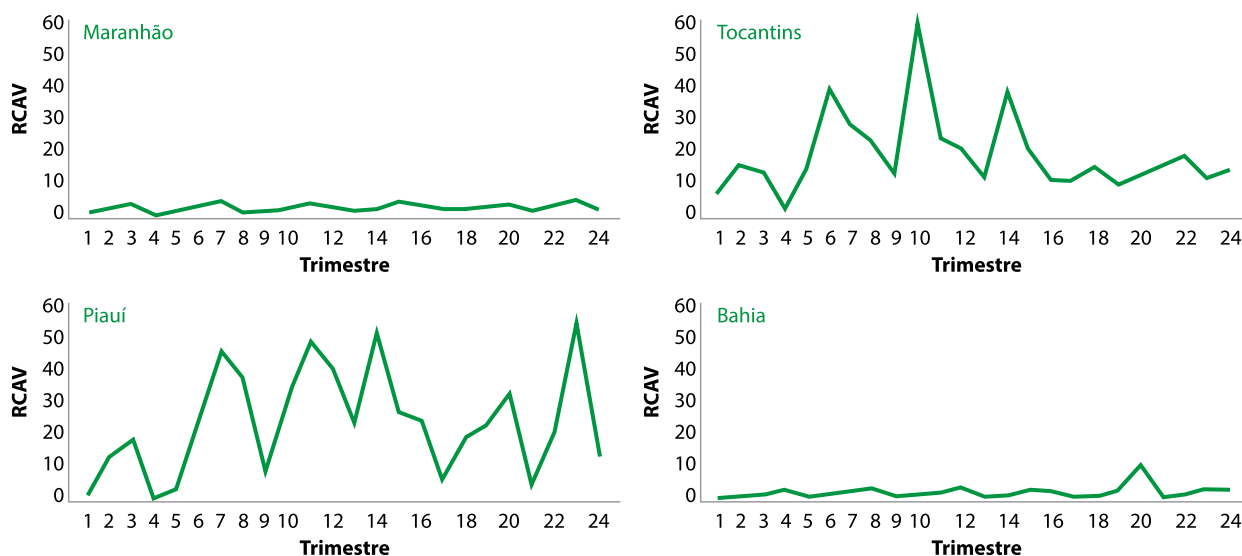


Figura 1. Evolução trimestral do *IVCRV* das exportações do Matopiba em 2016–2021.

Nota: t1/2016 = 1, ..., t4/2021 = 24.

ses países que importam soja brasileira, argentina e de outros países, em suas negociações tendem a afetar o preço internacional da commodity (Lopes et al., 2013), o que afeta o desempenho exportador de diversas regiões, como o Matopiba.

No Maranhão e na Bahia, o *IVCRV* atingiu os menores valores. Para o Maranhão, observa-se baixa vantagem comparativa de Vollrath (o máximo de 4,48 no terceiro trimestre de 2021). Com efeito, conforme Correia & Lima (2020), o estado ainda detém vantagem competitiva nas exportações de soja por sua integração com mercados consumidores, como 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 gargalos. Segundo Brugnera & Dalchiavon (2017), as novas regiões agrícolas, como o Matopiba, precisam de apoio governamental e privado para superar seus gargalos logísticos e investir em modais alternativos, como a implantação de um sistema ferroviário que conecte o interior aos portos brasileiros.

No caso da Bahia, o *IVCRV* superou o do Maranhão, mas houve oscilações (*CV* igual a 115,47% pela Tabela 2). Em apenas 55% do período analisado, o estado apresentou vantagem comparativa. 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. Conceição et al. (2016) e Oliveira et al. (2022) também evidenciam o baixo desempenho do *IVCRV* da Bahia nas exportações de soja. Particularmente, Conceição et al. (2016) destacam que, apesar da expansão da sojicultura no território baiano, o estado precisa de maiores investimentos para incentivar a produção e, por conseguinte, as exportações da commodity.

Quanto ao *ICSC*, conforme a Tabela 3, todos os estados do Matopiba contribuíram para o saldo comercial positivo, ou seja, à luz da classificação adotada neste estudo, apresentam vantagem comparativa. Vale ressaltar que o *ICSC* vai além do *IVCRV*, na medida em que considera o montante das importações.

Em particular, o Piauí e o Tocantins se sobressaíram com o *ICSC* médio de 48,54 e 34,25,

Tabela 3. Estatísticas descritivas do *ICSC* das exportações de soja do Matopiba, trimestrais, em 2016–2021.

Estatística	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

respectivamente. O Piauí é classificado com eficiência crescente nas exportações de soja por Oliveira, Lucena & Sousa (2022), com elevada produção e exportação da commodity. Ressaltam-se também diversos fatores, como os baixos custos de terras produtivas, os incentivos fiscais e a mão de obra barata, que favorecem a produção e a exportação da soja no estado (Lima et al., 2017). Além disso, o Tocantins, cuja soja é o carro-chefe das exportações (Cruz et al., 2016), também é eficiente nas vendas externas da commodity, embora tenha apresentado vantagem comparativa estável (Oliveira et al., 2022). Tais evidências da literatura corroboram, portanto, as inferências deste estudo.

Destaca-se, porém, que, em termos de padrão temporal, o *ICSC* se assemelha ao *IVCRV*. Assim, grande parte das observações feitas para o *IVCRV* é válida para o comportamento do *ICSC*. A Figura 2 mostra que o Tocantins e o Piauí exibiram os maiores valores do *ICSC* ao longo da série analisada.

Vale esboçar aqui alguns comentários acerca do desempenho do Maranhão e da Bahia. O Maranhão, conforme relatado, possui condições propícias para a produção de soja – como o baixo custo de terras produtivas –, mas alguns gargalos podem afetar a logística de suas exportações. Nesse sentido, reconhecem-se as dificuldades de escoamento da produção decorrentes da falta de logística e modais de transportes que, aliás, afetam as exportações nacionais de diversas commodities (Lucena et al., 2023). Para Brugnera & Dalchiavon (2017), é necessário que os entraves sejam superados, como a dependência do modal

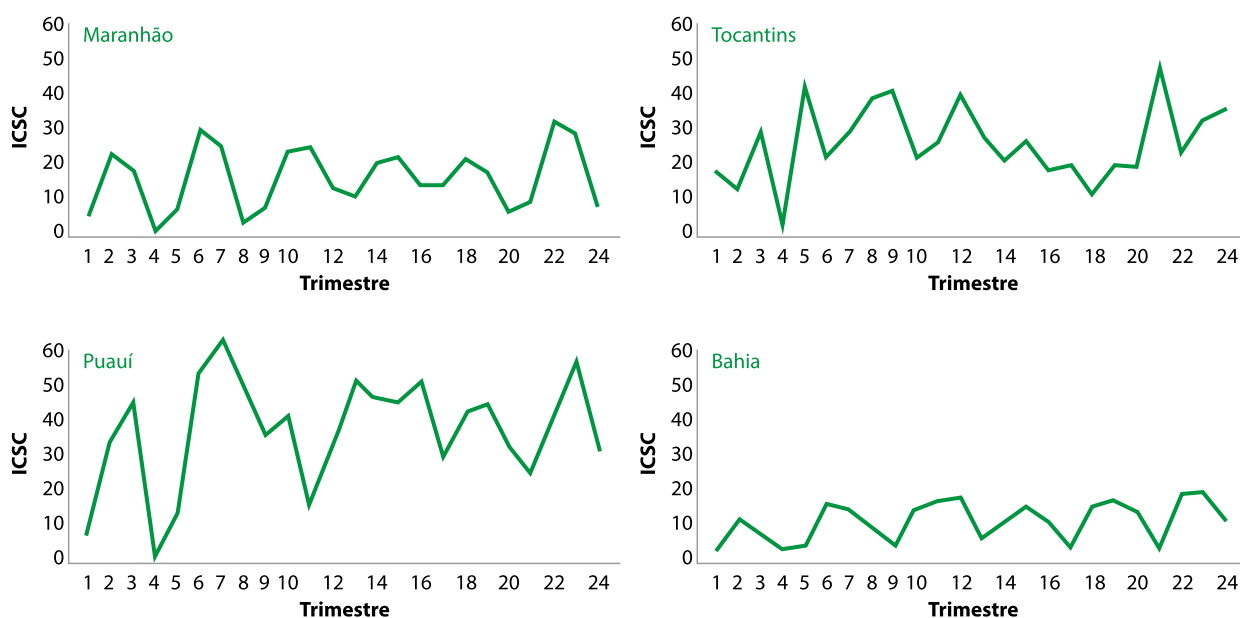


Figura 2. Evolução trimestral do ICSC das exportações dos estados do Matopiba em 2016–2021.

Nota: t1/2016 = 1, ..., t4/2021 = 24.

rodoviário para o transporte da soja e o atraso nas obras das ferrovias, ocasionados por problemas burocráticos e de falta de recursos público e privado.

Brasil (2017) e Pontes et al. (2022) sugerem, para vencer os gargalos às exportações de soja no Corredor Nordeste, que sofre com elevados índices de congestionamento nas proximidades do Porto de São Luís, a necessidade de construção de novos braços para o posto de Itaqui, em São Luís; sugerem também a melhoria da circulação interna no Porto de Salvador e a pavimentação de trechos da BR-125, também na Bahia. Tais entraves podem justificar os resultados dos indicadores encontrados para esses dois estados.

No caso da Bahia, mesmo ela não alcançando o mesmo patamar dos outros estados quanto ao ICSC, os resultados são positivos, embora oscilatórios. Na contramão, Conceição et al. (2016) mostraram uma variação de 81,39% para o ICSC da soja no período de 2008 a 2014, mesmo o estado ficando abaixo do desempenho de Mato Grosso. O que se observa, portanto, neste estudo, é que a Bahia não tem conseguido manter seus incrementos nas exportações de soja. Nessa dire-

ção, Oliveira, Lucena & Sousa (2022) mostram que, dos quatro estados do Matopiba, em 1997–2020, apenas a Bahia não se mostrou eficiente nas exportações de soja em grão. Mas o estado possui potencial interno para tornar essa commodity significativa nas suas exportações.

Modelo de dados em painel

A Tabela 4 mostra os testes de pré-estimação para a seleção do modelo para os efeitos do *IVCRV* e do *ICSC*. Considerando-se 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* e elege o modelo com efeitos fixos. Isso significa que existem efeitos individuais não observados no modelo e, portanto, a estimação por regressão empilhada pode ser viesada.

De posse desses resultados, aplicou-se teste de Hausman para averiguar se as características individuais são correlacionadas com os regressores, e os resultados apontam que a característica não observada pode estar correlacionada com alguma variável explicativa do modelo. Assim, o

Tabela 4. Testes pré-estimação para escolha do modelo para os efeitos do *IVCRV* e do *ICSC* nas exportações de soja do Matopiba, trimestrais, em 2016–2021.

Teste	Hipótese	Estatística	p-value
LM de Breusch e Pagan	H ₀ : pooled H ₁ : efeito aleatório	$\chi^2 = 142,75$	0,0000
F de Chow	H ₀ : pooled H ₁ : efeito fixo	$F = 89,212$	0,0000
Hausman	H ₀ : efeito aleatório H ₁ : efeito fixo	$\chi^2 = 205,89$	0,0000

modelo mais adequado é obtido com o estimador de efeitos fixos. Nesse caso, o estimador de efeitos fixos utilizados é o *within*, em que a característica específica é removida pela transformação aplicada, conforme Wooldridge (2010).

Depois da seleção do modelo adequado – com efeitos fixos –, torna-se relevante testar as hipóteses do modelo de regressão linear para dados em painel. Conforme a Tabela 5, 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. Já o teste de Shapiro-Wilk não permite rejeitar a hipótese nula de normalidade residual, ou seja, os resíduos do modelo seguem a distribuição normal.

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.

Ressalta-se que os modelos de dados em painel normalmente apresentam heterocedasticidade e correlação serial, especialmente os modelos com efeito fixo, como é o caso deste estudo (Uchôa, 2012). Portanto, para a correta inferência dos coeficientes estimados, deve-se ajustar os erros padrão do modelo antes de interpretar os resultados. Seguindo os procedimentos metodológicos apresentados, bem como os de Costa, Caldeira e Caixeta-Filho (2020), adotou-se aqui o método de Driscoll-Kraay (1998) para corrigir os erros padrão do modelo. A Tabela 6 mostra os resultados do modelo corrigido.

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

Os resultados da estimação apontam que as exportações de soja em grão do Matopiba seguem direta e positivamente suas vantagens comparativas reveladas de Vollrath, corroboran-

Tabela 5. Testes pós-estimação para robustez do modelo para os efeitos do *IVCRV* e do *ICSC* nas exportações de soja do Matopiba, trimestrais, em 2016–2021.

Teste	Hipótese	Estatística	p-value
Pesaran	H ₀ : independência transversal H ₁ : dependência transversal	$Z = 5,9709$	0,0000
Shapiro	H ₀ : normalidade residual H ₁ : ausência de normalidade	$W = 0,9847$	0,3308
Breusch-Pagan	H ₀ : homocedasticidade H ₁ : heterocedasticidade	$BP = 9,7235$	0,0073
Wooldridge	H ₀ : correlação serial H ₁ : ausência de correlação	$\chi^2 = 61,716$	0,0000

Tabela 6. Modelo com efeitos fixos corrigido com erros padrão robustos de Driscoll-Kraay para os efeitos do *IVCRV* e do *ICSC* nas exportações de soja do Matopiba, trimestrais, em 2016–2021.

Variável dependente	Coefficiente	Erro 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 correspondem à significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

do a inferência de Holland & Xavier (2005) para as exportações brasileiras. Nesse particular, infere-se que, tudo mais constante, um aumento de 1% no *IVCRV* eleva as exportações de soja em 0,6872%. Essa inferência, portanto, sinaliza que os ganhos oriundos da presença de vantagens comparativas relevadas tendem a contribuir com as vendas externas de soja em grão do Matopiba.

Na mesma direção do *IVCRV*, o *ICSC* incrementa positivamente as exportações de soja, ocorrendo o acréscimo de 0,6341% para cada aumento de 1% nesse indicador. Esse resultado também está em consonância com Holland & 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 para esse produto (Sossa & Duarte, 2019).

É importante destacar alguns elementos que justificam tais resultados. Em princípio, as teorias tradicionais do comércio internacional consideram custos de produção, tecnologia, matéria-prima, e dotação de recursos naturais, por exemplo, como elementos que contribuem para a formação de vantagens comparativas (Lucena et al., 2021). Somam-se a isso, na percepção de Conceição et al. (2022), logística e tecnologia, como elementos importantes para que a produção agrícola no Brasil se torne de larga escala. Assim, esses elementos permitiram que o Matopiba ampliasse sua produção, especialmente de soja, e se tornasse a mais nova fronteira agrícola do País. Pontes et al. (2022) corroboram tal percepção quando

afirmam que o Matopiba, considerada a nova fronteira agrícola do Brasil, tem revelado grande crescimento da produção de soja.

Desta forma, o Matopiba tornou-se importante produtor e exportador de grãos. Nesse particular, as crescentes vantagens comparativas e a estabilidade na posição internacional de suas exportações levaram a região a se tornar, majoritariamente, eficiente no comércio internacional brasileiro de soja em grão (Oliveira et al., 2022). Assim, a busca pelas vantagens comparativas, no âmbito da economia internacional, realimenta as exportações, conforme se observam nos resultados deste estudo.

Considerações finais

Este estudo analisou os efeitos dos indicadores de vantagem comparativa revelada de Vollrath (*IVCRV*) e de contribuição ao saldo comercial (*ICSC*) nas exportações de soja do Matopiba, para dados trimestrais, de 2016 a 2021.

Em termos médios, constatou-se vantagem comparativa para todos os estados do Matopiba, tanto pelo *IVCRV* quanto pelo *ICSC*. O Tocantins e o Piauí apresentaram os melhores resultados para esses indicadores, ratificando a importância da soja em suas respectivas pautas exportadoras, conforme assinala a literatura. Destacam-se também oscilações e declínios do desempenho desses estados, atribuídos, sobretudo, às variações cambiais. Em relação ao Maranhão e à Bahia, embora possuam características favoráveis à produção de soja e tenham logrado êxito nas exportações da commodity, problemas de infraestrutura podem comprometer seu desempenho, como os gargalos que afetam o escoamento da produção.

Quanto ao modelo que explica os efeitos desses 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. Ressalta-se que as vantagens comparativas, oriundas da especialização na produção e exportação de soja da região, propiciam importantes efeitos no comércio internacional da commodity. De forma geral, pôde-se constatar a relevância da soja em grão para o comércio internacional dos estados do Matopiba.

À luz das considerações apresentadas, ratifica-se a necessidade da incorporação de tecnologias, mediante investimentos em pesquisa e desenvolvimento (P&D), e da disponibilidade de créditos para esse segmento do agronegócio na região, pois tais políticas incrementariam suas condições naturais, como presença de terras produtivas. Tal movimento gera, em última instância, empregos e renda e pode propiciar bem-estar e crescimento econômico.

Sugerem-se estudos que busquem ampliar a área pesquisada, incluindo outros estados que exportam soja. Além disso, vale a pena incluir no modelo outras variáveis que captem efeitos diversos que afetam as exportações da commodity. Além disso, pode ser relevante também o emprego de modelos dinâmicos, com vistas a considerar o efeito das defasagens temporais nas exportações.

Referências

AVELAR, M.M.; TANNUS, S. Indicadores das exportações brasileiras de soja em grão. *Revista Competitividade e Sustentabilidade*, v.9, p.44-53. DOI: <https://doi.org/10.48075/comsus.v9i1.29027>.

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*. [New Haven]: Yale University, 2002. 26p. Economic Growth Center.

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, 2014. p.265-278.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. *Comex Stat*. 2023. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>>. Acesso em: 28 mar. 2023.

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

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. DOI: <https://doi.org/10.2307/1911963>.

BRUGNERA, J.V.; DALCHIAVON, F.C. Modal ferroviário e escoamento de soja no MATOPIBA. *Revista IPecege*, v.3, p.48-56, 2017. DOI: <https://doi.org/10.22167/r.ipecege.2017.4.48>.

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. DOI: <https://doi.org/10.4000/espacoeconomia.19325>.

COELHO JUNIOR, L.M.; SANTOS, H.F.; SOARES, N.S.; MARTINS, J.M.; SILVA, M.L. da. International competitiveness of exports of forest products. *Ciência Rural*, v.53, e20220137, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20220137>.

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

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*, 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*, v.8, 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*, v.27, 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, p.35-52, 2016. DOI: <https://doi.org/10.18605/2175-7275/cereus.v8n3p35-52>.

DRISCOLL, J.C.; KRAAY, A.C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, v.80, p.549-560, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1162/003465398557825>.

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

- FRIES, C.D.; CORONEL, D.A. A competitividade das exportações gaúchas de soja em grão (2001-2012). **Pesquisa e Debate**, v.25, p.163-189, 2014.
- GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. **Econometria Básica**. 5.ed. São Paulo: AMGH, 2011.
- HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p.1251-1271, 1978. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913827>.
- HIRAKURI, M.H.; LAZZAROTTO, J.J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Londrina: Embrapa Soja, 2014. 70p. (Embrapa Soja. Documentos, 349).
- HOLLAND, M.; XAVIER, C.L. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. **Economia e Sociedade**, v.14, p.85-108, 2005.
- HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. 3rd edition. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.
- LAFAY, G. Mesure des avantages comparatifs reveles. **Économie Perspective Intenationale**, v.41, p.12-15, 1990.
- LIMA, N.R.S.; REIS, J.G.M.; COSTA, M. Estudo da viabilidade da sojicultura no estado do Piauí. **Inovae**, v.5, p.26-38, 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, 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**, v.9, p.1-11, 2014. DOI: <https://doi.org/10.13059/racef.v5i1.59>.
- 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, 2009. (Nota técnica, nº 37).
- LUCENA, M.A. de; SOUSA, E.P. de; CORONEL, D.A. Desempenho dos principais estados brasileiros exportadores de café. **Revista de Política Agrícola**, ano30, p.29-44, 2021.
- LUCENA, M.A. de; SOUSA, E.P. de; CORONEL, D.A. Desempenho dos principais estados brasileiros exportadores de frutas no comércio internacional: a região nordeste é eficiente? **Revista Econômica do Nordeste**, v.54, p.158-177, 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, p.15-37, 2020. DOI: <https://doi.org/10.33834/bkr.v6i1.177>.
- 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**, 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, p.1-23, 2022. DOI: <https://doi.org/10.25070/rea.v20i2.13036>.
- 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**, v.13, p.525-546, 2020. DOI: <https://doi.org/10.17765/2176-9168.2020v13n2p525-546>.
- 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. DOI: <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>.
- PONTES, R.P.; BABOSA, M.N.; LIMA, C.Z. de; TROTTER, 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, 2022.
- RIBEIRO, J.R. de S.; SILVA FILHO, L.A. da. Indicadores de desempenho exportador do complexo soja brasileiro – 2000-2019. **Revista de Economia Mackenzie**, v.19, p.33-62, 2022. DOI: <https://doi.org/10.5935/1808-2785/rem.v19n1p.33-62>.
- SILVA, R.A. da; FREITAS, C.A. de; CORONEL, D.A.; SILVA, M.L. da. Determinantes da competitividade das exportações brasileiras do complexo soja (1999-2011). **Custos e @gronegócio on line**, v.13, p.420-445, 2017. Edição especial.
- SOSSA, C.O.; DUARTE, L.B. Análise da competitividade internacional do agronegócio brasileiro no período de 2003 a 2013. **Desenvolvimento em Questão**, ano17, p.59-78, 2019. DOI: <https://doi.org/10.21527/2237-6453.2019.49.59-78>.
- UCHÔA, C.F.A. **Ensaio sobre heteroscedasticidade em modelos de efeitos fixos**. 2012. 116p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Pernambuco, Recife.
- VOGELSANG, T.J. Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed-effects. **Journal of Econometrics**, v.166, p.303-319, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.10.001>.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v.48, p.817-838, 1980. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912934>.
- WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT press, 2002. 176p.
- WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.
- YOUSSEF, A.H.; MOHAMED, E.S.; LATIF, S.H.A. Handling multicollinearity using principal component analysis with the panel data model. **EUREKA: Physics and Engineering**, n.1, p.177-188, 2023. DOI: <https://doi.org/10.21303/2461-4262.2023.002582>.