

Clima, Preço de Commodities e Oferta Agrícola no Sul Maranhense: Decomposição em Margens Intensiva e Extensiva via Painel de Efeitos Fixos (2014-2024)

Climate, Commodity Prices and Agricultural Supply in Southern Maranhão: Decomposing Intensive and Extensive Margins via Fixed-Effects Panel (2014-2024)

Brenda Raissa Gomes Louzeiro¹

Marconi Guimaraes de Sousa Júnior²

Jadson Pessoa da Silva³

RESUMO

Este artigo estima o efeito das variações climáticas sobre a oferta de soja e milho no Sul Maranhense (2014-2024), decompondo-o em margem intensiva (produtividade) e extensiva (área plantada) via painel de efeitos fixos de duas vias. O preço da commodity, identificado por desenho shift-share, domina ambas as margens (elasticidades de 0,92 e entre 0,31 e 0,99). O efeito climático concentra-se na margem extensiva: sob erros-padrão de Driscoll-Kraay, temperatura e seu quadrado são significativos na área plantada, com ótimo implícito de 31,6°C. A comparação entre estimadores de variância mostra que o agrupamento por município subestima o efeito climático em painéis concentrados.

Palavras-chave: variações climáticas; oferta agrícola; MATOPIBA; efeitos fixos de duas vias; Driscoll-Kraay.

Classificação JEL: Q10; Q54; C23; R11.

ABSTRACT

This paper estimates the effect of climate variation on soybean and maize supply in Sul Maranhense (2014-2024), decomposing it into the intensive margin (yield) and the extensive margin (planted area) through a two-way fixed effects panel. The commodity price, identified via a shift-share design, dominates both margins (elasticities of 0.92 and between 0.31 and 0.99). The climate effect concentrates on the extensive margin: under Driscoll-Kraay standard errors, temperature and its square are significant in the planted area equation, describing a concave relationship with an implied optimum of 31.6°C. The comparison between variance estimators shows that municipality clustering understates the climate effect in concentrated panels.

Keywords: climate variation; agricultural supply; MATOPIBA; two-way fixed effects; Driscoll-Kraay.

¹ Discente do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Maranhão (UFMA) e integrantes do Grupo de Pesquisa em Economia, Inovação e Meio Ambiente (GEIA) - Brenda.louzeiro@discente.ufma.br

² Discente do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Maranhão (UFMA) e integrantes do Grupo de Pesquisa em Economia, Inovação e Meio Ambiente (GEIA) - mgs.junior@discente.ufma.com.br

³ Professor do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Maranhão e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento e Meio Ambiente (PRODEMA) e Pesquisador do Grupo de Pesquisa em Economia, Inovação e Meio Ambiente (GEIA) – Jadson.pessoa@ufma.br

1 INTRODUÇÃO

A soja liderou as exportações agrícolas do Brasil em 2025, respondendo por 12,5% da pauta nacional, enquanto o milho não moído e o café não torrado somaram outros 6,8% (COMEX STAT, 2025). Essa relevância comercial convive com elevada exposição climática: entre 2014 e 2024, a produtividade média da soja no Sul Maranhense situou-se em 2,77 toneladas por hectare, mas recuou para 1,44 t/ha na safra de 2016, queda de 48% em relação à média do período. O milho seguiu trajetória semelhante na mesma safra, com 3,12 t/ha ante uma média de 4,51 t/ha. A safra 2015/16 coincidiu com episódio de El Niño de intensidade moderada a forte, que reuniu simultaneamente a maior temperatura média da janela de cultivo, o maior número de horas acima de 35°C, a menor precipitação acumulada e o índice de precipitação padronizado de seis meses (SPI-6) mais negativo de toda a série regional.

A questão central deste artigo é se o clima afeta a oferta agrícola do Sul Maranhense primariamente pela margem intensiva (produtividade do que já foi plantado) ou pela margem extensiva (decisão de quanto plantar). A distinção importa para o desenho de políticas de adaptação: um canal predominantemente agrônômico pede respostas tecnológicas, como variedades termotolerantes e irrigação de precisão, enquanto um canal predominantemente econômico prioriza instrumentos que estabilizam renda e expectativas antes do plantio, como seguros paramétricos e hedge de preço. A literatura empírica sobre clima e agricultura raramente separa esses dois canais, concentrando-se em equações de produtividade ou de produção agregada (DELL; JONES; OLKEN, 2014; SCHLENKER; ROBERTS, 2009). Este artigo estima o efeito das variações climáticas sobre a oferta de soja e milho nos 19 municípios do Sul Maranhense entre 2014 e 2024, decompondo-o explicitamente nas duas margens. A estratégia empírica é um sistema de duas equações estimadas por painel de efeitos fixos de duas vias (TWFE, two-way fixed effects), com efeitos fixos de município, ano e cultura. As variáveis climáticas são construídas a partir de dados horários do ERA5-Land e diários do CHIRPS, e o efeito do preço da commodity é identificado por um desenho shift-share (Bartik) que interage o preço nacional do CEPEA/ESALQ com a participação histórica predeterminada de cada cultura na área total plantada do município, contornando a colinearidade exata entre preço nacional e efeitos fixos de ano.

O artigo produz dois achados centrais. O preço da commodity é o determinante dominante de ambas as margens de resposta da oferta: a elasticidade-preço da produtividade é de aproximadamente 0,92, e a elasticidade da área plantada ao preço defasado varia entre 0,31 e 0,99 conforme a especificação, ambas estatisticamente significativas sob dois métodos de

inferência independentes. O efeito climático detectável concentra-se na margem extensiva: sob erros-padrão de Driscoll-Kraay (1998), que tratam a dependência cross-seccional gerada pela contiguidade geográfica dos municípios, temperatura e seu quadrado tornam-se significativos a 5% na equação de área plantada, descrevendo relação côncava com ótimo implícito de 31,6°C, enquanto sob erros-padrão agrupados por município (CRV1) o mesmo bloco climático não rejeita a hipótese de nulidade conjunta. Essa discrepância é, em si, uma contribuição metodológica: evidencia que o agrupamento por município pode subestimar sistematicamente o efeito climático em painéis com forte dependência espacial dos choques. O restante do artigo apresenta o referencial teórico, os dados e a metodologia empregados, os resultados e a discussão, seguidos das considerações finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E ANÁLISE EMPÍRICA

2.1 Referencial Teórico

As alterações nos padrões climáticos brasileiros têm se manifestado sobretudo por meio do aumento das temperaturas médias e de mudanças no regime de precipitação. Costa et al. (2025), ao analisarem extremos climáticos no Brasil entre 1991 e 2022, documentam tendências heterogêneas entre regiões, com intensificação tanto de períodos de seca quanto de eventos de precipitação intensa. Segundo Artaxo (2022), a extensão territorial do país e o aquecimento mais acelerado das massas continentais em relação aos oceanos tornam o Brasil particularmente vulnerável a eventos climáticos extremos, com impactos sobre a produção agrícola, a disponibilidade hídrica e a infraestrutura. Pinheiro e Santos (2025) associam esse quadro, no Maranhão especificamente, à maior frequência de ondas de calor e à irregularidade crescente do regime de chuvas.

Do ponto de vista da teoria econômica, os efeitos climáticos sobre a agricultura operam por meio da oferta: choques de temperatura, precipitação e eventos extremos alteram os custos e a viabilidade da produção, deslocando a curva de oferta agrícola e afetando o preço de equilíbrio (MANKIW, 2011). Féres, Reis e Speranza (2011) e Domingues, Magalhães e Ruiz (2011) documentam, para o Brasil, que a elevação da temperatura reduz a aptidão agrícola de parte do território nacional, com efeitos regionalmente heterogêneos sobre a produção de grãos. Schlenker e Roberts (2009) formalizaram o mecanismo fisiológico subjacente: a relação entre temperatura e produtividade de culturas como soja e milho é fortemente não linear, com resposta positiva até um limiar entre 29°C e 32°C e colapso abrupto acima desse valor, associado a abortamento floral e à redução da fixação de nitrogênio.

Dell, Jones e Olken (2014), em revisão da literatura empírica de clima e economia, distinguem três tradições de identificação: variação cross-seccional de longo prazo (MENDELSON; NORDHAUS; SHAW, 1994), variação de curto prazo em painel de efeitos fixos, e diferenças-em-diferenças de longo prazo. Este artigo adota a segunda abordagem, que isola respostas de curto prazo sem incorporar adaptações estruturais como mudança tecnológica ou migração de culturas.

Para o Cerrado brasileiro, a literatura empírica é recente. Fiorini et al. (2024), em revisão sistemática, classificam as mudanças climáticas como fator de risco relevante para o setor agrícola nacional. Tanure, Domingues e Magalhães (2024) estimam efeitos negativos de temperaturas elevadas e déficits hídricos sobre a produtividade total dos fatores em municípios brasileiros, com destaque para o MATOPIBA⁴. Araújo et al. (2024) documentam, especificamente nessa fronteira agrícola, vulnerabilidade ao El Niño e realocação de área em resposta a choques climáticos, resultado consistente com o canal extensivo identificado neste artigo.

O MATOPIBA, sigla que reúne Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, caracteriza-se por relevo plano, solos de alto potencial produtivo e condições climáticas favoráveis à agricultura de grãos (PEREIRA; CASTRO; PORCIONATO, 2018). No Maranhão, 135 dos 217 municípios integram essa região, e o Sul Maranhense concentra a liderança produtiva estadual: segundo a Secretaria de Estado da Agricultura, Pecuária e Pesca (SAGRIMA, 2022), o estado produziu 3,24 milhões de toneladas de soja e mais de 2,2 milhões de toneladas de milho na safra de 2021, com Balsas e Tasso Fragoso como principais municípios produtores. Ferreira (2018) documenta que, entre 1990 e 2016, a cadeia sojícola de Balsas cresceu de forma expressiva em área, produção e exportações, levando o município à terceira posição no PIB estadual, em estrutura produtiva marcada por grandes propriedades e uso intensivo de tecnologia. A escassez de literatura empírica voltada especificamente ao Sul Maranhense é a lacuna que este trabalho busca preencher.

Do ponto de vista metodológico, a identificação do efeito-preço em painéis com efeitos fixos de ano enfrenta um obstáculo específico: o preço de commodities agrícolas é determinado em mercados internacionais e não varia entre municípios dentro de um mesmo ano, tornando-o colinear com o efeito fixo temporal em estimações por cultura isolada. A abordagem shift-share, formalizada por Goldsmith-Pinkham, Sorkin e Swift (2020), resolve

⁴ MATOPIBA é a sigla que designa a região formada pelas microrregiões geográficas localizadas majoritariamente no bioma Cerrado dos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, delimitada pelo art. 2º do Decreto nº 11.767/2023. A região constitui uma das principais fronteiras agrícolas do Brasil, com destaque para a produção de soja e milho.

esse problema ao construir exposição diferencial entre unidades a partir de pesos predeterminados. Quanto à inferência, Cameron, Gelbach e Miller (2008) e Cameron e Miller (2015) demonstram que o estimador de erros-padrão agrupados (CRV1) rejeita em excesso quando o número de clusters está abaixo de 30 a 50, recomendando correção via wild cluster bootstrap; Driscoll e Kraay (1998), com a implementação de Hoechle (2007), oferecem alternativa robusta à dependência cross-seccional relevante em painéis de unidades geograficamente contíguas.

2.2 Dados e Metodologia

Os dados de produção agrícola foram extraídos da Produção Agrícola Municipal (PAM/IBGE), via API SIDRA, para os 19 municípios do Sul Maranhense, soja e milho, no período 2014-2024, gerando um painel com 395 observações (município x ano x cultura). As variáveis climáticas foram construídas a partir de dados horários de temperatura do ERA5-Land (MUÑOZ SABATER, 2021) e de dados diários de precipitação do CHIRPS (FUNK et al., 2015), extraídos por correspondência entre a centroide de cada município e o pixel mais próximo em cada produto, em razão da cobertura insuficiente das estações automáticas do INMET no Sul Maranhense. Os preços de soja e milho foram obtidos no CEPEA/ESALQ, deflacionados pelo IGP-DI/FGV (base 2014), e o crédito rural municipal foi extraído da Matriz de Dados do Crédito Rural do Banco Central (BCB/SICOR).

Para cada município e ano, as variáveis climáticas foram agregadas à janela de cultivo de outubro a março: T é a temperatura média do ar, com termo quadrático T^2 para captar não linearidade (SCHLENKER; ROBERTS, 2009); P é a precipitação acumulada, com termo quadrático P^2 para excesso hídrico; EDD (Extreme Degree Days) soma as horas com temperatura acima de 35°C , limiar de dano fisiológico irreversível à soja; e SPI-6 é o Índice Padronizado de Precipitação de seis meses, que mede o desvio hídrico em relação à média histórica local. A adequação dos produtos de reanálise foi verificada contra as duas estações automáticas do INMET em operação no Sul Maranhense, em Balsas e Carolina, com amostra estratificada de três safras (2013/14, 2018/19, 2023/24). A Tabela 1 reporta os resultados: a temperatura do ERA5-Land apresenta correlação elevada com a série observada (0,887 e 0,870), enquanto a precipitação do CHIRPS apresenta concordância mais modesta (0,217 e 0,565), padrão consistente com a literatura de validação de produtos de sensoriamento remoto, que documenta menor concordância ponto-a-pixel para chuva do que para temperatura.

Tabela 1 – Validação das Séries de Reanálise contra Estações Automáticas do INMET

Estação	Variável	N	r de Pearson	p-valor
Balsas (A204)	Temperatura (horária)	11.750	0,887	< 0,001
Carolina (A205)	Temperatura (horária)	10.093	0,870	< 0,001
Balsas (A204)	Precipitação (diária)	495	0,217	< 0,001
Carolina (A205)	Precipitação (diária)	444	0,565	< 0,001

Nota: Temperatura: INMET (instantânea, UTC) versus ERA5-Land (t2m). Precipitação: soma diária observada versus CHIRPS. Amostra: safras 2013/14, 2018/19 e 2023/24 agregadas.

A análise trabalha com duas variáveis dependentes: o logaritmo da produtividade física municipal ($\ln \text{yield}$), que representa a margem intensiva, e o logaritmo da área plantada municipal ($\ln \text{area}$), que representa a margem extensiva, de modo que a produção total resulta da soma das duas margens em logaritmo ($\ln Q = \ln \text{yield} + \ln \text{area}$). Essa decomposição permite identificar qual canal domina a transmissão do choque climático para a oferta agregada regional.

O modelo é um sistema de duas equações estimadas por painel TWFE, com efeitos fixos de município (μ_i), ano (λ_t) e cultura (δ_j):

$$\ln(\text{yield}_{ijt}) = \alpha + \beta_1 T_{it} + \beta_2 T_{it}^2 + \beta_3 P_{it} + \beta_4 P_{it}^2 + \beta_5 \text{EDD}_{it} + \beta_6 \text{SPI}_{it} + \beta_7 \ln(P^{\text{comm}}_{jt}) + \gamma \ln(\text{cred}_{it}) + \mu_i + \lambda_t + \delta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$\ln(\text{area}_{ijt}) = \alpha + \varphi_1 T_{it} + \varphi_2 T_{it}^2 + \varphi_3 P_{it} + \varphi_4 P_{it}^2 + \varphi_5 \text{EDD}_{it} + \varphi_6 \text{SPI}_{it} + \varphi \ln(P^{\text{comm}}_{j,t-1}) + \gamma \ln(\text{cred}_{it}) + \mu_i + \lambda_t + \delta_j + u_{ijt} \quad (3)$$

Na equação (3), a área plantada responde ao preço defasado em um período, seguindo o modelo de ajustamento de Nerlove (1958), em que o produtor observa o preço da safra encerrada e atualiza a área da próxima safra.

Como o preço nacional do CEPEA/ESALQ não varia entre municípios dentro de um mesmo par (cultura, ano), seu coeficiente seria inidentificável por colinearidade exata com λ_t em estimações por cultura isolada. A estratégia de identificação combina o agrupamento de soja e milho em um único painel, no qual o preço passa a variar por par (cultura, ano), com uma especificação alternativa que substitui o preço bruto pela interação $\ln(P^{\text{comm}}_{jt}) \times \text{Exposição}_{ij}$, em que a exposição é a participação da cultura j na área total do município i nos anos-base 2014-2015, fixa no tempo. A identificação decorre da variação intra-ano entre municípios com diferentes graus de especialização histórica, sob a hipótese de que as participações de base são ortogonais a choques futuros correlacionados com o preço nacional (GOLDSMITH-PINKHAM; SORKIN; SWIFT, 2020).

O painel cobre 19 municípios, 11 anos e duas culturas. A temperatura média da janela de cultivo variou de 24,90°C a 27,54°C, com média de 26,39°C; o volume médio de EDD foi

de 87,4 horas acima de 35°C por safra. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas do Painel (Sul Maranhense, 2014-2024)

Variável	N	Média	D.P.	Mín.	Máx.
Produtividade soja (t/ha)	209	2,77	0,70	0,48	3,76
Produtividade milho (t/ha)	186	4,51	1,25	1,10	8,40
Área plantada soja (1.000 ha)	209	39,5	29,0	0,5	141,3
Área plantada milho (1.000 ha)	186	14,0	14,6	0,4	65,5
Temperatura safra – T (°C)	395	26,39	0,52	24,90	27,54
Precipitação safra – P (mm)	395	1.094,8	247,2	492,1	1.624,6
EDD safra (h > 35°C)	395	87,4	45,1	5	198
SPI-6 safra	395	-0,04	0,83	-2,41	1,75
Preço real soja (R\$/sc, base 2014)	11	63,09	14,26	52,26	93,60
Preço real milho (R\$/sc, base 2014)	11	33,59	7,98	24,05	50,71
Crédito rural (R\$ mil, deflac.)	395	52.417	63.204	210	383.920
Exposição-baseline soja	395	0,74	0,26	0,10	1,00

Nota: N denota o número de observações válidas. Preços deflacionados pelo IGP-DI/FGV, base 2014=100. EDD = horas com temperatura acima de 35°C na janela outubro-março. Exposição-baseline: participação da soja na área total soja+milho nos anos-base 2014-2015.

A inferência foi conduzida por dois métodos complementares. O primeiro agrupa os erros-padrão por município (CRV1), com wild cluster bootstrap de 9.999 réplicas (CAMERON; GELBACH; MILLER, 2008), dado que os 19 clusters do painel estão abaixo do limiar recomendado para a validade assintótica do CRV1. O segundo emprega erros-padrão de Driscoll e Kraay (1998), robustos à dependência cross-seccional gerada pela contiguidade geográfica dos municípios e à autocorrelação serial, com número de defasagens definido pela regra de Hoechle (2007). Testes de diagnóstico confirmam a adequação dessa estratégia: o teste de Hausman rejeita a consistência do estimador de efeitos aleatórios em ambas as equações ($p < 0,001$); o teste de Wooldridge (2010) rejeita a ausência de autocorrelação serial em ambas as equações ($p < 0,001$); e o teste CD de Pesaran (2004) indica dependência cross-seccional residual estatisticamente significativa na equação de área plantada mesmo após a saturação com todos os efeitos fixos, mas não na equação de produtividade, o que justifica a adoção de Driscoll-Kraay como especificação preferida de inferência para a margem extensiva.

2.3 Resultados

O painel estimado reúne 395 observações para a equação de produtividade e 357 para a equação de área, diferença que reflete a perda de um período pela defasagem do preço. A Tabela 3 reporta os coeficientes de preço sob os dois métodos de inferência.

Tabela 3 – Coeficientes de Preço: Elasticidades-Preço da Margem Intensiva e Extensiva

Especificação	Coef.	EP (CRV1)	p (bootstrap)	EP (DK)	p (DK)
---------------	-------	-----------	---------------	---------	--------

Eq. (2): $\ln P - \text{yield (pooled)}$	0,923	0,214	< 0,001	0,339	0,021
Eq. (2): $\ln P \times \text{Exposição} - \text{yield}$	0,006	0,017	0,779	—	—
Eq. (3): $\ln P(t-1) - \text{área (pooled)}$	0,989	0,477	0,047	0,357	0,022
Eq. (3): $\ln P(t-1) \times \text{Exposição} - \text{área}$	0,314	0,046	< 0,001	0,118	0,026

Nota: TWFE com efeitos fixos de município, ano e cultura. EP (CRV1) = erro-padrão clusterizado por município; p (bootstrap) = wild cluster bootstrap com 9.999 réplicas; EP (DK) = erro-padrão de Driscoll-Kraay (lag = 2). Controles incluem $\ln(\text{crédito rural})$.

O efeito do preço sobre a produtividade ($\beta_7 = 0,923$) é significativo sob ambos os métodos ($p < 0,001$ sob bootstrap; $p = 0,021$ sob Driscoll-Kraay): um aumento de 10% no preço real está associado a acréscimo de aproximadamente 9,2% na produtividade municipal. O coeficiente da interação exposição $\times$ preço na mesma equação não é significativo ($p = 0,779$), indicando que o efeito do preço sobre o rendimento não depende da especialização histórica do município, resultado coerente com um canal de intensificação tecnológica agregada. Na margem extensiva, o efeito do preço defasado é identificado tanto na especificação pooled ($\phi = 0,989$, $p = 0,047$ sob bootstrap e $p = 0,022$ sob Driscoll-Kraay) quanto na especificação com exposição predeterminada ($\phi_{\text{exp}} = 0,314$, $p < 0,001$ sob bootstrap e $p = 0,026$ sob Driscoll-Kraay), estimativas identificadas por estratégias distintas cuja concordância quanto à significância reforça a credibilidade do resultado.

Tabela 4 – Bloco Climático: Teste Conjunto (CRV1) e Coeficientes Significativos (DK)

Painel A: Teste Wald de Significância Conjunta do Bloco Climático (CRV1)

Especificação	Eq. (2a)	Eq. (2b)	Eq. (3a)	Eq. (3b)
Estatística F (CRV1)	7,16	7,65	5,60	8,37
p-valor	0,306	0,265	0,470	0,212

Painel B: Coeficientes Climáticos Significativos sob Driscoll-Kraay (Eq. 3a, Área Plantada)

Variável	Coef.	EP (DK)	p-valor	Efeito marginal em $T = 26,39^\circ\text{C}$
Temperatura safra – T ($^\circ\text{C}$)	2,654	0,947	0,021	+0,44% por $^\circ\text{C}$
T^2 (quadrático)	-0,042	0,018	0,042	decrecente
Precipitação ao quadrado – P^2	$\approx 0,000$	$\approx 0,000$	0,060	marg. sign. 10%

Nota: H_0 (Painel A): bloco climático nulo (6 g.l.). Painel B refere-se à equação (3a) com preço bruto defasado. $T^* = 2,654/(2 \times 0,042) = 31,6^\circ\text{C}$.

Sob erros-padrão CRV1 com bootstrap, o teste conjunto não rejeita a nulidade do bloco climático em nenhuma das quatro especificações (F entre 5,60 e 8,37; p entre 0,212 e 0,470). Sob Driscoll-Kraay, porém, temperatura e seu quadrado tornam-se significativos a 5% na equação de área plantada, descrevendo relação côncava com ótimo implícito de $T^* = 31,6^\circ\text{C}$; o efeito marginal na média do painel ($26,39^\circ\text{C}$) é de +0,44% por grau Celsius, ainda positivo mas decrescente. O coeficiente de P^2 é marginalmente significativo ($p = 0,060$). O

bloco climático não atinge significância na equação de produtividade sob nenhum dos dois métodos.

Três verificações de robustez merecem registro. Primeiro, a substituição de T e T^2 por seis faixas de horas por intervalo de temperatura (SCHLENKER; ROBERTS, 2009) preserva os coeficientes de preço praticamente inalterados e não altera a ausência de significância conjunta do bloco climático na equação de produtividade. Segundo, uma especificação dinâmica por System GMM (BLUNDELL; BOND, 1998), que trata o viés de Nickell (1981) ao incluir a produtividade defasada e emprega colapso de instrumentos (ROODMAN, 2009) para manter o número de instrumentos abaixo do número de grupos, reproduz sob método e equação distintos o mesmo padrão côncavo de temperatura identificado por Driscoll-Kraay na área plantada, mas inverte o sinal do coeficiente de preço (Tabela 5). Como o painel reúne apenas 38 grupos, no limite inferior do recomendado para estimadores dinâmicos baseados em momentos, essa reversão não permite distinguir entre um mecanismo econômico genuíno e fragilidade do estimador em amostra reduzida; o resultado é reportado como verificação exploratória, e não substitui a especificação estática como resultado principal do artigo. Terceiro, uma interação entre a vulnerabilidade térmica estrutural de cada município e a severidade anual da seca regional não produz efeito significativo em nenhuma especificação (p entre 0,364 e 0,981), resultado nulo atribuído à reduzida variação estrutural de temperatura entre os municípios da amostra (amplitude de $1,5^{\circ}\text{C}$).

Tabela 5 – Especificação Dinâmica: System GMM em Dois Estágios (Equação de Produtividade)

Variável	Sem colapso (51 instr.)	Com colapso (22 instr.)
$\ln(\text{yield})$, t-1	0,426***	0,294***
T	0,230***	0,237***
T^2	-0,0048**	-0,0056***
$\ln(\text{Preço CEPEA})$	-0,365***	-0,401***
$\ln(\text{Crédito rural})$	-0,007	0,013
Hansen (p-valor)	1,000	0,992
AR(2) (p-valor)	0,361	0,699

*Nota: System GMM, dois estágios, erros-padrão corrigidos (Windmeijer, 2005). *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$.*

2.4 Discussão

Os resultados são coerentes com a estrutura analítica proposta. A elasticidade-preço da produtividade de 0,92 é consistente com um canal de intensificação tecnológica induzida pelo preço: em uma fronteira agrícola em expansão, com adoção progressiva de variedades melhoradas, fertilização e correção de solo, a rentabilidade elevada induz os produtores a ampliar o pacote tecnológico e elevar o rendimento por hectare, canal que tende a perder força

em regiões com adoção tecnológica já consolidada. A elasticidade da área ao preço defasado, entre 0,31 e 0,99, é consistente com o modelo de ajustamento parcial de Nerlove (1958): produtores observam o preço da safra anterior e ajustam a área de forma gradual, dado que parte dos custos de expansão, como preparo do solo e mecanização, é irrecuperável no curto prazo.

O efeito climático concentrado na margem extensiva tem interpretação econômica precisa: em contexto de fronteira agrícola, as decisões de área são tomadas antes do início da safra, com base em projeções climáticas e na memória de safras recentes com estresse hídrico ou térmico, o que pode induzir retração preventiva da área antes que os efeitos agronômicos sobre a produtividade se materializem. Uma vez estabelecida a lavoura, o produtor maximiza a produtividade com os insumos disponíveis, e a variação climática intra-safra não é detectável na variação anual observada com 11 anos de dados, resultado consistente com a evidência de realocação de área em resposta a choques climáticos no MATOPIBA documentada por Araújo et al. (2024). A relação côncava entre temperatura e área plantada, com ótimo implícito de $31,6^{\circ}\text{C}$, bem acima das médias observadas na região ($24,90$ a $27,54^{\circ}\text{C}$), sugere que o efeito negativo de temperaturas altas opera principalmente via incerteza climática e risco percebido, e não porque a temperatura efetiva já ultrapassa o ótimo agronômico da soja: produtores em safras mais quentes enfrentam maior variância de resultado esperado e, ao reduzir a área cultivada, limitam a exposição ao risco de perda total.

A comparação entre CRV1 e Driscoll-Kraay tem implicação direta para a literatura de economia agrícola aplicada a regiões de fronteira: painéis municipais que clusterizam apenas por município podem subestimar sistematicamente o efeito climático ao não tratar a dependência cross-seccional introduzida pela homogeneidade climática de áreas geograficamente concentradas, o que recomenda Driscoll-Kraay como especificação principal de inferência para variáveis climáticas nesse contexto. Do ponto de vista de política pública, se o canal climático predominante é a decisão de plantio antes da safra, seguros paramétricos atrelados a índices climáticos observáveis, como SPI-6 e EDD, tendem a ser mais eficazes do que programas voltados exclusivamente ao suporte agronômico intrassafra, por indenizarem com base em índices ex post e eliminarem o desincentivo ao plantio criado pela incerteza climática; combinados a mecanismos de hedge de preço, esses instrumentos atuam simultaneamente sobre os dois canais identificados neste artigo.

Duas ressalvas qualificam esses resultados. A reversão do sinal do coeficiente de preço sob System GMM, discutida na Seção 2.3, é reportada com transparência como verificação exploratória em painel de N reduzido, e não como evidência que sobrepõe o

achado central da mesma seção, identificado por duas estratégias de identificação independentes com inferência convergente sob dois métodos distintos de erro-padrão. Além disso, a validação das séries de reanálise contra estações do INMET qualifica de forma assimétrica a confiança nas variáveis climáticas: a concordância elevada da temperatura do ERA5-Land sustenta a interpretação direta dos coeficientes de temperatura, enquanto a concordância mais modesta da precipitação do CHIRPS recomenda cautela na leitura de P , P^2 e SPI-6 como medidas precisas da chuva efetivamente recebida por cada município, sem comprometer a direção geral dos resultados.

3 CONCLUSÃO

Este artigo estimou o impacto das variações climáticas sobre a oferta de soja e milho nos 19 municípios do Sul Maranhense entre 2014 e 2024, por meio de um sistema de duas equações TWFE que decompõe o efeito total em margem intensiva e extensiva. Os resultados indicam que o preço da commodity é o determinante dominante de ambas as margens, com elasticidades de 0,92 na produtividade e entre 0,31 e 0,99 na área plantada, estimativas estatisticamente significativas e consistentes entre as estratégias de identificação testadas. O efeito climático detectável concentra-se na margem extensiva: temperatura e seu quadrado são significativos a 5% na equação de área plantada sob Driscoll-Kraay, descrevendo relação côncava com ótimo implícito de 31,6°C, enquanto o bloco climático permanece estatisticamente indistinguível de zero na equação de produtividade sob qualquer método de inferência.

A contribuição empírica do artigo é oferecer a primeira estimativa em painel municipalizado de elasticidades-preço e efeitos climáticos separados por canal de transmissão para o Sul Maranhense, preenchendo lacuna na literatura de economia ambiental aplicada ao MATOPIBA. A contribuição metodológica é mostrar que a comparação entre estimadores CRV1 e Driscoll-Kraay é informativa por si mesma em painéis de fronteira agrícola com forte dependência cross-seccional dos choques, e que o primeiro pode subestimar o efeito climático nesse contexto; a contribuição de política pública é identificar a margem extensiva como canal climático predominante, o que prioriza instrumentos de estabilização de renda e expectativas, como seguros paramétricos, sobre intervenções exclusivamente agronômicas intrassafra. A agenda de pesquisa futura inclui a estimação separada por cultura, viabilizada pela estratégia shift-share aqui validada; a investigação da ambiguidade de sinal do preço sob

System GMM em painel de maior cobertura espacial, incluindo o conjunto do MATOPIBA; e a exploração de produtos alternativos de precipitação por sensoriamento remoto, de modo a reduzir o erro de medida nas variáveis hídricas.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, C. C. et al. Agricultural vulnerability to climate change in MATOPIBA: evidence from a panel of Brazilian municipalities. *Sustainability*, v. 16, n. 3, 2024.

ARTAXO, Paulo. Mudanças climáticas: caminhos para o Brasil. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v. 74, n. 4, 2022. DOI: 10.5935/2317-6660.20220067.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Matriz de Dados do Crédito Rural (MDCR) — SICOR. Brasília: BCB, 2024. Disponível em: <https://dadosabertos.bcb.gov.br>. Acesso em: jan. 2025.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

CAMERON, A. C.; GELBACH, J. B.; MILLER, D. L. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 90, n. 3, p. 414-427, 2008.

CAMERON, A. C.; MILLER, D. L. A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 50, n. 2, p. 317-372, 2015.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Indicadores de preços: soja e milho (ESALQ/BM&F). Piracicaba: CEPEA/USP, 2024. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br>. Acesso em: jan. 2025.

COMEX STAT. Produtos exportados 2025. Disponível em: <https://comexstat.mdic.gov.br/pt/comex-vis>. Acesso em: 7 ago. 2026.

COSTA, J. M. F. da et al. Trend analysis of precipitation extremes in Brazil: the role of atmospheric temperature. *Revista Brasileira de Ciências Ambientais*, São Paulo, v. 60, e2123, 2025. DOI: 10.5327/Z2176-94782123.

DELL, M.; JONES, B. F.; OLKEN, B. A. What do we learn from the weather? The new climate-economy literature. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 52, n. 3, p. 740-798, 2014.

DOMINGUES, Edson Paulo; MAGALHÃES, Aline Souza; RUIZ, Ricardo Machado. Cenários de mudanças climáticas e agricultura no Brasil: impactos econômicos na região Nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 42, n. 2, p. 229-246, 2011.

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

FÉRES, José Gustavo; REIS, Eustáquio; SPERANZA, Juliana Simões. Impacto das mudanças climáticas no setor agrícola brasileiro. In: *Mudança do clima no Brasil: aspectos econômicos, sociais e regulatórios*. Brasília: IPEA, 2011.

FERREIRA, Johnny Herberthy Martins. Cenários prospectivos da cadeia sojícola em Balsas (MA): aspectos econômico-sociais e ambientais para 2027. 2018. Disponível em: <https://repositorio.ufpi.br/xmlui/handle/123456789/1873>. Acesso em: 25 jul. 2026.

FIORINI, A. C. O. et al. How climate change is impacting the Brazilian agricultural sector: evidence from a systematic literature review. *Environmental Research Letters*, v. 19, n. 8, 2024. DOI: 10.1088/1748-9326/ad5f42.

FUNK, C. et al. The climate hazards infrared precipitation with stations: a new environmental record for monitoring extremes. *Scientific Data*, London, v. 2, p. 150066, 2015.

GOLDSMITH-PINKHAM, P.; SORKIN, I.; SWIFT, H. Bartik instruments: what, when, why, and how. *American Economic Review*, Nashville, v. 110, n. 8, p. 2586-2624, 2020.

HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal*, College Station, v. 7, n. 3, p. 281-312, 2007.

IMESC — INSTITUTO MARANHENSE DE ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS E CARTOGRÁFICOS. Produto Interno Bruto do Estado do Maranhão. São Luís, v. 18, n. 1, p. 5-32, 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Produção Agrícola Municipal (PAM). Rio de Janeiro: IBGE, 2024. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br>. Acesso em: jan. 2025.

MANKIW, N. Gregory. Introdução à economia. Tradução da 5. ed. norte-americana. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

MENDELSON, R.; NORDHAUS, W. D.; SHAW, D. The impact of global warming on agriculture: a Ricardian analysis. *American Economic Review*, Nashville, v. 84, n. 4, p. 753-771, 1994.

MUÑOZ SABATER, J. ERA5-Land hourly data from 1950 to present. Copernicus Climate Change Service Climate Data Store. Reading: ECMWF, 2021. DOI: 10.24381/cds.e2161bac.

NERLOVE, M. Adaptive expectations and cobweb phenomena. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 72, n. 2, p. 227-240, 1958.

NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, Chicago, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, 1981.

PEREIRA, C. N.; CASTRO, C. N.; PORCIONATO, G. L. Dinâmica econômica, infraestrutura e logística no MATOPIBA. Brasília: IPEA, 2018.

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, Cambridge, n. 0435, 2004.

PINHEIRO, J. M.; SANTOS, I. P. F. Mudanças climáticas no Maranhão: evolução, tendências e projeções futuras. *Revista Brasileira de Climatologia*, v. 37, n. 21, p. 21-47, 2025.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SAGRIMA — SECRETARIA DE ESTADO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E PESCA. Perfil da agropecuária maranhense 2021-2022. São Luís: SAGRIMA, 2022. Disponível em: <https://sigite.sagrima.ma.gov.br/perfil-da-agricultura-ma/>. Acesso em: 7 ago. 2026.

SCHLENKER, W.; ROBERTS, M. J. Nonlinear temperature effects indicate severe damages to U.S. crop yields under climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Washington, v. 106, n. 37, p. 15594-15598, 2009.

TANURE, T. M. P.; DOMINGUES, E. P.; MAGALHÃES, A. S. Regional impacts of climate change on agricultural productivity: evidence on large-scale and family farming in Brazil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 62, n. 1, e262515, 2024.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. 2. ed.
Cambridge: MIT Press, 2010.