Gastos públicos, política fundiária e emissões do desmatamento

Public Spending, Land Policy, and Deforestation Emissions

Débora Aparecida Carrer
Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) - USP. Piracicaba, São Paulo (SP), Brasil
Miriã Ramalho Barbosa
Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, Minas Gerais (MG), Brasil
Diego Sebastião Landim Silva
Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, Minas Gerais (MG), Brasil

SOBER GT04. Meio ambiente, agroecologia, sustentabilidade e mudanças climáticas

Resumo: Este artigo testa a existência de relação de longo prazo entre gastos públicos federais das Funções Agricultura e Organização Agrária e emissões de CO_2, CH_4 e N_2O oriundas da agropecuária e da mudança de uso da terra no Brasil, aplicando modelos ARDL para o período 2008-2024. Os resultados indicam cointegração entre gastos públicos e emissões dos três gases no setor de mudança de uso da terra, com velocidade de ajustamento de 87% ao ano, e ausência de cointegração no setor agropecuário. Em termos concretos, um aumento de 10% no gasto real com a Função Organização Agrária está associado, no equilíbrio de longo prazo, a reduções entre 5,2% e 5,9% nas emissões por desmatamento. O teste de Toda-Yamamoto confirma que a causalidade vai do gasto para as emissões, sem retroalimentação. Os resultados se mantêm robustos a oito verificações alternativas. A contração orçamentária da política fundiária, cujos recursos reais caíram no período, está associada ao aumento das emissões por mudança de uso da terra, o que sugere que o fortalecimento da regularização de terras constitui canal orçamentário efetivo para a redução de emissões por desmatamento.
Palavras-chave: gastos públicos, emissões de GEE, mudança de uso da terra, ARDL, cointegração.

Abstract: This paper tests the long-run relationship between federal public spending (Agriculture and Agrarian Organization functions) and CO_2, CH_4, and N_2O emissions from agriculture and land use change in Brazil, applying ARDL bounds testing models for the 2008-2024 period. Results indicate cointegration between public spending and emissions of all three gases in the land use change sector, with an adjustment speed of 87% per year, and no cointegration in the agricultural sector. A 10% increase in real spending on the Agrarian Organization function is associated with long-run reductions of 5.2% to 5.9% in deforestation emissions. The Toda-Yamamoto test confirms that causality runs from spending to emissions, with no feedback. Results remain robust across eight alternative specifications. The budgetary contraction of land tenure policy, whose real resources fell over the period, is associated with increased land use change emissions, suggesting that strengthening land regularization is an effective budgetary channel for reducing deforestation emissions.
Keywords: public spending, greenhouse gas emissions, land use change, ARDL, cointegration.

1. Introdução

A partir de 1975, as despesas públicas federais brasileiras passaram a ser organizadas segundo funções governamentais, o que possibilitou maior padronização na classificação orçamentária e aprimorou a análise da alocação de recursos entre diferentes áreas de atuação do Estado. No âmbito do setor agropecuário, os dispêndios eram inicialmente agrupados na Função Agricultura, Abastecimento e Organização Agrária, que contemplava um conjunto de programas e ações direcionados ao desenvolvimento rural. Em 1999, essa estrutura foi reformulada, resultando na desagregação em duas funções específicas com lógicas distintas: a

Função Agricultura (código 20) e a Função Organização Agrária (código 21), conforme documentado por Gasques, Villa Verde e Bastos (2010).

A Função Agricultura passou a incluir programas ligados à produção agropecuária, como comercialização, crédito rural, pesquisa e defesa sanitária, sob responsabilidade do MAPA, historicamente central no agronegócio (Gasques; Villa Verde e Bastos, 2010). Já a Função Organização Agrária concentrou despesas com política fundiária, reforma agrária e redistribuição de terras, sobretudo no MDA, criado em 2001 para promover o desenvolvimento rural sustentável, com foco na agricultura familiar. O MDA coordenou programas de inclusão produtiva e social no campo (Brasil, 1999). A separação entre MAPA e MDA evidencia duas lógicas: produção agropecuária comercial e agricultura familiar.

Ambas as funções abrangem programas capazes de influenciar o uso da terra e a dinâmica florestal. Em 2024, o Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa estimou que o Brasil emitiu 2,14 bilhões de toneladas de CO_2 equivalente, sendo o quinto maior emissor global de GEE. Desse total, 42% derivaram de mudanças no uso da terra e florestas e 29% da agropecuária, indicando que mais de dois terços das emissões nacionais estão associados ao uso de recursos naturais para produção. O aumento das emissões decorre tanto da queima de combustíveis fósseis quanto de alterações no uso da terra, como desmatamento e degradação florestal (Quintão et al., 2021). Nesse contexto, a relação entre o orçamento federal destinado à agricultura e à organização agrária e essas emissões ainda é pouco explorada, embora o gasto público constitua o principal instrumento pelo qual o Estado orienta a pressão produtiva sobre os recursos naturais.

A literatura tratou os dois lados dessa relação de forma separada. Do lado fiscal, Gasques, Villa Verde e Bastos (2010) documentaram a redução progressiva dos dispêndios federais com a Função Agricultura a partir da década de 1990, atribuindo-a a mudanças na visão sobre política agrícola, alterações nas políticas de crédito rural, novas fontes de crédito com participação privada e mecanismos de comercialização reestruturados após o Plano Real de 1994. Os autores sublinharam que, para o período 1988-2009, a Função Organização Agrária apresentou aumento nos gastos, refletindo a priorização governamental da reforma agrária nos anos 2000 (Gasques, Villa Verde e Bastos, 2010). Regazzini e Bacha (2012) mostraram que o Governo Federal arrecadou sobre a agropecuária cerca de 3% a mais do que gastou com ela entre 2000 e 2010, indicando que o setor contribuiu para o superávit fiscal. Wedekin (2022) mostra que os gastos totais com política agrícola oscilaram em torno de R$ 8,7 bilhões anuais entre 2001 e 2021, com picos no quinquênio 2011-2015. Em nota sobre gastos públicos na

agricultura, Gasques (2017) destacou as reduções nos períodos 1990-2000 e as mudanças subsequentes associadas à reestruturação da política de preços mínimos e à retração dos subsídios diretos. Nenhum desses estudos conectou o gasto orçamentário a indicadores de emissões.

Do lado ambiental, Santos et al. (2024) estimaram modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) para o Brasil com foco nos determinantes das emissões de GEE na agropecuária, identificando relação de longo prazo entre área agrícola, rebanho bovino e emissões. Na literatura internacional, Chandio et al. (2020) identificaram cointegração entre variáveis econômicas e emissões agrícolas na China, e Ahmed et al. (2024) estimaram efeitos assimétricos de componentes agrícolas sobre emissões com modelos ARDL não lineares (NARDL), nos quais aumentos e reduções nos insumos agrícolas exercem efeitos de magnitudes distintas sobre as emissões. A relação direta entre orçamento público desagregado por função e emissões setoriais de GEE permanece, contudo, sem investigação formal, o que configura a lacuna que este artigo preenche.

Esse espaço não coberto pela literatura tem relevância prática porque o Brasil assumiu metas climáticas no âmbito do Acordo de Paris que dependem da redução de emissões agropecuárias e por desmatamento (Brasil, 2023). O desenho de políticas orçamentárias climaticamente responsáveis requer conhecimento sobre a direção, a magnitude e a velocidade de ajustamento da resposta das emissões a variações no gasto público. Sem testar formalmente a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis, não é possível determinar se o corte no orçamento da Função Organização Agrária observado na última década tem implicações permanentes para o nível de emissões, ou se essas emissões seguem dinâmica independente do orçamento.

Além desta introdução, o estudo está organizado em quatro seções. A Seção 2 discute as fontes de emissões de GEE na agropecuária e na mudança de uso da terra, a trajetória dos gastos públicos federais por função orçamentária e a literatura que conecta variáveis econômicas a emissões agrícolas. A Seção 3 apresenta a estratégia de identificação, detalhando o modelo ARDL, os testes de raiz unitária e os procedimentos de robustez. A Seção 4 reporta e discute os resultados. A Seção 5 traz as considerações finais.

2. Emissões de GEE, gastos públicos e o nexo entre orçamento e clima

As emissões de GEE do setor agropecuário brasileiro envolvem três gases com diferentes potenciais de aquecimento global. O dióxido de carbono (CO_2) é emitido

principalmente pela calagem — uso de calcário para correção da acidez do solo — e pela aplicação de ureia, que liberam CO_2 ao reagirem no solo (SEEG, 2024). Na metodologia do Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa, baseada nas diretrizes do Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas, essas emissões estão concentradas na categoria "Solos Manejados". O metano (CH_4) decorre da fermentação entérica do rebanho bovino, do manejo de dejetos, do cultivo de arroz irrigado e da queima de resíduos agrícolas, sendo a pecuária responsável por 80% das emissões do setor em 2023, com destaque para a fermentação entérica (64%). Já o óxido nitroso (N_2O) é emitido por solos manejados, fertilização nitrogenada, decomposição de resíduos e manejo de dejetos.

O setor de mudança de uso da terra e florestas responde por emissões associadas à conversão de vegetação nativa para pastagem ou agricultura, à queima de resíduos florestais e à redução dos estoques de biomassa acima e abaixo do solo. O Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa utiliza dados de uso e cobertura do MapBiomas e contabiliza estoques de biomassa e matéria orgânica do solo, considerando emissões quando a conversão reduz o carbono por hectare. A queima de resíduos florestais corresponde à biomassa associada ao desmatamento (SEEG, 2024). O CO_2 está diretamente ligado à cobertura vegetal, já que ecossistemas florestais atuam como sumidouros de carbono, e alterações no uso da terra intensificam o efeito estufa. A conversão de florestas para atividades agropecuárias é a principal fonte de emissões no setor: entre 2002 e 2010, foram emitidas 886 milhões de toneladas de CO_2 pela supressão da vegetação nativa, com destaque para o Cerrado, responsável por 61% das emissões líquidas em áreas não protegidas convertidas entre 2010 e 2016 (Quintão et al., 2021).

Dentre as ferramentas que acompanham as mudanças no uso da terra e a cobertura vegetal no país, há iniciativas governamentais como o Projeto Prodes (INPE), o TerraClass, o IBGE e o Projeto de Monitoramento de Desmatamento nos Biomas, além de iniciativas não governamentais como a Fundação SOS Mata Atlântica, o Instituto SOS Pantanal, o próprio SEEG e o MapBiomas (Quintão et al., 2021). A existência dessas múltiplas fontes de monitoramento confere robustez às estimativas de emissões utilizadas neste estudo, que se baseia na coleção 13.0 do SEEG, a mais recente disponível. Em 2024 houve queda de 32,5% nas emissões brutas por mudança de uso da terra, a maior da série histórica desde 1990, refletindo a retomada de políticas de controle do desmatamento (SEEG, 2025).

A trajetória dos gastos públicos federais com a agropecuária apresenta ciclos de expansão e contração associados a mudanças na orientação da política agrícola. Gasques, Villa Verde e Bastos (2010) mostram que, entre 1988 e 1999, a redução das despesas decorreu de

cortes em subsídios, novas formas de crédito rural e maior participação privada nos mecanismos de comercialização. De forma consistente, Gasques (2017) destaca retrações entre 1990 e 2000, vinculadas à reconfiguração das políticas de crédito e preços no pós-Plano Real. No período analisado (2008–2024), os gastos reais com a Função Agricultura atingiram média de R$ 22,2 bilhões anuais (preços de dezembro de 2025), com pico entre 2015 e 2016, associado à expansão das equalizações de crédito, seguido de queda até 2020 e recuperação parcial a partir de 2022. Entre os programas com impacto direto nas emissões, destacam-se os de "Agropecuária Sustentável" (códigos 1031, 2077 e 2014), executados na subfunção "Operações oficiais de crédito". O programa 1031 registrou repasses máximos de R$ 14,9 bilhões (2020–2022), enquanto o 2014 atingiu R$ 7,5 bilhões em 2015.

Os gastos da Função Organização Agrária seguiram trajetória descendente ao longo de todo o período analisado, caindo de R$ 6,3 bilhões em 2008 para R$ 2,8 bilhões em 2024 (valores reais de dezembro de 2025), com coeficiente de variação de 48,2%, muito superior ao de 18,1% da Função Agricultura. Os programas que mais receberam recursos nessa função foram o "Novo Mundo Rural: Assentamento de Trabalhadores Rurais" (código 0135), que vigorou de 2000 a 2007 com pico de R$ 1,5 bilhão em 2007; o programa "Reforma Agrária e Ordenamento da Estrutura Fundiária" (código 2066), com maior repasse em 2014 (R$ 498 milhões); e o programa "Desenvolvimento Sustentável na Reforma Agrária" (código 0137), que acumulou R$ 2,9 bilhões entre 2004 e 2011. O esvaziamento orçamentário da Função Organização Agrária é consistente com o diagnóstico de Gasques, Villa Verde e Bastos (2010) sobre a redução relativa das políticas de reforma agrária, e levanta a questão se essa contração tem relação com a trajetória das emissões por mudança de uso da terra.

Um marco na articulação entre gasto público e agenda climática no setor foi a criação do Plano ABC em 2010, como desdobramento dos compromissos voluntários assumidos pelo Brasil na COP-15 de Copenhague, que estruturou uma linha de crédito específica (Programa ABC) para financiar tecnologias de produção com baixa emissão de carbono na agricultura (IISD, 2024). O programa foi sucedido pelo ABC+ (2020-2030), que ampliou o escopo para incluir adaptação climática (Brasil, 2021). Práticas agrícolas sustentáveis podem desempenhar papel na mitigação das emissões ao promover manejo eficiente dos recursos naturais, conservação do solo e redução parcial da liberação de GEE à atmosfera, mas a efetividade desses programas depende do volume de recursos orçamentários efetivamente executados.

A literatura internacional sobre os determinantes das emissões agrícolas de GEE tem utilizado modelos de séries temporais para testar relações de cointegração entre variáveis

econômicas e ambientais. Chandio et al. (2020) aplicaram modelos ARDL para a China, identificando relação de longo prazo entre área agrícola, rebanho bovino, abertura comercial e emissões de GEE. Ahmed et al. (2024) estimaram modelos ARDL e NARDL para avaliar o impacto de componentes agrícolas sobre emissões, encontrando efeitos assimétricos, isto é, a redução no uso de insumos agrícolas teve efeito diferente sobre emissões do que o aumento. Santos et al. (2024) aplicaram ARDL e VECM ao Brasil, encontrando causalidade bidirecional entre PIB agropecuário per capita e emissões. A relação direta entre orçamento público desagregado por função e emissões setoriais de GEE permanece, contudo, sem investigação formal. A ausência dessa investigação impede que se avalie se o corte orçamentário na Função Organização Agrária observado ao longo da última década tem implicações permanentes para o nível de emissões, ou se essas emissões seguem dinâmica autônoma em relação ao orçamento.

3. Metodologia

O arcabouço metodológico adotado é o modelo ARDL com teste de limites para cointegração (Pesaran, Shin e Smith, 2001). O ARDL acomoda variáveis com ordens de integração mistas, desde que nenhuma seja I(2), e estima simultaneamente os parâmetros de curto e longo prazos. Natsiopoulos e Tzeremes (2022) demonstraram que esse procedimento apresenta propriedades de amostra finita superiores às do método de Johansen, o que o torna adequado para a amostra disponível neste estudo (T = 17), na qual a ordem de integração das séries não pode ser determinada com precisão pelos testes convencionais. Para cada combinação de gás (CO_2, CH_4, N_2O) e setor (agropecuária, mudança de uso da terra), estima-se um modelo de correção de erros irrestrito (UECM):

$$\Delta \ln E(g,s,t) = \alpha^0 + \theta^1 \ln E(g,s,t-1) + \theta^2 \ln FA(t-1) + \theta^3 \ln FOA(t-1) + \beta^1 \Delta \ln FA(t) + \beta^2 \Delta \ln FOA(t) + \varphi T + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Δ é o operador de primeiras diferenças; $\ln E(g,s,t-1)$ é o logaritmo natural das emissões do gás g no setor s no período t; $\ln FA(t)$e $\ln FOA(t)$ são os logaritmos naturais dos gastos reais das Funções Agricultura e Organização Agrária, deflacionados pelo IPCA para valores de dezembro de 2025; T é uma tendência temporal determinística, incluída para capturar trajetórias associadas à evolução tecnológica, mudanças institucionais ou transformações estruturais ao longo do período; e ε_t é o termo de erro. A especificação em logaritmo natural reduz a heterocedasticidade, lineariza as relações entre variáveis e permite a interpretação direta dos coeficientes como elasticidades, prática utilizada recorrentemente em estudos envolvendo emissões ambientais e variáveis econômicas. Os coeficientes β captam a dinâmica de curto

prazo, e as elasticidades de longo prazo são obtidas como $-\theta_2/\theta_1$ (para FA) e $-\theta_3/\theta_1$ (para Função Organização Agrária). Os erros padrão são corrigidos pelo método de Newey e West (1987), que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação de ordem desconhecida, procedimento recomendado para amostras reduzidas e modelos dinâmicos.

O teste de limites (*bounds test*) avalia a hipótese nula $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$ por meio de uma estatística F comparada com dois conjuntos de valores críticos: o limite inferior assume que todas as variáveis são I(0), e o limite superior assume que todas são I(1). Quando a estatística F excede o limite superior, conclui-se pela cointegração sem necessidade de determinar previamente a ordem de integração de cada variável. Os valores críticos utilizados são os de Pesaran, Shin e Smith (2001) para o Caso III (intercepto irrestrito, sem tendência na equação de longo prazo), com $k = 2$ regressores: I(0) = 3,79 e I(1) = 4,85 a 5%[1]. A verificação preliminar de que nenhuma série é I(2) é conduzida com quatro testes complementares: ADF em três especificações (sem constante, com constante e com constante e tendência), Phillips-Perron (PP), KPSS (modelo com acrônimo para Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) com hipótese nula de estacionariedade em nível e em tendência (Kwiatkowski et al., 1992) e Dickey-Fuller com mínimos quadrados generalizados (DF-GLS) de Elliott, Rothenberg e Stock. A inclusão dessas múltiplas especificações permite capturar diferentes estruturas determinísticas presentes nas séries.

A robustez dos resultados é verificada por oito estratégias complementares. Os modelos são reestimados sem tendência temporal para avaliar a sensibilidade à especificação. Modelos bivariados, com Função Agricultura e Função Organização Agrária separadamente, permitem identificar qual função orçamentária concentra o efeito. O teste de causalidade de teste de Toda e Yamamoto (1995), que dispensa pré-teste de cointegração e é adequado para amostras reduzidas, verifica a direção causal. Modelos em primeiras diferenças avaliam efeitos transitórios e a dinâmica de curto prazo, além de mitigar problemas de não estacionariedade. O estimador DOLS fornece elasticidades alternativas para comparação. Análises de sensibilidade excluem os anos de 2015 (pico de equalização de crédito) e 2020 (pandemia), enquanto uma dummy para o período pós-Plano ABC (a partir de 2011) testa mudanças estruturais. Por fim, testes de diagnóstico incluem Breusch-Godfrey (autocorrelação serial), Jarque-Bera (normalidade) e CUSUM (estabilidade paramétrica), sendo o primeiro essencial para verificar a ausência de correlação serial e, consequentemente, a validade das inferências.

[1] Os valores críticos utilizados são os assintóticos de Pesaran, Shin e Smith (2001, Tabela CI(iii)), para o Caso III (intercepto irrestrito, sem tendência na equação de longo prazo).

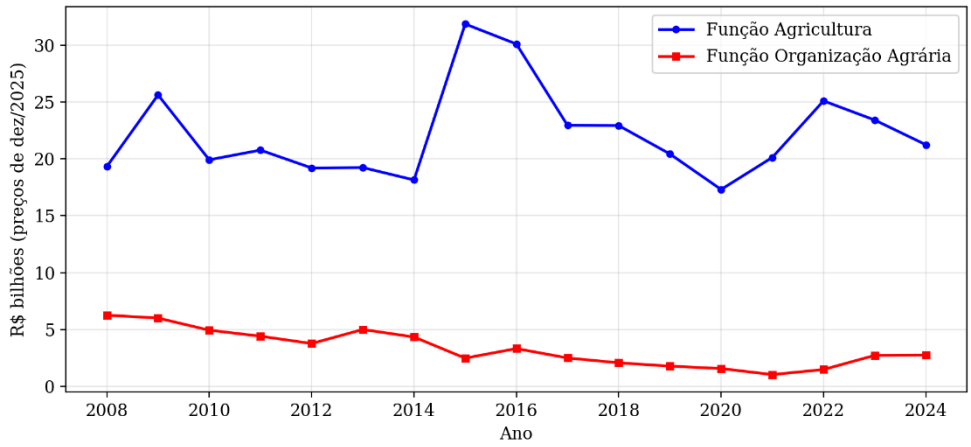
Os dados de emissões foram obtidos na coleção 13.0 do SEEG/Observatório do Clima (SEEG, 2025), que disponibiliza estimativas por gás, setor e unidade federativa para o período 1990-2024. As estimativas do SEEG para o setor agropecuário são baseadas em metodologias propostas pelo Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC) e abrangem produções agrícolas perenes e não perenes, criação e produção animal de bovinos, galináceos, caprinos, bubalinos e muares, além de fertilização nitrogenada, solos orgânicos, calagem e decomposição do carbono no solo. Para o setor de mudança de uso da terra, o SEEG contabiliza o estoque de biomassa e matéria orgânica acima e abaixo do solo, incluindo queimas de resíduos florestais, utilizando dados de cobertura vegetal do MapBiomas.

Os dados de gastos públicos foram extraídos da base de Despesas e Transferências Totais da União (Secretaria do Tesouro Nacional), filtrando as despesas pagas para as funções 20 (Função Agricultura) e 21 (Função Organização Agrária). A deflação utilizou o IPCA acumulado (IBGE/SIDRA, Tabela 1737) com base em dezembro de 2025.

4. Resultados e Discussão

A Figura 1 mostra que os gastos reais com a Função Agricultura oscilaram entre R$ 17,3 bilhões e R$ 31,8 bilhões no período, com coeficiente de variação de 18,1%. O ano de 2015 registrou pico de repasses, com montantes que atingiram o dobro da média dos anos anteriores na subfunção de operações oficiais de crédito. Após esse pico, as quedas foram sucessivas até 2019, seguidas de recuperação parcial. A Função Organização Agrária apresentou dispersão relativa de 48,2% e tendência de queda ao longo de toda a série, consistente com o esvaziamento orçamentário diagnosticado por Gasques, Villa Verde e Bastos (2010). É possível observar, como já notado na literatura, que o comportamento da somatória das duas funções acompanha a Função Agricultura, enquanto a Função Organização Agrária tem comportamento divergente.

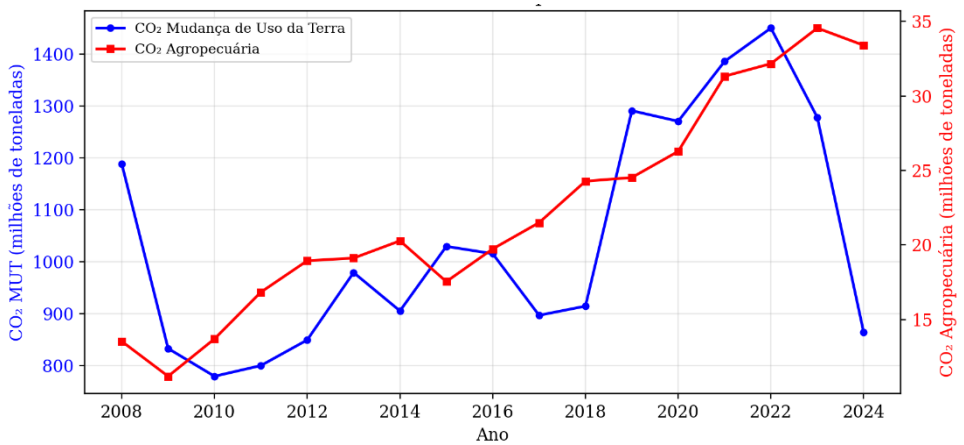
Figura 1. Gastos reais por função orçamentária (R$ bilhões, preços de dezembro de 2025).



Elaboração própria a partir de dados do STN.

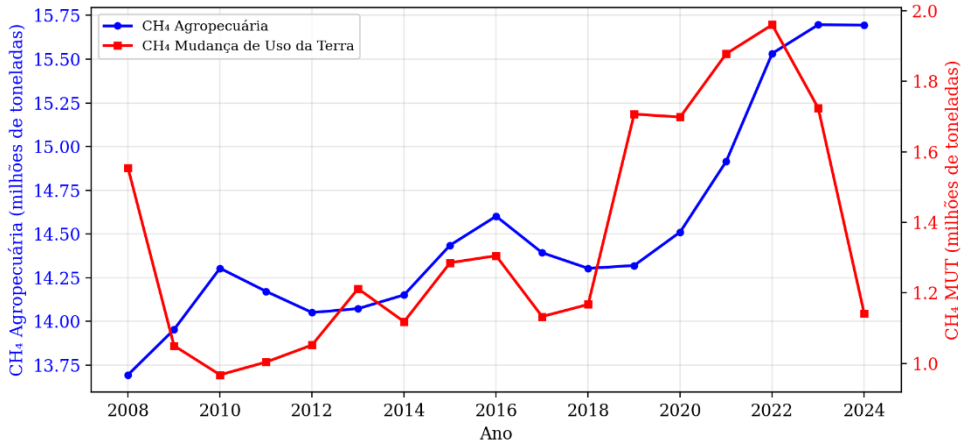
As Figuras 2 e 3 revelam perfis temporais distintos entre setores no lado das emissões: o CO_2 por mudança de uso da terra domina o perfil emissivo com média de 1.043 milhões de toneladas e oscilações ao longo da trajetória, tendo atingido mínimo de 779 Mt em 2012, máximo de 1.451 Mt em 2022 e queda acentuada em 2024 que reflete a retomada de políticas de controle do desmatamento (SEEG, 2025). As emissões de CO_2 da agropecuária são uma ordem de grandeza menores (média de 22 Mt) e apresentam tendência ascendente, podendo estar associada à expansão do uso de fertilizantes, como calcário e ureia. As emissões de CH_4 da agropecuária (Figura 3) cresceram de forma quase monótona de 13,7 Mt em 2008 para 15,7 Mt em 2024, com coeficiente de variação de apenas 4,1%, refletindo a expansão contínua do rebanho bovino e impondo limitação ao poder estatístico dos modelos que a utilizam como variável dependente. As emissões de N_2O agropecuário seguem padrão similar, com crescimento de 431 para 591 mil toneladas. Já as emissões de CH_4 e N_2O por mudança de uso da terra (MUT) acompanham o padrão do CO_2_MUT, com média de 1,35 Mt e 42 kt, respectivamente, e variação associada aos ciclos de desmatamento.

Figura 2. Emissões de CO_2 por setor (milhões de toneladas).



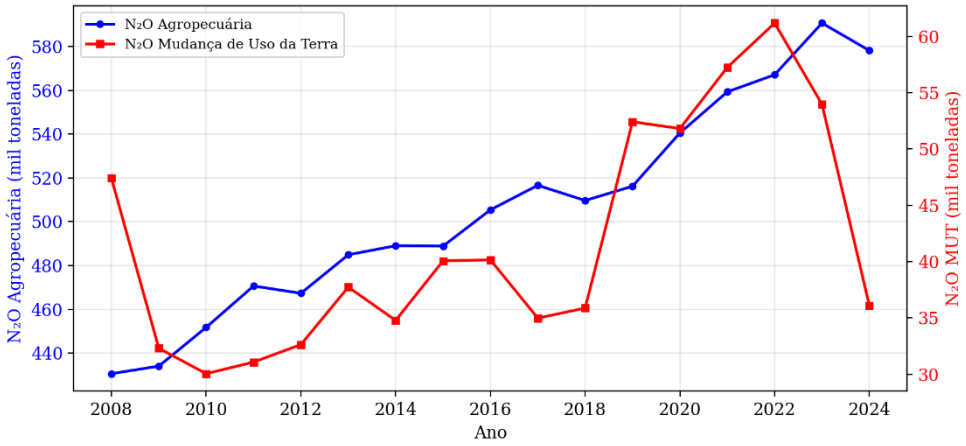
Elaboração própria a partir de dados do SEEG.

Figura 3. Emissões de CH_4 por setor (milhões de toneladas).



Elaboração própria a partir de dados do SEEG.

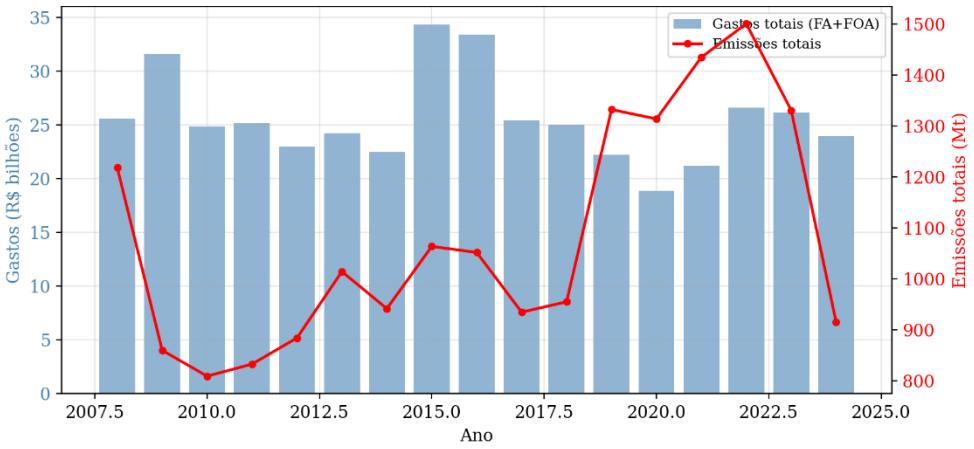
Figura 4. Emissões de N_2O por setor (mil toneladas).



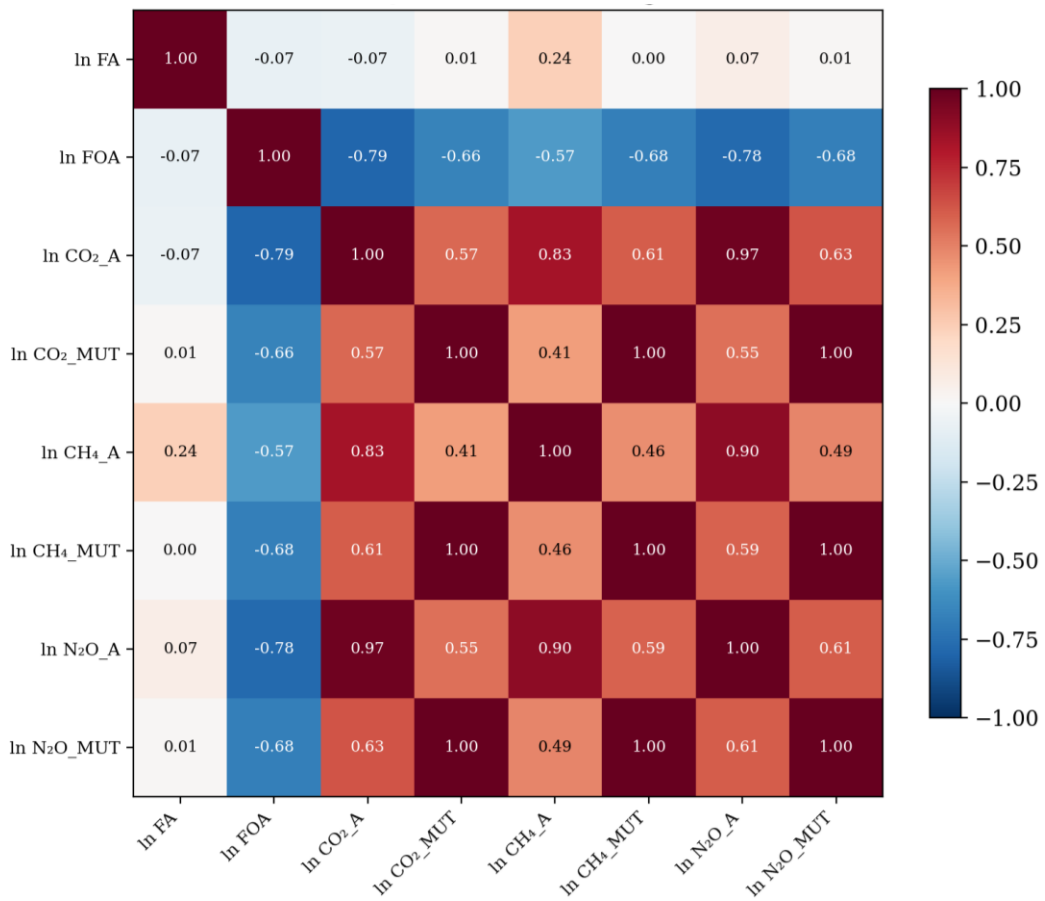
Elaboração própria a partir de dados do SEEG.

A Figura 5 sobrepõe gastos e emissões totais e não revela correlação visual clara entre as duas séries agregadas, o que já indica que a relação, se existente, não opera de forma imediata ou linear no agregado. A inspeção da matriz de correlação entre as variáveis em logaritmo natural (Figura 6) revela, contudo, um padrão assimétrico que antecipa o resultado econométrico: ln FOA apresenta correlação negativa com todas as séries de emissões (entre -0,57 e -0,79), enquanto ln FA exibe correlações próximas de zero (-0,07 a 0,24). Essa assimetria sugere que a Função Organização Agrária é o regressor que carrega a relação com as emissões, hipótese que os testes formais irão avaliar.

Figura 5. Gastos públicos e emissões totais (séries sobrepostas).



Elaboração própria a partir de dados do SEEG e STN.**Figura 6.** Matriz de correlação entre as variáveis em logaritmo natural.



Elaboração própria a partir de dados do SEEG e STN.

Antes de estimar os modelos ARDL, é necessário verificar se as séries são estacionárias, pois séries não estacionárias podem gerar regressões espúrias (Granger; Newbold, 1974). Os testes de raiz unitária (Tabela 1) apresentam resultados ambíguos para a maioria das variáveis, o que é esperado em amostras reduzidas (T = 17), nas quais os testes têm baixo poder de discriminação. O ponto relevante para a análise é que nenhuma variável apresenta evidência de ser I(2), satisfazendo a condição necessária

para aplicação do ARDL, que foi projetado para lidar com variáveis de ordens de integração mistas e incertas (Pesaran, Shin e Smith, 2001). A título de exemplo, a série $\ln FA$ não rejeita a hipótese nula de raiz unitária pelo teste de Phillips-Perron (PP) em nível, mas apresenta estacionariedade na primeira diferença a 10%, e o teste KPSS produz conclusão oposta dependendo da especificação adotada (nível ou tendência). Essa divergência entre testes com hipóteses nulas invertidas (o ADF e o PP testam presença de raiz unitária, enquanto o KPSS testa estacionariedade) é justamente o cenário para o qual o ARDL oferece vantagem sobre métodos que exigem determinação prévia da ordem de integração.

Tabela 1. Testes de raiz unitária (p-valores).

Variável	PP (nível)	KPSS-L	KPSS-T	ADF (Δ1)	PP (Δ1)	Ordem
$\ln FA$	0,335	0,100	0,100	0,429	0,083	I(1)
$\ln FOA$	0,697	0,034	0,100	0,903	0,133	I(1)*
$\ln CO_2_A$	0,237	0,019	0,100	0,158	0,054	I(1)
$\ln CO_2_MUT$	0,282	0,094	0,100	0,922	0,509	I(1)*
$\ln CH_4_A$	0,757	0,026	0,094	0,317	0,548	I(1)*
$\ln CH_4_MUT$	0,309	0,085	0,100	0,943	0,525	I(1)*
$\ln N_2O_A$	0,353	0,017	0,100	0,497	0,056	I(1)
$\ln N_2O_MUT$	0,303	0,080	0,100	0,928	0,498	I(1)*

Elaboração própria. Nota: * indica ordem presumida com baixo poder dos testes dado T = 17. KPSS-L = nível; KPSS-T = tendência.

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de limites e as elasticidades de longo prazo para os seis modelos ARDL estimados, e a divisão dos resultados é marcante. Os três modelos em que a variável dependente é emissão por mudança de uso da terra (CO_2, CH_4 e N_2O) apresentam *F-statistics* entre 15,3 e 17,4, ultrapassando o valor crítico superior de 4,85 por margem de três a quatro vezes, o que significa que a hipótese de ausência de relação de longo prazo entre gastos públicos e emissões é rejeitada. Os *t-statistics* do termo de correção de erros (ECT) variam entre -16,2 e -16,8, superando o valor crítico de -2,86, e os coeficientes de ajustamento situam-se entre -0,86 e -0,89, o que indica que cerca de 87% de qualquer desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo é corrigido no ano seguinte, ou seja, quando o gasto público se altera, as emissões respondem com velocidade elevada. Os três modelos da agropecuária, ao contrário, não apresentam cointegração, com *F-statistics* de 0,615 para CH_4 e 2,785 para N_2O, ambos abaixo do limite inferior de 3,79, o que indica que o gasto público federal não mantém relação de equilíbrio de longo prazo com as emissões desse setor.

Tabela 2. Modelos ARDL: teste de limites, ECT e elasticidades de longo prazo.

Modelo	F bounds	t ECT	ECT (θ_1)	Elast. FA	Elast. Função Organização Agrária	Cointegração
CO_2_A	2,589	-4,606	-0,737	-0,386	-0,132	Não

CO_2_MUT	15,336	-16,558	-0,892	-0,208	-0,520	Sim (5%)
CH_4_A	0,615	-0,917	-0,149	-0,005	-0,090	Não
CH_4_MUT	17,423	-16,248	-0,863	-0,225	-0,587	Sim (5%)
N_2O_A	2,785	-4,314	-0,695	-0,030	-0,020	Não
N_2O_MUT	17,264	-16,836	-0,873	-0,229	-0,550	Sim (5%)

Elaboração própria. Nota: ARDL = modelo autorregressivo de defasagens distribuídas; ECT = termo de correção de erros (*Error Correction Term*); θ_1 = coeficiente de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo; FA = Função Agricultura; A = agropecuária; MUT = mudança de uso da terra. Valores críticos assintóticos a 5% (Pesaran, Shin e Smith, 2001, Tabela CI(iii), Caso III, k = 2): F I(0) = 3,79; I(1) = 4,85; t = -2,86. Erros padrão corrigidos por Newey-West.

As elasticidades de longo prazo são consistentes entre os modelos com cointegração e indicam um resultado claro: maiores gastos com política fundiária reduzem emissões por desmatamento. A Função Organização Agrária apresenta efeito mais intenso que a Função Agricultura, com elasticidades de -0,52 (CO_2), -0,59 (CH_4) e -0,55 (N_2O). Em termos práticos, um aumento de 10% nesses gastos está associado a reduções de 5,2% a 5,9% nas emissões no longo prazo. Já a Função Agricultura também exerce efeito negativo, porém menor (entre -0,21 e -0,23). Economicamente, isso sugere que políticas fundiárias, como reforma agrária, regularização e fiscalização, alteram os incentivos à conversão de vegetação nativa, principal fonte dessas emissões. Quando esses gastos se retraem, a capacidade estatal de controle diminui, enfraquecendo o contrapeso à grilagem e à ocupação irregular. O resultado dialoga com Santos et al. (2024), ao evidenciar a relação entre fatores econômicos e emissões e o canal orçamentário específico por meio do qual o gasto público influencia o desmatamento.

A ausência de cointegração nos modelos da agropecuária é informativa, pois indica que o volume total de gastos na Função Agricultura não determina, no longo prazo, a trajetória das emissões do setor. Isso não implica irrelevância do gasto, já que o crédito rural pode financiar a expansão do rebanho, abertura de áreas e uso de fertilizantes, gerando CH_4, CO_2 e N_2O. A explicação mais plausível está na composição do orçamento, que reúne programas com efeitos opostos: de um lado, incentivos à expansão produtiva; de outro, financiamento de práticas de baixa emissão, como o Plano ABC. Além disso, as decisões produtivas respondem a múltiplos fatores, preços internacionais, custos de insumos, condições climáticas e investimento privado, de modo que o gasto público é apenas um entre vários determinantes. A combinação desses efeitos contraditórios com a influência de fatores externos tende a diluir a relação líquida de longo prazo, impedindo sua identificação nos modelos.

O modelo em primeiras diferenças (Tabela 3) encontrou, contudo, que variações na Função Agricultura reduzem o CO_2 agropecuário no curto prazo (coeficiente -0,319, com

significância estatística), o que significa que o gasto agrícola tem efeito sobre emissões, mas esse efeito é transitório: dura o ciclo produtivo e não se acumula ao longo do tempo numa relação de equilíbrio permanente. O crédito rural financia safras anuais e operações de curto prazo, afetando a calagem e a aplicação de ureia naquele ano, mas não altera a estrutura de emissões do setor de forma duradoura. Os coeficientes autorregressivos das emissões em diferenças foram estatisticamente significantes nos modelos de CO_2 de ambos os setores, sugerindo que os anos de alta nas emissões tendem a ser seguidos por redução parcial no ano seguinte, padrão de ajuste típico de séries ambientais em que choques se dissipam ao longo do tempo**.**

Tabela 3. Modelos em primeiras diferenças.

Modelo	Coef. FA	p FA	Coef. Função Organização Agrária	p Função Organização Agrária	R^2 aj.
CO_2_A	-0,319	0,002	-0,039	0,372	0,255
CO_2_MUT	0,062	0,651	-0,099	0,136	-0,112
CH_4_A	0,037	0,052	0,011	0,109	0,157
CH_4_MUT	0,064	0,662	-0,100	0,169	-0,116
N_2O_A	-0,021	0,063	0,017	0,248	-0,018
N_2O_MUT	0,075	0,614	-0,094	0,179	-0,116

Elaboração própria. Nota: erros padrão robustos. Modelos estimados em Δln.

A robustez dos resultados foi verificada por oito caminhos complementares, sintetizados na Tabela 4. A exclusão da tendência temporal não altera a conclusão de cointegração para nenhum dos modelos de MUT: as *F-statistics* vão de 13,7 a 17,1, todas acima do crítico de 4,85, e as elasticidades se mantêm negativas. Os modelos bivariados com Função Organização Agrária sozinha apresentam *F-statistics* entre 21,4 e 24,5, muito superiores aos do modelo com FA sozinha (F entre 4,6 e 5,2), confirmando que é a Função Organização Agrária que sustenta a relação de cointegração. As elasticidades de Função Organização Agrária nos modelos bivariados ficam entre-0,61 e-0,68, maiores em valor absoluto do que no modelo com ambos os regressores (-0,52 a-0,59), o que é esperado quando se remove uma variável correlacionada.

Tabela 4. Síntese dos testes de robustez (modelos de mudança de uso da terra).

Teste de robustez	CO_2_MUT	CH_4_MUT	N_2O_MUT
ARDL com tendência (F)	15,34	17,42	17,26
ARDL sem tendência (F)	13,74	16,12	17,05
Função Organização Agrária bivariado (F, k=1)	21,35	24,55	23,44
FA bivariado (F, k=1)	4,63	4,81	5,22

Toda-Yamamoto Função Organização Agrária (p)	0,005	0,003	0,003
DOLS elast. Função Organização Agrária (p)	-0,30 (0,00)	-0,36 (0,00)	-0,33 (0,00)
DOLS elast. FA (p)	-0,21 (0,04)	-0,24 (0,05)	-0,24 (0,05)
Breusch-Godfrey (p)	0,308	0,228	0,185
Jarque-Bera (p)	0,955	0,999	0,977
Dummy ABC (p)	n.s.	n.s.	n.s.

Elaboração própria. Nota: n.s. = não significante a 10%. Valores críticos a 5%: F I(1) = 4,85 (k=2) e 4,16 (k=1).

O teste de causalidade de Toda-Yamamoto (Tabela 5) constitui a verificação de direção causal mais adequada para a amostra disponível, pois não depende de pré-teste de integração ou cointegração. Os resultados mostram que a Função Organização Agrária Granger-causa as emissões de MUT para os três gases a 5% (p entre 0,003 e 0,005), enquanto a FA não Granger-causa nenhuma das emissões de MUT (p entre 0,36 e 0,38). Na direção inversa, nenhuma emissão Granger-causa qualquer dos gastos (p entre 0,64 e 0,76), descartando a hipótese de que o governo ajusta o orçamento em resposta ao nível de emissões. A causalidade é unidirecional: do gasto com política fundiária para as emissões por desmatamento.

Tabela 5. Causalidade de Toda-Yamamoto (resultados selecionados).

Hipótese	F	p-valor	Resultado
FA → CO_2_MUT	0,924	0,359	Não causa
Função Organização Agrária → CO_2_MUT	12,573	0,005	Causa (5%)
FA → CH_4_MUT	0,837	0,382	Não causa
Função Organização Agrária → CH_4_MUT	14,804	0,003	Causa (5%)
FA → N_2O_MUT	0,905	0,364	Não causa
Função Organização Agrária → N_2O_MUT	14,483	0,003	Causa (5%)
CO_2_MUT → Função Organização Agrária	0,169	0,690	Não causa
CH_4_MUT → Função Organização Agrária	0,099	0,759	Não causa
N_2O_MUT → Função Organização Agrária	0,229	0,643	Não causa

Elaboração própria. Elaboração própria a partir de dados do SEEG e STN.

O estimador DOLS oferece elasticidades alternativas que corroboram o ARDL em termos de sinal e significância. Para a Função Organização Agrária, o DOLS estima coeficientes entre -0,30 e -0,36, e para a FA, entre -0,21 e -0,24, todos estatisticamente significantes. As magnitudes do DOLS são menores do que as do ARDL (-0,52 a -0,59 para Função Organização Agrária), o que é esperado porque os dois estimadores ponderam a informação temporal de forma diferente. O ponto relevante para a robustez é que os sinais são idênticos, e a significância estatística se mantém independentemente do estimador utilizado.

A análise de sensibilidade indica que a exclusão de 2015, 2020 ou ambos não altera as conclusões, sugerindo ausência de influência de outliers. A dummy do Plano ABC não é estatisticamente significante, indicando estabilidade da relação entre gastos e emissões ao longo do período, sem mudança estrutural em 2010 — o que não implica ineficácia do plano, mas ausência de alteração na forma funcional estimada. Os testes de Breusch-Godfrey não apontam autocorrelação nos resíduos (p entre 0,185 e 0,308), e o teste de Jarque-Bera não rejeita a normalidade (p entre 0,955 e 0,999). Os gráficos CUSUM (disponíveis sob consulta) confirmam a estabilidade dos coeficientes, sem evidência de quebra estrutural, mesmo diante de eventos como a pandemia de 2020 ou o pico de crédito de 2015. Por fim, os valores de R^2 ajustado entre 0,72 e 0,76 indicam boa capacidade explicativa, considerando modelos com apenas dois regressores orçamentários.

A convergência dos resultados entre métodos e especificações reforça a conclusão de que a relação identificada não decorre de uma escolha metodológica particular. O ARDL com tendência, sem tendência, bivariado com a Função Organização Agrária, o estimador de DOLS e o teste de Toda-Yamamoto apontam na mesma direção: a Função Organização Agrária mantém relação de equilíbrio de longo prazo com as emissões por mudança de uso da terra, a causalidade vai do gasto para as emissões e não há retroalimentação. A Função Agricultura não sustenta relação de longo prazo com nenhuma das séries de emissões, embora tenha efeito transitório sobre o CO_2 agropecuário.

Esse padrão é consistente ao longo da análise: variações nos gastos da Função Agricultura não apresentam efeitos estatisticamente robustos sobre as emissões, enquanto a Função Organização Agrária concentra a evidência mais forte de associação, o que vai ao encontro da literatura. Pacheco e Meyer (2022) mostram que terras públicas não designadas e sem titulação apresentam as maiores taxas de desmatamento, e que sua regularização reduz esse processo, sobretudo quando há regulação ambiental. Azevedo-Ramos et al. (2020) estimam que a legalização de registros privados em florestas públicas poderia gerar entre 1,2 e 3,0 $GtCO_2$ adicionais, indicando que a fragilidade fundiária é, por si, um fator de emissão. De forma complementar, Mastrangelo, Schons e Maia (2026) identificam relação causal entre segurança da posse e menor desmatamento, i.e., propriedades com limites definidos desmatam entre 1% e 3% menos e têm maior probabilidade de cumprir o Código Florestal em comparação àquelas com sobreposição de registros no Cadastro Ambiental Rural (CAR).

A composição dos gastos da Função Organização Agrária se alinha com esse mecanismo. Os programas de assentamento e regularização fundiária, que absorveram a maior

parte do orçamento dessa função, atuam sobre a estrutura de posse da terra, e a literatura citada indica que esse é o canal pelo qual o Estado pode reduzir emissões por mudança de uso da terra. A contração orçamentária da Função Organização Agrária ao longo do período, que reduziu os recursos a um terço do valor inicial em termos reais, coincide com o aumento das emissões por mudança de uso da terra, que atingiram pico em 2022, e os modelos ARDL formalizam essa associação como uma relação de cointegração com causalidade confirmada pelo teste de Toda-Yamamoto.

Cabe reconhecer que certos programas da Função Organização Agrária podem ter efeitos indiretos na direção oposta, pois a reestruturação produtiva em assentamentos pode envolver conversão de áreas florestais. O sinal líquido estimado é, contudo, negativo nos três modelos e nos dois estimadores (ARDL e DOLS), o que indica que o efeito redutor da regularização fundiária supera o efeito expansivo, resultado consistente com o achado de Pacheco e Meyer (2022) de que regimes privados regularizados reduzem o desmatamento em comparação com terras sem designação.

A comparação com a literatura econométrica reforça o caráter original dos resultados. Chandio et al. (2020) e Ahmed et al. (2024) testaram determinantes econômicos das emissões agrícolas como área cultivada, rebanho e abertura comercial, e Santos et al. (2024) utilizaram o PIB agropecuário e a área agrícola como regressores. Nenhum desses estudos utilizou o orçamento público desagregado por função como variável explicativa, e a identificação da Função Organização Agrária como o canal orçamentário pelo qual o gasto federal se conecta às emissões por desmatamento constitui a contribuição deste artigo

5. Considerações finais

Este artigo testou formalmente a relação entre o gasto público federal desagregado por função orçamentária e as emissões de GEE da agropecuária e da mudança de uso da terra no Brasil, preenchendo um hiato na literatura em que os dois lados da relação eram tratados de forma independente. O resultado central é que existe cointegração entre gastos públicos e emissões de CO_2, CH_4 e N_2O por mudança de uso da terra, com F-statistics entre 15,3 e 17,4, e que a Função Organização Agrária é o regressor que carrega essa relação, com elasticidade de longo prazo entre -0,52 e -0,59 e causalidade unidirecional confirmada pelo teste de Toda-Yamamoto. O resultado se mantém robusto a oito verificações alternativas, incluindo o estimador DOLS, modelos bivariados, exclusão de anos atípicos e teste de estabilidade paramétrica (CUSUM). A Função Agricultura não mantém relação de equilíbrio de longo prazo

com as emissões, resultado coerente com a composição heterogênea dessa função, que reúne programas com efeitos opostos sobre o meio ambiente.

Os resultados têm implicações para a formulação de políticas orçamentárias alinhadas a metas climáticas. Se o objetivo é reduzir emissões por desmatamento, o canal orçamentário mais efetivo identificado nos dados é o fortalecimento da política fundiária e de regularização de terras, o que é consistente com a literatura que associa segurança da posse da terra a menores taxas de desmatamento. A Função Organização Agrária foi executada ao longo do período por programas que se sucederam, como o "Novo Mundo Rural: Assentamento de Trabalhadores Rurais" (2000-2007), o "Desenvolvimento Sustentável na Reforma Agrária" (2004-2011) e a "Reforma Agrária e Ordenamento da Estrutura Fundiária" (2012-2019), e cada programa sucessor recebeu dotação orçamentária menor que o anterior, de modo que os recursos reais da função como um todo caíram de R$ 6,3 bilhões em 2008 para R$ 2,8 bilhões em 2024. Os modelos ARDL indicam que essa contração se associa ao aumento das emissões por mudança de uso da terra. A trajetória observada vai, portanto, na direção contrária ao que os resultados sugerem como desejável.

A ausência de relação de longo prazo entre o orçamento da Função Agricultura e as emissões agropecuárias não deve ser interpretada como irrelevância do gasto agrícola para a agenda climática. O efeito de curto prazo da Função Agricultura sobre o CO_2 agropecuário ($p = 0{,}002$ no modelo em primeiras diferenças) sugere que a composição interna do gasto, mais do que seu volume total, pode ser o canal relevante para as emissões desse setor. Investigações futuras com dados desagregados por programa poderiam testar essa hipótese e identificar quais linhas de crédito contribuem para a redução de emissões e quais incentivam a expansão da área produtiva.

A limitação do estudo reside no tamanho amostral ($T = 17$), que reduz o poder dos testes de raiz unitária e restringe a especificação de defasagens. Os valores críticos assintóticos de Pesaran, Shin e Smith (2001) podem ser liberais em amostras reduzidas, embora os F-statistics obtidos (15 a 17) ultrapassem por larga margem os valores críticos mais restritivos de Narayan (2005) para $T = 30$. A capacidade explicativa dos modelos (R^2 ajustado entre 0,72 e 0,76 nos modelos de mudança de uso da terra) indica que outras variáveis além do orçamento influenciam as emissões. Uma extensão natural seria a utilização de dados em painel estadual (27 unidades federativas por 17 anos, totalizando 459 observações), o que multiplicaria a amostra e permitiria controlar por heterogeneidade regional, incluindo diferenças na fronteira agrícola entre biomas e na intensidade do desmatamento entre estados. A inclusão de variáveis

de controle como o rebanho bovino, a área agrícola plantada e os preços internacionais de commodities também poderia enriquecer a especificação e reduzir o risco de viés por omissão de variáveis.

Agradecimento

Os autores agradecem à Profª Michelle Márcia Martins Viana pelas valiosas contribuições ao longo do desenvolvimento deste trabalho.

Referências

Ahmed, N.; Xinagyu, G.; Alnafissa, M.; Sikder, M.; Faye, B. Evaluating the impact of sustainable technology, resource utilization, and climate change on soil emissions. Clean Engineering and Technology, v. 23, 100869, 2024.

Azevedo-Ramos, C.; Moutinho, P.; Arruda, V. L.; Stabile, M. C. C.; Alencar, A.; Castro, I.; Ribeiro, J. P. Lawless land in no man's land: the undesignated public forests in the Brazilian Amazon. Land Use Policy, v. 99, 104863, 2020.

Brasil. Medida Provisória n. 1.911-12, de 25 de novembro de 1999. Cria o Ministério do Desenvolvimento Agrário. Diário Oficial da União, Brasília, 1999.

Brasil. Ministério da Agricultura. Plano ABC: Plano Setorial de Mitigação e Adaptação às Mudanças Climáticas para a Consolidação de uma Economia de Baixa Emissão de Carbono na Agricultura. Brasília: MAPA, 2010.

Brasil. Ministério da Agricultura. Plano ABC+ (2020-2030). Brasília: MAPA, 2021.

Brasil. Nationally Determined Contribution (NDC) under the Paris Agreement: Second NDC. Brasília: Governo Federal, 2023. https://unfccc.int/sites/default/files/NDC/2023-11/Brazil%20First%20NDC%202023%20adjustment.pdf

Pacheco, A.; Meyer, C. Land tenure drives Brazil's deforestation rates across socio-environmental contexts. Nature Communications, v. 13, 5759, 2022. https://doi.org/10.1038/s41467-022-33398-3

Brown, R. L.; Durbin, J.; Evans, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society: Series B, v. 37, n. 2, p. 149–192, 1975. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x

Carrer, D. A.; Bacha, C. J. C. Gastos públicos e emissões de carbono: um olhar para agropecuária e mudança do uso da terra. Manuscrito não publicado, 2026.

Chandio, A. A.; Jiang, Y.; Rehman, A.; Rauf, A. Short and long-run impacts of climate change on agriculture: an empirical evidence from China. International Journal of Climate Change Strategies and Management, v. 12, n. 2, p. 201-221, 2020. https://doi.org/10.1108/IJCCSM-05-2019-0026

Elliott, G.; Rothenberg, T. J.; Stock, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996. https://doi.org/10.2307/2171846

Gasques, J. G. Nota sobre gastos públicos na agricultura. Brasília: IPEA, 2017.

Gasques, J. G.; Villa Verde, C. M.; Bastos, E. T. Gastos públicos na agricultura: uma retrospectiva. Revista de Política Agrícola, v. 19, ed. especial, p. 74-92, 2010.

Granger, C. W. J.; Newbold, P. Spurious regressions in econometrics. Journal of Econometrics, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7

IISD. Challenges to Fostering Low-Carbon Agriculture Through Public Policies and Support in Brazil. Winnipeg: IISD, 2024.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. Testing the null hypothesis of stationarity. Journal of Econometrics, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992. https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

Mastrangelo, J. P. S.; Schons, S.; Maia, A. Does land tenure security reduce deforestation? Evidence from the Brazilian Amazon. World Development, v. 189, 107233, 2026.

Narayan, P. K. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. Applied Economics, v. 37, n. 17, p. 1979-1990, 2005. https://doi.org/10.1080/00036840500278103

Natsiopoulos, K.; Tzeremes, N. G. ARDL bounds test for cointegration: replicating the Pesaran et al. (2001) results for the UK earnings equation using R. Journal of Applied Econometrics, v. 37, n. 5, p. 1079-1090, 2022. https://doi.org/10.1002/jae.2919

Newey, W. K.; West, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987. https://doi.org/10.2307/1913610

Pesaran, M. H.; Shin, Y.; Smith, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001. https://doi.org/10.1002/jae.616

Quintão, J. M. B.; Cantinho, R. Z.; Albuquerque, E. R. G. M.; Maracahipes, L.; Bustamante, M. M. C. Mudanças do uso e cobertura da terra no Brasil, emissões de GEE e políticas em curso. Ciência e Cultura, v. 73, n. 1, p. 18-24, 2021.

R Core Team. R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation, 2024. https://www.R-project.org/

Regazzini, L. C.; Bacha, C. J. C. Tributação e gastos federais na agropecuária brasileira. Revista de Política Agrícola, v. 21, n. 3, p. 55-67, 2012.

Santos, L. P.; Ferreira, M. D. P.; Vieira Filho, J. E. R.; Lima, J. E. Determinants of greenhouse gas emissions by Brazilian agricultural sector. Anais da Academia Brasileira de Ciências, v. 96, n. 3, e20231367, 2024.

SEEG. Análise das emissões de gases de efeito estufa: 1970-2023. Nota metodológica do Sistema de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa no Brasil. Observatório do Clima, 2024. https://seeg.eco.br/

SEEG. Emissões do Brasil têm a maior queda em 15 anos: SEEG 13. Observatório do Clima, 2025. https://seeg.eco.br/

Toda, H. Y.; Yamamoto, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

Wedekin, I. Desafios da política agrícola. Revista de Política Agrícola, v. 31, n. 1, p. 149-162, 2022.