

**DETERMINANTES ECONÔMICOS DAS EMISSÕES DE CO<sub>2</sub> AGRÍCOLAS NO BRASIL**  
**ECONOMIC DETERMINANTS OF AGRICULTURAL CO<sub>2</sub> EMISSIONS IN BRAZIL**  
**DETERMINANTES ECONÓMICOS DE LAS EMISIONES DE CO<sub>2</sub> AGRÍCOLAS EN BRASIL**



10.56238/revgeov17n1-167

**Lucas França Tanaro**

Mestrando em Agronegócios

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: lucas.franca004@gmail.com

**Paola Naiara Conti**

Mestranda em Agronegócios

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: paola.conti@acad.ufsm.br

**Taislane Aparecida Theodoro**

Bacharel em Nutrição

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: taislaynetheodoro98@gmail.com

**Luís Eduardo Carvalho Noskoski**

Doutorando em Agronegócios

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: luiseduardocnoskoski@gmail.com

**Nelson Guilherme Machado Pinto**

Doutor em Administração

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: nelson.pinto@ufsm.br

**Nilson Luiz Costa**

Doutor em Ciências Agrárias

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: ecnilson@msn.com

---

**RESUMO**

O presente estudo investiga os determinantes econômicos das emissões de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>) no setor agropecuário brasileiro, compreendendo o período de 2000 a 2023. Diante da relevância do Brasil no comércio internacional de *commodities* e do desafio imposto pelas mudanças climáticas, a pesquisa objetivou analisar empiricamente como variáveis produtivas e tecnológicas moldam o perfil emissor do país. Metodologicamente, adotou-se uma abordagem quantitativa e aplicada, utilizando



dados secundários do *World Development Indicators* e do SEEG. A análise baseou-se em um modelo de Regressão Linear Múltipla (RLM) estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na forma funcional logarítmica, relacionando as emissões ao Valor Adicionado, ao emprego agrícola e à intensidade de fertilizantes. Os resultados econométricos revelaram um ajuste robusto ( $R^2$  ajustado superior a 95%), com os pressupostos de ausência de multicolinearidade e homocedasticidade validados pelos testes FIV e White, respectivamente. As elasticidades estimadas indicam que a expansão econômica do setor (Valor Adicionado) e o uso intensivo de fertilizantes exercem pressão positiva e significativa sobre as emissões de GEE. Em contrapartida, observou-se uma relação inversa entre emprego e emissões, evidenciando que a modernização agrícola, caracterizada pela substituição de trabalho humano por mecanização intensiva em combustíveis fósseis, agrava a pegada de carbono. Conclui-se que o modelo de desenvolvimento vigente no agronegócio brasileiro apresenta um *trade-off* estrutural entre crescimento produtivo e conservação ambiental. A dinâmica das emissões mostrou-se intrínseca à estrutura produtiva atual, dependente de insumos químicos. Dessa forma, sugere-se a urgência de políticas públicas, como o fortalecimento do Plano ABC+, que promovam a dissociação entre crescimento econômico e impacto ambiental, fomentando a inovação tecnológica, o uso de bioinsumos e a transição para uma agricultura de baixo carbono.

**Palavras-chave:** Emissões Agrícolas. Agricultura Brasileira. Regressão Linear. Economia Ambiental.

## ABSTRACT

This study investigates the economic determinants of carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) emissions in the Brazilian agricultural sector, covering the period from 2000 to 2023. Given Brazil's relevance in the international commodities trade and the challenge imposed by climate change, the research aimed to empirically analyze how productive and technological variables shape the country's emission profile. Methodologically, a quantitative and applied approach was adopted, utilizing secondary data from the World Development Indicators and SEEG. The analysis was based on a Multiple Linear Regression (MLR) model estimated by Ordinary Least Squares (OLS) in a logarithmic functional form, relating emissions to Value Added, agricultural employment, and fertilizer intensity. The econometric results revealed a robust fit (adjusted  $R^2$  greater than 95%), with the assumptions of absence of multicollinearity and homoscedasticity validated by the VIF and White tests, respectively. The estimated elasticities indicate that the sector's economic expansion (Value Added) and the intensive use of fertilizers exert positive and significant pressure on GHG emissions. Conversely, an inverse relationship between employment and emissions was observed, evidencing that agricultural modernization, characterized by the substitution of human labor for mechanization intensive in fossil fuels, aggravates the carbon footprint. It is concluded that the current development model in Brazilian agribusiness presents a structural trade-off between productive growth and environmental conservation. The dynamics of emissions proved to be intrinsic to the current productive structure, which is dependent on chemical inputs. Thus, the study suggests the urgency of public policies, such as the strengthening of the ABC+ Plan, to promote the decoupling of economic growth from environmental impact, fostering technological innovation, the use of bio-inputs, and the transition to low-carbon agriculture.

**Keywords:** Agricultural Emissions. Brazilian Agriculture. Linear Regression. Environmental Economics.

## RESUMEN

El presente estudio investiga los determinantes económicos de las emisiones de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>) en el sector agrícola brasileño, abarcando el período comprendido entre 2000 y 2023. Dada la importancia de Brasil en el comercio internacional de materias primas y el desafío que supone el cambio climático, la investigación se propuso analizar empíricamente cómo las variables productivas y tecnológicas configuran el perfil emisor del país. Metodológicamente, se adoptó un enfoque cuantitativo y aplicado, utilizando datos secundarios de los Indicadores del Desarrollo Mundial y del SEEG. El análisis se basó en un modelo de regresión lineal múltiple (RLM) estimado por mínimos



cuadrados ordinarios (MQO) en forma funcional logarítmica, relacionando las emisiones con el valor añadido, el empleo agrícola y la intensidad de los fertilizantes. Los resultados econométricos revelaron un ajuste robusto ( $R^2$  ajustado superior al 95 %), con los supuestos de ausencia de multicolinealidad y homocedasticidad validados por las pruebas FIV y White, respectivamente. Las elasticidades estimadas indican que la expansión económica del sector (valor añadido) y el uso intensivo de fertilizantes ejercen una presión positiva y significativa sobre las emisiones de GEI. Por el contrario, se observó una relación inversa entre el empleo y las emisiones, lo que pone de manifiesto que la modernización agrícola, caracterizada por la sustitución del trabajo humano por la mecanización intensiva en combustibles fósiles, agrava la huella de carbono. Se concluye que el modelo de desarrollo vigente en el agronegocio brasileño presenta un trade-off estructural entre el crecimiento productivo y la conservación ambiental. La dinámica de las emisiones se ha mostrado intrínseca a la estructura productiva actual, dependiente de insumos químicos. Por lo tanto, se sugiere la urgencia de políticas públicas, como el fortalecimiento del Plan ABC+, que promuevan la disociación entre el crecimiento económico y el impacto ambiental, fomentando la innovación tecnológica, el uso de bioinsumos y la transición hacia una agricultura baja en carbono.

**Palabras clave:** Salud Única. Desastres Naturales. Enfermedades Infecciosas. Saneamiento. Salud Pública.



## 1 INTRODUÇÃO

A deterioração dos indicadores de qualidade ambiental tornou-se perceptível, sobretudo, a partir da década de 1960, impulsionada pela elevação da temperatura global. Conforme apontam Soares e Lima (2013), esse fenômeno é consequência direta da escalada nas emissões de Gases de Efeito Estufa (GEE). Nesse cenário, o dióxido de carbono ( $\text{CO}_2$ ) assume protagonismo, sendo responsável por aproximadamente 57% do volume total de emissões, segundo dados do IPCC (2014).

Nesse complexo debate climático, o Brasil ocupa uma posição estratégica em função de sua ampla cobertura vegetal e da relevância estrutural de seu setor agropecuário, econômico e produtivo, o país figura entre os principais atores do agronegócio mundial, liderando as exportações de soja, café, suco de laranja, açúcar, carne bovina, carne de frango e algodão, além de situar-se entre os maiores produtores de milho e carne suína. Essa expressiva inserção no mercado global confere ao setor agrícola relevância estratégica na geração de renda, no saldo comercial e no abastecimento de cadeias produtivas internacionais (CNA, 2024).

Paralelamente, a presença de extensa vegetação nativa distribuída entre seis biomas especialmente a Amazônia, confere ao país papel determinante no balanço global de carbono e na conservação da biodiversidade. A dinâmica do uso da terra, associada aos sistemas produtivos adotados no território nacional, impacta diretamente as emissões e remoções de gases de efeito estufa, reforçando a centralidade do país nas discussões internacionais voltadas à mitigação e adaptação climática (ESTEVAM; PAVÃO; ASSAD, 2023).

No contexto especificamente agrícola, as emissões de GEE decorrem predominantemente das atividades pecuárias e das etapas mais intensivas do processo produtivo agrícola. A magnitude dessas emissões varia em função da dimensão dos rebanhos, da produtividade das culturas, dos sistemas de manejo adotados e das condições zootécnicas predominantes, fatores que afetam a liberação de metano ( $\text{CH}_4$ ), óxido nitroso ( $\text{N}_2\text{O}$ ) e dióxido de carbono ( $\text{CO}_2$ ) ao longo da cadeia produtiva (BRASIL, 2022). É importante ressaltar que, embora o  $\text{CO}_2$  seja um gás de efeito estufa, ele representa apenas uma parcela do conjunto de GEE emitidos pela agropecuária; contudo, sua relevância cresce à medida que práticas agrícolas intensivas demandam energia, insumos e mecanismos de transporte vinculados à queima de combustíveis fósseis.

Nesse cenário, compreender como o desempenho econômico da agricultura brasileira influencia as emissões de  $\text{CO}_2$  torna-se fundamental. A atividade agrícola estabelece uma relação ambivalente com a sustentabilidade: ao mesmo tempo em que contribui para as emissões associadas ao uso do solo, de insumos e de energia, também apresenta potencial expressivo de mitigação por meio da adoção de tecnologias de baixa emissão, sistemas integrados de produção, recuperação de áreas degradadas e práticas conservacionistas (BRASIL, 2022).

Partindo desse contexto, este estudo busca responder à seguinte questão: quais fatores



econômicos explicam a trajetória das emissões agrícolas de CO<sub>2</sub> no Brasil ao longo do tempo? Considera-se que variáveis associadas ao desempenho produtivo, ao emprego rural e ao uso de insumos de maior intensidade tecnológica influenciam de forma significativa o comportamento dessas emissões, revelando padrões estruturais que vão além da simples expansão da produção agropecuária.

O objetivo central é analisar empiricamente os determinantes econômicos das emissões agrícolas de CO<sub>2</sub> no Brasil, examinando de que modo elementos produtivos, estruturais e tecnológicos moldam sua evolução recente. A investigação adota uma abordagem quantitativa, com base em modelo econométrico, utilizando dados secundários sobre produção agropecuária, emprego agrícola e intensidade de uso de insumos. O estudo busca, assim, produzir evidências que contribuam para a compreensão da dinâmica das emissões agrícolas de CO<sub>2</sub> no país.

## 2 METODOLOGIA

A presente pesquisa adota uma abordagem quantitativa, descritiva e aplicada, conforme a classificação de Gil (2022). A escolha dessa metodologia permite analisar dados secundários de maneira sistemática, identificando padrões, tendências e relações estatísticas entre variáveis econômicas e as emissões de CO<sub>2</sub> agrícolas no Brasil. A abordagem quantitativa utiliza técnicas estatísticas para mensurar fenômenos, enquanto o caráter descritivo possibilita caracterizar o comportamento das variáveis ao longo do tempo e o enfoque aplicado direciona a análise para a solução de problemas reais relacionados à sustentabilidade agrícola.

### 2.1 COLETA DE DADOS

A pesquisa utilizou dados secundários provenientes de bases amplamente reconhecidas na literatura econômica e ambiental. As variáveis foram obtidas no *World Development Indicators* (WDI/*World Bank*), que disponibiliza séries padronizadas internacionalmente e adequadas à modelagem econométrica. Para a análise da evolução histórica das emissões, empregaram-se dados do Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa (SEEG), cuja cobertura temporal ampliada (1990–2024) permite examinar tendências estruturais do setor agropecuário.

O recorte analítico principal para fins econométricos considerou o período 2000–2023, condicionado à disponibilidade das séries harmonizadas. A combinação entre WDI e SEEG garante abrangência temporal e consistência metodológica, permitindo avaliar simultaneamente o desempenho econômico e a dinâmica das emissões relacionadas ao agronegócio.



## 2.2 MODELO ECONOMETRICO

O modelo econométrico adotado neste estudo baseia-se no método de regressão linear múltipla (RLM). Conforme Hoffmann (2016), essa abordagem permite avaliar quantitativamente como múltiplas variáveis independentes influenciam uma variável dependente, assumindo relações lineares entre elas. A escolha deste método é amplamente utilizada em estudos econômicos por permitir mensurar os efeitos de fatores explicativos sobre o fenômeno em análise (CHEIN, 2019). O modelo geral de regressão linear múltipla é apresentado a seguir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \epsilon_t \quad (1)$$

Em que:

$Y_t$  = variável dependente;

$X_{1t}, \dots, X_{nt}$  = são as variáveis independentes ou explicativas;

$\epsilon_t$  = termo de erro aleatório;

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$  = são os coeficientes parciais ou parâmetros de regressão múltipla a serem estimados, em que  $\beta_0$  é o intercepto e os demais  $\beta_j$  ( $j = 1, 2, \dots, n$ ) são as inclinações (SANTANA, 2003; HOFFMANN, 2016).

Optou-se pela especificação do modelo na forma funcional logarítmica (*log-log*). Nessa configuração, tanto a variável dependente quanto as regressores são transformadas em seus logaritmos naturais. Tal procedimento oferece vantagens analíticas substanciais: permite a interpretação direta dos coeficientes estimados como elasticidades, reduz a variância das séries e atua na mitigação de potenciais problemas de heterocedasticidade e não normalidade dos resíduos (GUJARATI, 2006; WOOLDRIDGE, 2016).

A estimação dos coeficientes será realizada por meio do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O objetivo desse estimador é minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, as diferenças entre os valores observados e estimados pelo modelo. De acordo com Gujarati (2006), o MQO fornece estimadores lineares, não viesados e eficientes, desde que atendidos os pressupostos clássicos de normalidade, homoscedasticidade, ausência de autocorrelação e multicolinearidade. A especificação detalhada do modelo econométrico estimado é apresentada no Quadro 1, detalhando suas variáveis e descrições.

Quadro 1. Especificação das variáveis do modelo econométrico

$(\ln) EMISSOES_{CO2\_AGRI} = \beta_0 + \beta_1 (\ln) VALOR\_ADICIONADO\_AGRO + \beta_2 (\ln) EMPREGO\_AGRICULTURA + \beta_3 (\ln) FERTILIZANTES\_HA + \epsilon$	
Variáveis	Descrição
$Y = \log EMISSOES\_CO2\_AGRI$	Logaritmo natural das emissões totais de dióxido de carbono (CO <sub>2</sub> ) provenientes do setor agrícola no Brasil.



$\beta_0$	Intercepto (termo constante).
$\beta_1$	Coefficiente do Valor Adicionado da agricultura (proxy para o PIB agrícola ou renda do setor). Indica a escala da atividade econômica.
$\beta_2$	Coefficiente do pessoal ocupado (emprego) na agricultura. Representa o fator trabalho.
$\beta_3$	Coefficiente da intensidade do uso de fertilizantes por hectare. Representa a tecnologia/intensificação de insumos químicos.
$\epsilon_i$	Parcela não explicada pelas variações = termo de erro da regressão.

Fonte: elaborado pelos autores (2025).

A base de dados do *World Development Indicators* (WDI) foram organizados e padronizados em planilha eletrônica no *Software Microsoft Excel*. Em seguida, o banco de dados foi importado para o *EViews 13*, utilizado para as estimações econométricas e testes estatísticos.

A validação dos pressupostos clássicos da regressão linear é indispensável para assegurar a eficiência dos estimadores e a validade dos testes de hipótese. A presença de anomalias como multicolinearidade, heterocedasticidade e autocorrelação pode comprometer a variância dos estimadores, exigindo diagnósticos específicos e eventuais correções (SANTANA, 2003).

A intensidade da multicolinearidade é mensurada pelo Fator de Inflação de Variância (FIV), definido pela razão inversa da tolerância (Equação 2). Segundo Santana (2003), um FIV igual a 1 indica total ausência de correlação linear entre os regressores, enquanto valores superiores a 5 sinalizam a presença de multicolinearidade severa.

$$FVI_i = \frac{1}{1-R_{i2}} \quad (2)$$

Para o diagnóstico da estabilidade da variância dos resíduos, adota-se o Teste de White (1980). Este procedimento baseia-se em uma regressão auxiliar que relaciona o quadrado dos resíduos com as variáveis originais, seus quadrados e os produtos cruzados. As estatísticas de teste F e LM (Multiplicador de Lagrange, dado por  $n \cdot R^2$ ) avaliam a hipótese nula ( $H_0$ ) de homoscedasticidade, conforme formalizado na Equação 3 (considerando os coeficientes da regressão auxiliar):

$$H_0 = \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \sigma_4 = \sigma_5 = \dots \sigma_9 = 0 \quad (3)$$

Nesse contexto, se as estatísticas de teste não forem significantes ao nível de 5% (p-valor > 0,05), não há evidências estatísticas para rejeitar  $H_0$ , confirmando-se que os resíduos são homocedásticos (SANTANA, 2003). O Quadro 2 sumariza os parâmetros de referência para a interpretação desses diagnósticos.





Quadro 2. Parâmetros de existência ou não de multicolinearidade e heteroscedasticidade

Testes	Resultado dos testes
<b>Multicolinearidade</b> Fator de Variância Inflacionária - FVI	<b>Não Rejeita <math>H_0</math>:</b> FVI = 1 (Ausência de multicolinearidade) <b>Rejeita <math>H_0</math>:</b> FVI > 5 (Multicolinearidade)
<b>Heteroscedasticidade</b> Teste de White	<b>Não Rejeita <math>H_0</math>:</b> LM e $R^2 = 5\%$ (Homoscedasticidade) <b>Rejeita <math>H_0</math>:</b> LM e $R^2 = 0$ (Heteroscedasticidade)

Fonte: Santana(2003) e Hoffmann (2016) Editado.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 3.1 EVOLUÇÃO DAS EMISSÕES DE CO<sub>2</sub> AGRÍCOLAS NO BRASIL

O comportamento das emissões de gases de efeito estufa (GEE) do setor agropecuário brasileiro apresenta padrões bem definidos ao longo da série histórica entre 1990 e 2024. O Gráfico 1 demonstra que a agropecuária se mantém, durante todo o período analisado, como o segundo maior setor emissor do país, atrás apenas das emissões associadas à Mudança de Uso da Terra e Florestas (MUT). Essa posição de vice-liderança evidencia o peso estrutural da pecuária bovina, da agricultura de larga escala e dos sistemas produtivos associados, que permanecem como vetores persistentes de emissões ao longo de mais de três décadas.

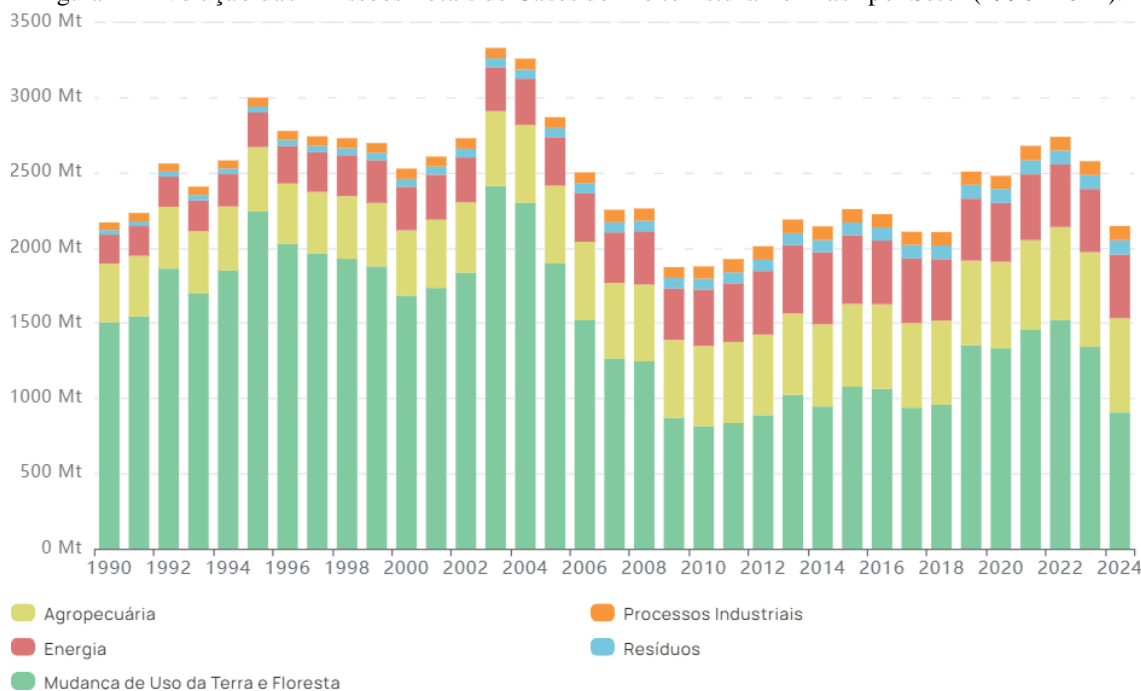
A dinâmica evolutiva dessas emissões revela fases de estabilidade, crescimento e reorganização setorial, refletindo tanto processos econômicos quanto mudanças institucionais no país. A análise temporal é essencial para compreender como a expansão territorial da agropecuária, a intensificação tecnológica e os ciclos de desmatamento e recomposição florestal influenciaram o perfil emissor nacional.

A Figura 1 evidencia que as emissões agropecuárias se mantêm ao longo de toda a série como um componente estável e estrutural das emissões nacionais, mesmo durante períodos de forte oscilação em outros setores. Entre 1990 e 2004 observa-se um crescimento gradual das emissões agrícolas, associado à expansão do rebanho bovino, ao avanço da fronteira agropecuária no Cerrado e na Amazônia e ao aumento da produção de grãos.





Figura 1 - Evolução das Emissões Totais de Gases de Efeito Estufa no Brasil por Setor (1990–2024).



Após 2010, a série apresenta relativo crescimento, com oscilações moderadas influenciadas por fatores como crises econômicas, ciclos do agronegócio, mudanças tecnológicas e variações no consumo interno e externo de proteínas e commodities. Já a partir de 2015, observa-se novo ciclo de aumento das emissões, decorrente da expansão produtiva e da maior pressão sobre áreas de fronteira. Em síntese, o setor agropecuário permanece como um emissor estrutural e com trajetória historicamente consistente, refletindo a predominância de sistemas extensivos e a forte participação do Brasil no mercado global de alimentos.

A análise da evolução temporal das emissões agrícolas deve ser complementada pela compreensão de sua distribuição espacial. Embora a agropecuária mantenha comportamento relativamente estável no agregado nacional, a intensidade das emissões varia de forma significativa entre os estados, refletindo diferenças estruturais na composição dos rebanhos, na extensão das áreas agrícolas, na dinâmica de uso da terra e no avanço histórico das fronteiras produtivas. Nesse contexto, a Tabela 1 apresenta os dez maiores estados brasileiros em emissões acumuladas de gases de efeito estufa do setor agropecuário entre 1970 e 2024, permitindo identificar os territórios que mais contribuíram para a formação do padrão emissor observado no país.



Tabela 1 – Os 10 Maiores Estados Brasileiros em Emissões de Gases de Efeito Estufa do Setor Agropecuário (1970–2024) (em toneladas de CO<sub>2</sub> equivalente – CO<sub>2</sub>e, GWP-AR5)

Posição	Estado	Emissões (t CO <sub>2</sub> e)
1º	Mato Grosso	88.866.389
2º	Goiás	59.610.511
3º	Minas Gerais	59.158.477
4º	Pará	55.114.469
5º	Rio Grande do Sul	45.634.080
6º	Mato Grosso do Sul	45.223.773
7º	Rondônia	36.574.859
8º	São Paulo	34.583.796
9º	Bahia	32.928.288
10º	Paraná	32.121.897

Fonte: Observatório do Clima (2025).

A tabela 1 evidencia uma forte concentração das emissões agropecuárias em estados cuja matriz produtiva é dominada pela pecuária bovina extensiva e pela agricultura de grande escala. Mato Grosso destaca-se de forma isolada, com quase 89 milhões de toneladas de CO<sub>2</sub>e, refletindo a expansão histórica do rebanho bovino, sistemas de produção predominantes e a conversão de áreas nativas para pastagens desde a década de 1970.

Na segunda e terceira posição, Goiás e Minas Gerais apresentam valores semelhantes, ambos acima de 59 milhões de toneladas, impulsionados pela combinação de pecuária de corte, produção leiteira e agricultura intensiva. Pará surge em 4º lugar, indicando o avanço da fronteira agropecuária na Amazônia desde os anos 1980. O grupo dos dez maiores emissores revela que a agropecuária permanece um vetor central das emissões brasileiras, com fortes diferenças regionais relacionadas à estrutura produtiva, dinâmica territorial e ritmo de expansão agrícola.

### 3.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMETRICOS

Após estimação do modelo econométrico, observou-se que a estatística  $F = 165.3219$  é estaticamente significativa ao nível de 1% de probabilidade, o que indica que a regressão está adequada para analisar as emissões de CO<sub>2</sub> em função das variáveis explicativas de valor adicionado, emprego e fertilizantes. O coeficiente  $R^2$  ajustado de 0,95 demonstra a parcela total que é explicada de emissões de CO<sub>2</sub> na regressão. Ou seja, em média 95,5% das variações na quantidade de emissões de CO<sub>2</sub> são explicadas pelas variações no valor adicionado, emprego e uso de fertilizantes.

As probabilidades de erro mantiveram-se menos que 0.09%, testando que os parâmetros associados as variáveis independentes são estatisticamente significativas ao nível de 5% de probabilidade.

Assim, rejeita-se a hipótese nula de que a variável dependente pode ser explicada pelas variáveis independentes, mais o termo de erro.



Tabela 2 – Regressão Logarítmica Múltipla de Emissões de CO<sub>2</sub> Agrícola

Dependent Variable:	LOG(EMISSOES_CO2_AGRI)			
Method:	Least Squares			
Date:	11/11/25 Time 00:27			
Sample:	2000 2023			
Included observations:	24			
Variable	Coefficient	Std.Error	T-Statistic	Prob
C	1.391330	0.767102	1.813749	0.0848
LOG(VALOR_ADICIONADO_AGRO	0.479556	0.129280	3.709425	0.0014
LOG(EMPREGO_AGRICULTURA)	-0.879476	0.128887	-	0.0000
			6.823639	
LOG(FERTILIZANTES_HA)	0.370759	0.107833	3.438268	0.0026
R-squared	0.961238	Mean		2.034602
Adjusted R-squared	0.955423	dependente var		
S.E. of regression	0.067414	S.D dependente		0.319297
Sum squared resid	0.090892	var		
Log likelihood	32.85909	Akaike info		-2.404924
F-statistic	165.3219	criterion		
Prob(F-statistic)	0.000000	Schwarz		-2.208582
		criterion		
		Hannan-Quinn		-2.352835
		criter		
		Dubin-Watson		2.052674
		stat		

Fonte: Elaborado pelos autores (2025).

Os coeficientes positivos obtidos na regressão indicam que o crescimento do valor adicionado da agropecuária exerce pressão ascendente sobre as emissões de CO<sub>2</sub> do setor. Esse resultado corrobora a análise estrutural apresentada por Guilhoto (2004), que evidencia uma assimetria entre a contribuição econômica e o impacto ambiental da atividade. Segundo o autor, embora a Agropecuária respondesse por 6,56% do Valor Adicionado total da economia no período analisado, sua participação nas emissões de CO<sub>2</sub> era proporcionalmente superior, alcançando o patamar de 12,75%.

A elasticidade negativa do emprego indica que sistemas agrícolas com maior participação de trabalho humano tendem a emitir menos CO<sub>2</sub>, já que dependem menos de máquinas, combustíveis fósseis e insumos industriais. Assim, não é o emprego que eleva as emissões, mas a crescente mecanização, processo destacado por Montoya et al. (2016), ao analisarem a transição do agronegócio brasileiro para estruturas produtivas mais capital-intensivas.

No caso dos fertilizantes, o coeficiente positivo indica que o aumento do uso de fertilizantes por hectare contribui para elevar as emissões agrícolas de CO<sub>2</sub>. Esse resultado é consistente com o relatório da organização GRAIN (2015), segundo o qual a produção e o uso de fertilizantes químicos podem responder por até 10% das emissões globais de gases de efeito estufa, dada a elevada intensidade energética do processo industrial e os impactos indiretos sobre solo e cursos d'água. Dessa forma, a elasticidade estimada confirma que o incremento no uso de fertilizantes está associado ao aumento proporcional das emissões agrícolas, evidenciando o papel central desses insumos na



intensificação produtiva contemporânea.

Quadro 2. Resumo das elasticidades obtidas através da RLM estimada

<b>Valor Adicionado, Emprego e Fertilizantes = 95% da explicação das emissões agrícolas de CO<sub>2</sub></b>	
<b>Valor Adicionado</b>	Para cada variação de <b>10%</b> no valor adicionado, há um acréscimo de <b>4,8%</b> nas emissões de CO <sub>2</sub> agrícola.
<b>Emprego</b>	Para cada variação de <b>10%</b> no emprego agrícola, ocorre uma <b>redução de 8,7%</b> nas emissões de CO <sub>2</sub> , indicando substituição de mão de obra por mecanização e insumos intensivos.
<b>Fertilizantes por Hectare</b>	Para cada variação de <b>10%</b> no uso de fertilizantes, há um acréscimo de <b>3,7%</b> nas emissões de CO <sub>2</sub> agrícola.

Fonte: Elaborado pelos autores (2025).

### 3.3 ANÁLISE DE RESÍDUOS DA REGRESSÃO

Esta seção é dedicada à validação dos resultados da regressão estimada por meio de testes estatísticos que visam analisar a adequação do modelo. Especificamente, foram realizados procedimentos para verificar a presença ou ausência de multicolinearidade e heteroscedasticidade nos dados.

A multicolinearidade diz respeito quando há correlação entre duas ou mais variáveis explicativas (independentes) do modelo. Esse fenômeno compromete a capacidade de mensurar e separar os efeitos individuais de cada preditor sobre a variável dependente, dificultando a interpretação dos coeficientes de regressão (Santana, 2003). O teste empregado para avaliar a intensidade da multicolinearidade é o Fator de Inflação da Variância (FIV) cujos resultados estão dispostos na Tabela 3.

Para que o conjunto de variáveis explicativas não seja correlacionado, o FVI é igual a 1. Entretanto, se as variáveis apresentarem correlação forte, o FVI pode ultrapassar o valor de 5 (SANTANA, 2003).

Tabela 3. Estimação de multicolinearidade pelo teste FVI

Variance Inflation Factors  
Date: 11/11/25 Time 00:9  
Sample: 2000 2023  
Included observations: 24

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.588445	3107.566	NA
LOG(VALOR_ADICIONA..	0.016713	221.1483	1.651311
LOG(EMPREGO_NA...	0.016612	522.3723	4.539110
LOG(FERTILIZANTES..	0.011628	1834.669	5.053965

Fonte: Elaborado pelos autores (2025).

A análise dos dados revela que o conjunto de variáveis explicativas não apresenta multicolinearidade severa. Embora a variável referente aos fertilizantes tenha exibido um FIV marginalmente superior ao limiar conservador de 5 (5,05), considera-se o valor aceitável para a



robustez do modelo, indicando que cada regressor mantém sua capacidade explicativa individual sobre a variável dependente.

Posteriormente, procedeu-se ao diagnóstico dos resíduos quanto à homoscedasticidade. A heterocedasticidade ocorre quando a variância do termo de erro não se mantém constante para todas as observações das variáveis explicativas (SANTANA, 2003). Para verificar a validação deste pressuposto, aplicou-se o teste de White, cujos resultados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4. Estimação de heteroscedasticidade pelo teste White

Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	1.602855	Prob. F(7,8)	0.2068	
Obs*R-squared	12.17971	Prob. Chi-Square(7)	0.2034	
Scaled explained SS	6.681434	Prob. Chi-Square(7)	0.6702	
Teste Equation				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 11/11/25 Time 00:33				
Sample: 2000 2023				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std.Error	T-Statistic	Prob
C	4.490817	2.190665	2.049978	0.0596
LOG(VALOR_ADICIONADO_)^2	0.111592	0.097455	1.145061	0.2714
LOG(VALOR_ADICIONADO_)*LOG(	-0.287731	0.114492	-2.513119	0.0248
LOG(VALOR_ADICIONADO_)*LOG(	-0.312615	0.112000	-2.791204	0.0144
LOG(VALOR_ADICIONADO_AGRO)	2.053093	0.696979	2.945705	0.0106
LOG(EMPREGO_AGRICULTU)^2	0.112213	0.069445	1.615858	0.1284
LOG(EMPREGO_AGRICULTU)*LOG	0.254024	0.097702	2.599975	0.0210
LOG(EMPREGO_AGRICULTU)	-1.465622	0.712351	-2.057442	0.0588
LOG(FERTILIZANTES_HA)^2	0.136079	0.049486	2.749845	0.0156
LOG(FERTILIZANTES_HA)	-1.600230	0.625810	-2.557052	0.0228
R-squared	0.507488	Mean dependente var	0.003787	
Adjusted R-squared	0.190873	S.D dependente var	0.004863	
S.E. of regression	0.004374	Akaike info criterion	-7.731944	
Sum squared resid	0.000268	Schwarz criterion	-7.241088	
Log likelihood	102.7833	Hannan-Quinn criter	-7.601720	
F-statistic	1.602855	Dubin-Watson stat	2.386501	
Prob(F-statistic)	0.206770			

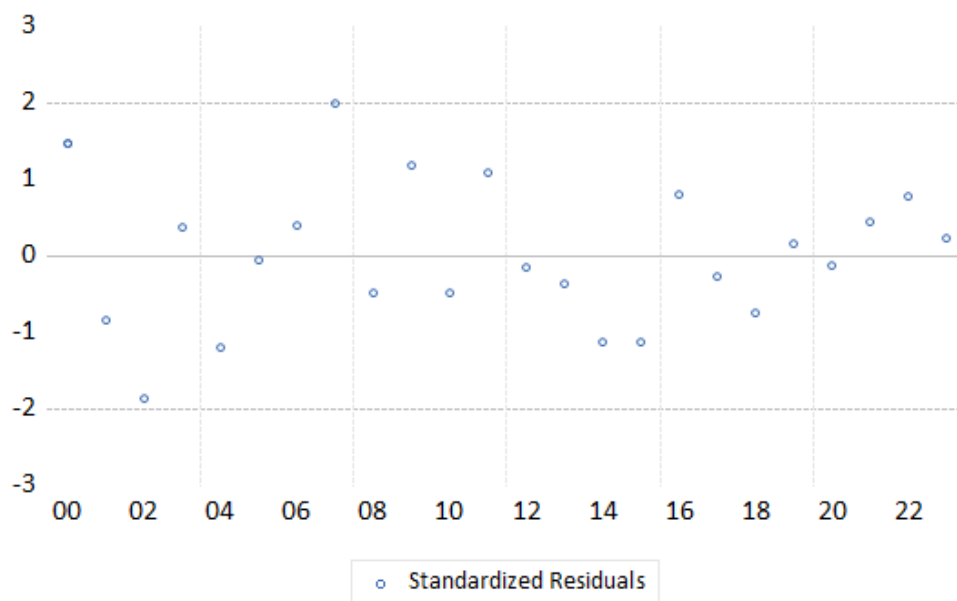
Fonte: Elaborado pelos autores (2025).

Os resultados das estatísticas F e LM (obs.\*R-squared) indicam a não rejeição da hipótese nula de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%. Observa-se que os *p-valores* obtidos (0,2068 e 0,2034) são superiores ao limiar crítico de 0,05, evidenciando que não há suporte estatístico para afirmar que a variância dos erros é heterogênea. Conclui-se, portanto, pela ausência de heterocedasticidade no modelo, assumindo-se que os resíduos são homocedásticos.

Em complementação à análise dos resíduos, examina-se a distribuição gráfica dos resíduos (Figura 1). Conforme destaca Santana (2003), a inspeção visual é um instrumento relevante para detectar comportamentos anômalos e a eventual presença de *outliers* (valores atípicos) que possam enviesar a estimação dos parâmetros.



Figura 2 - Análise dos resíduos (emissõesCO<sub>2</sub>)



Fonte: Elaborado pelos autores (2025).

Apesar de ter um caso *outliers*, como se pode observar no gráfico acima, os resíduos possuem distribuição normal e optou-se por manter o caso detectado, pois não influenciaram de maneira significativa nos resultados obtidos quando estimada a regressão sem a presença deles.

#### 4 CONCLUSÃO

Com o objetivo de verificar a influência das variáveis fertilizantes, emprego e valor adicionado sobre as emissões de CO<sub>2</sub> do setor agropecuário brasileiro no período de 2000 a 2023, empregou-se a modelagem de regressão linear múltipla em formato logarítmico. A análise empírica permitiu constatar que todas as variáveis explicativas exercem influência estatisticamente significativa sobre a variável dependente. Especificamente, observou-se que o crescimento do Valor Adicionado atua como um vetor de pressão ambiental, evidenciando que a expansão econômica do setor ainda se encontra positivamente correlacionada ao aumento das emissões. Paralelamente, a relação inversa entre emprego e emissões sugere que o processo de modernização caracterizado pela substituição de mão de obra por mecanização intensiva tem elevado a intensidade de carbono da atividade, enquanto o uso de fertilizantes confirmou-se como um determinante direto da elevação dos gases de efeito estufa.

Diante desse cenário, conclui-se que o modelo de desenvolvimento agropecuário vigente, embora exitoso em termos de produtividade e geração de divisas, enfrenta o desafio estrutural de dissociar o crescimento econômico do impacto ambiental. A elevada aderência do modelo (R<sup>2</sup> ajustado superior a 95%) demonstra que a dinâmica das emissões não é aleatória, mas sim intrínseca à estrutura produtiva atual. Isso indica que o aumento da produção, nos moldes tecnológicos convencionais, tende a gerar *trade-offs* ambientais, onde os ganhos de eficiência econômica são acompanhados por externalidades negativas, como a maior dependência de insumos químicos e combustíveis fósseis.



Portanto, recomenda-se o fortalecimento de políticas públicas estratégicas voltadas à transição para uma agricultura de baixo carbono, a exemplo do Plano ABC+, com ênfase na inovação tecnológica e na eficiência do uso de recursos. A sustentabilidade futura do agronegócio brasileiro dependerá, fundamentalmente, da adoção de práticas que promovam a "intensificação sustentável", como o uso de bioinsumos em substituição gradual aos fertilizantes sintéticos e a integração de sistemas produtivos. Somente através dessa reorientação técnica será possível garantir que a liderança do Brasil na produção de alimentos ocorra em consonância com os compromissos globais de mitigação das mudanças climáticas.

### **AGRADECIMENTOS**

O presente trabalho foi realizado com apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (FAPERGS), Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).





**REFERÊNCIAS**

- BRASIL. Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovações. **Estimativas anuais de emissões de gases de efeito estufa no Brasil**. 6. ed. Brasília: MCTI, 2022. Disponível em: <https://www.gov.br/mcti/pt-br/acompanhe-o-mcti/sirene/publicacoes/estimativas-anuais-de-emissoes-gee/arquivos/6a-ed-estimativas-anuais.pdf>. Acesso em: 20 nov. 2025.
- ESTEVAM, C. G.; PAVÃO, E. M.; ASSAD, E. **Quantificação das emissões de GEE no setor agropecuário: fatores de emissão, métricas e metodologias**. São Paulo: Fundação Getulio Vargas, Observatório de Conhecimento e Inovação em Bioeconomia, 2023.
- GRAIN. **Las Exxons de la agricultura**. 2015. Disponível em: <https://grain.org/article/entries/5276-las-exxons-de-la-agricultura>. Acesso em: 15 nov. 2025.
- GUILHOTO, J. J. M. **Estrutura produtiva brasileira e emissão de CO<sub>2</sub>**. [S. l.: s. n.], [s.d.]. Disponível em: ResearchGate. Acesso em: 20 nov. 2025.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HOFFMANN, R. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 5. ed. Piracicaba: O Autor, 2016.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE - IPCC. **Climate Change 2014: synthesis report**. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Geneva: IPCC, 2014.
- MONTOYA, M. A. Consumo de energia, emissões de CO<sub>2</sub> e a geração de renda e emprego no agronegócio brasileiro: uma análise insumo-produto. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, [S. l.], v. 54, n. 4, p. 677-696, 2016.
- SANTANA, A. C. de. **Métodos quantitativos em economia: elementos e aplicações**. Belém: UFRA, 2003.
- SOARES, T. C.; LIMA, J. E. de. Uma análise entre a energia, renda e emissões de CO<sub>2</sub>: evidências para o Brasil, 1962-2007. **Textos de Economia**, Florianópolis, v. 16, n. 1, p. 11-35, 2013.

