

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

**Relação entre emissões de gases de efeito estufa, crescimento econômico e
consumo relativo de energia renovável no Brasil (1970–2023)**

Paulo André Manhães Barbosa
Doctor Scientiae

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2026**

PAULO ANDRÉ MANHÃES BARBOSA

Relação entre emissões de gases de efeito estufa, crescimento econômico e consumo relativo de energia renovável no Brasil (1970–2023)

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

Orientador: Leonardo B. de Mattos

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

B238r
2026
Barbosa, Paulo André Manhães, 1993-
Relação entre emissões de gases de efeito estufa,
crescimento econômico e consumo relativo de energia renovável
no Brasil (1970–2023) / Paulo André Manhães Barbosa. –
Viçosa, MG, 2026.

1 tese eletrônica (150 f.): il. (algumas color.).

Inclui apêndices.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa,
Departamento de Economia Rural, 2026.

Referências bibliográficas: f. 124-138.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2026.413>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Gases do efeito estufa - Brasil - 1970-2023 - Aspectos
econômicos. 2. Energia - Fontes alternativas - Brasil - 1970-2023
- Aspectos econômicos. I. Mattos, Leonardo Bornacki de, 1977-.
II. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia
Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.
III. Título.

CDD 22. ed. 363.738740981

PAULO ANDRÉ MANHÃES BARBOSA

Relação entre emissões de gases de efeito estufa, crescimento econômico e consumo relativo de energia renovável no Brasil (1970–2023)

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 4 de março de 2026.

Assentimento:

Paulo André Manhães Barbosa
Autor

Leonardo Bornacki de Mattos
Orientador

Essa tese foi assinada digitalmente pelo autor em 13/07/2026 às 10:39:00 e pelo orientador em 14/07/2026 às 15:21:22. As assinaturas têm validade legal, conforme o disposto na Medida Provisória 2.200-2/2001 e na Resolução nº 37/2012 do CONARQ. Para conferir a autenticidade, acesse <https://siadoc.ufv.br/validar-documento>. No campo 'Código de registro', informe o código **7CQB.QRIT.TK66** e clique no botão 'Validar documento'.

A Deus, por ter me iluminado até aqui e a toda minha família
por sempre acreditar em mim.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por estar sempre presente em minha vida, concedendo-me força, sabedoria e orientação em todas as minhas escolhas.

À minha família, em especial aos meus pais, pelo apoio incondicional, incentivo constante e por estarem sempre ao meu lado em todos os momentos.

Ao meu professor e orientador, Leonardo Bornacki de Mattos, pela confiança, apoio e orientação ao longo de toda esta trajetória acadêmica. Agradeço também por ser uma das minhas maiores referências, não apenas como profissional, mas sobretudo como ser humano.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa, pelos ensinamentos compartilhados, pela dedicação à formação de seus alunos e pela contribuição fundamental para o meu desenvolvimento acadêmico.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial à Margarida, pelo comprometimento, atenção e prontidão na solução dos mais diversos desafios encontrados ao longo desta jornada.

Aos amigos que conquistei na Universidade Federal de Viçosa, especialmente à minha melhor amiga e companheira, Isabela, que esteve presente em momentos importantes desta caminhada, compartilhando alegrias, desafios e conquistas.

Por fim, agradeço a todos aqueles que, de alguma forma, fizeram parte da minha trajetória e contribuíram para o meu crescimento acadêmico, profissional e pessoal. Cada apoio recebido foi fundamental para a concretização desta conquista.

Este trabalho foi realizado com o apoio das seguintes agências de pesquisa brasileiras: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

RESUMO

BARBOSA, Paulo André Manhães, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, março de 2026. **Relação entre emissões de gases de efeito estufa, crescimento econômico e consumo relativo de energia renovável no Brasil (1970–2023).** Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Este estudo teve como objetivo analisar a relação entre emissões de gases de efeito estufa (GEE), crescimento econômico e consumo relativo de energia renovável no Brasil, no período de 1970 a 2023. Com base em técnicas econométricas aplicadas a dados em painel e séries temporais, investigou-se a hipótese de existência da Curva Ambiental de Kuznets (CAK), os efeitos do consumo relativo de energia renovável sobre as emissões de GEE e a dinâmica temporal entre crescimento econômico, emissões e composição da matriz energética brasileira. Os resultados obtidos a partir dos estimadores Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) e Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) para o painel setorial indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre crescimento econômico e emissões de GEE, predominantemente linear e positiva, o que permitiu a rejeição da hipótese tradicional da CAK no formato de U invertido. Quanto à análise desagregada, os resultados revelaram a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em todos os setores analisados, sendo que a hipótese da CAK em sua forma tradicional foi sustentada apenas no setor de comércio e serviços. Verificou-se ainda que mudanças na composição da matriz energética, representadas pelo aumento do consumo relativo de energia proveniente de fontes renováveis, exercem efeito negativo e estatisticamente significativo sobre as emissões de GEE, sugerindo que a expansão da participação dessas fontes pode contribuir para a mitigação ambiental. Além da estimação da CAK, testes de causalidade de Granger em painel e séries de tempo também foram empregados. Os resultados indicaram que tanto o crescimento econômico quanto as emissões de GEE antecedem, na maioria dos casos, mudanças na composição da matriz energética brasileira, sinalizando que a transição para fontes renováveis tende a ser induzida por fatores econômicos e por pressões ambientais. Em conjunto, os achados reforçam a importância da formulação de políticas públicas estratégicas voltadas à transição energética e ao desenvolvimento sustentável no Brasil, considerando as especificidades setoriais da economia brasileira.

Palavras-chave: crescimento econômico; consumo de energia; GEE

ABSTRACT

BARBOSA, Paulo André Manhães, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, March, 2026. **Relationship between greenhouse gas emissions, economic growth, and relative consumption of renewable energy in Brazil (1970–2023)**. Adviser: Leonardo Bornacki de Mattos.

This study aimed to analyze the relationship between greenhouse gas (GHG) emissions, economic growth, and relative renewable energy consumption in Brazil from 1970 to 2023. Based on econometric techniques applied to panel data and time series, the hypothesis of the existence of the Environmental Kuznets Curve (EKC), the effects of relative renewable energy consumption on GHG emissions, and the temporal dynamics between economic growth, emissions, and the composition of the Brazilian energy matrix were investigated. The results obtained from the Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) e Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) estimators for the sectoral panel indicated the existence of a long-term relationship between economic growth and GHG emissions, predominantly linear and positive, which allowed the rejection of the traditional EKC hypothesis in the inverted U shape. Regarding the disaggregated analysis, the results revealed the existence of a long-term equilibrium relationship between the variables in all sectors analyzed, with the EKC hypothesis in its traditional form being supported only in the trade and services sector. It was also found that changes in the composition of the energy matrix, represented by the increase in the relative consumption of energy from renewable sources, have a negative and statistically significant effect on GHG emissions, suggesting that expanding the share of these sources can contribute to environmental mitigation. In addition to the estimation of the CAK (Coefficient of Energy Gain), Granger causality tests in panel and time series were also employed. The results indicated that both economic growth and GHG emissions precede, in most cases, changes in the composition of the Brazilian energy matrix, signaling that the transition to renewable sources tends to be induced by economic factors and environmental pressures. Taken together, the findings reinforce the importance of formulating strategic public policies aimed at energy transition and sustainable development in Brazil, considering the sectoral specificities of the Brazilian economy.

Keywords: economic growth; energy consumption; GHG

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Composição da Matriz Energética Brasileira e Mundial (2022-2023).....	23
Figura 2 – Evolução da participação de fontes renováveis e não renováveis no consumo total de energia no Brasil (1970–2023).....	24
Figura 3 – Evolução da participação setorial no consumo total de energia no Brasil (1970–2023).....	25
Figura 4 – Evolução da participação de fontes renováveis no consumo de energia por setor de atividade econômica no Brasil (1970–2023).....	26
Figura 5 – Evolução por fonte do consumo energético do setor industrial brasileiro (1970 – 2023).....	27
Figura 6 – Evolução por fonte do consumo energético do setor de comércio e serviços brasileiro (1970-2023).....	28
Figura 7 – Evolução por fonte do consumo energético do setor agropecuário brasileiro (1970-2023).....	29
Figura 8 – Evolução por fonte do consumo energético do setor de transportes brasileiro (1970 – 2023).....	30
Figura 9 – Evolução por fonte do consumo energético do setor de geração de energia brasileiro (1970 – 2023).....	31
Figura 10 – Emissões setoriais de GEE associadas ao uso de energia (1970–2023).....	32
Figura 11 – Evolução do PIB setorial brasileiro (1970–2023).....	34
Figura 12 – Curva Ambiental de Kuznets.....	39
Figura 13 – Representação da Curva Ambiental de Kuznets no formato de U invertido.....	49
Figura 14 – Diferentes formas da relação entre crescimento econômico e degradação ambiental.....	51
Figura 15 – Relação entre emissões de GEE e PIB setorial: análise não paramétrica.....	85
Figura 16 – Relação entre emissões de GEE e PIB agregado: análise não paramétrica.....	87
Figura 1B – Evolução temporal da razão de consumo energético (LCE), emissões (LCO) e PIB (LPIB) por setor (1990–2022).....	143
Figura 1C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor Industrial.....	144
Figura 2C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor de Comércio e Serviços.....	145

Figura 3C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor Agropecuário.....	146
Figura 4C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor de Transportes.....	147
Figura 5C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor de Geração de Energia.....	148
Figura 6C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Agregado Setorial.....	149

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultados das diferentes formas de relação entre crescimento econômico e degradação ambiental.....	52
Tabela 2 – Resultados do teste de dependência <i>cross-section</i>	81
Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária em painel.....	82
Tabela 4 – Resultados do teste de cointegração em painel entre emissões de GEE, PIB e consumo relativo de energia.....	83
Tabela 5 – Resultados do teste para o número de vetores de cointegração entre emissões de GEE, PIB e consumo relativo de energia.....	84
Tabela 6 – Resultados da Estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK).....	88
Tabela 7 – Resultados do Teste de Não Causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012).....	91
Tabela 8 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) – Setor Industrial.....	95
Tabela 9 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) – Setor de Comércio e Serviços.....	97
Tabela 10 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - Setor Agropecuário.....	99
Tabela 11 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - Setor de Transportes.....	101
Tabela 12 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - Setor de Geração de Energia.....	103
Tabela 13 – Resultados do teste de causalidade de Granger de longo prazo (VECM/ECT) - Setor Industrial.....	105
Tabela 14 – Resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo (VECM/Wald) - Setor Industrial.....	106
Tabela 15 – Resultados do teste de causalidade de Granger de longo prazo (VECM/ECT) - Setor de Comércio e Serviços.....	108
Tabela 16 – Resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo (VECM/Wald) - Setor de Comércio e Serviços.....	109
Tabela 17 – Resultados do teste de causalidade de Granger de longo prazo (VECM/ECT) - Setor Agropecuário.....	111

Tabela 18 – Resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo (VECM/Wald) - Setor Agropecuário.....	113
Tabela 19 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Longo Prazo (VECM/ECT) - Setor de Transportes.....	115
Tabela 20 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Curto Prazo (VECM/Wald) - Setor de Transportes.....	116
Tabela 21 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Longo Prazo (VECM/ECT) - Setor de Geração de Energia.....	118
Tabela 22 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Curto Prazo (VECM/Wald) - Setor de Geração de Energia.....	119
Tabela 1A – Avaliação da CAK a partir de dados de séries de tempo.....	139
Tabela 2A – Avaliação da CAK a partir de dados em painel.....	140
Tabela 1D – Resultados dos Testes de Raiz Unitária.....	148
Tabela 2D – Resultados do Teste de Cointegração de Johansen.....	149

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
1.1 Considerações iniciais	13
1.2 O problema e sua importância.....	16
1.3 Hipótese.....	22
1.4 Objetivos	22
1.4.1 Objetivo geral.....	22
1.4.2 Objetivos específicos.....	22
2 MATRIZ ENERGÉTICA, EMISSÕES DE GEE E PIB SETORIAL NO BRASIL	23
2.1 A matriz energética brasileira e de seus principais setores	23
2.2 Emissões de GEE no Brasil.....	31
2.3 PIB setorial brasileiro.....	33
3 REFERENCIAL TEÓRICO.....	36
3.1 Fundamentos teóricos da Curva Ambiental de Kuznets	36
3.2 Curva Ambiental de Kuznets: conceito, fundamentos e formulação empírica	47
4 METODOLOGIA E DADOS.....	53
4.1 Revisão da literatura empírica usada na estimação da CAK.....	53
4.1.1 Principais métodos de estimação paramétricos e não-paramétricos usados na validação da CAK	55
4.2 Estratégia empírica.....	60
4.2.1 Análise no contexto de dados em painel	62
4.2.2 Análise no contexto de séries de tempo	72
4.3 Descrição, tratamento e fontes dos dados	79
5 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	81
5.1 Resultados da análise no contexto de dados em painel.....	81
5.2 Resultados da análise no contexto de séries de tempo	93
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	121
REFERÊNCIAS	124

APÊNDICES.....	139
-----------------------	------------

1 INTRODUÇÃO

1.1 Considerações iniciais

A crescente ameaça do aquecimento global e das mudanças climáticas tem sido uma grande preocupação em todo o mundo nas últimas décadas. De acordo com informações fornecidas pela plataforma *Climate Watch* do *World Resources Institute* (WRI, 2026), apesar dos inúmeros tratados e acordos internacionais de controle e redução da emissão de gases de efeito estufa (GEE)¹ na atmosfera, as emissões globais continuam aumentando em todo mundo, apresentando, desde a década de 1990 até o ano de 2023, um crescimento de 50%. Dentre as principais fontes de emissões de GEE causadas por seres humanos, o consumo de energia é, de longe, o maior responsável.

Conceitualmente, energia corresponde à capacidade de realizar trabalho, mover, aquecer ou transformar materiais (Pinto Junior *et al.*, 2016). Além disso, segundo as Recomendações Internacionais para Estatísticas de Energia das Nações Unidas (NU, 2018), ela pode ser classificada em duas categorias principais: energia primária e energia secundária. A energia primária é aquela obtida diretamente da natureza, sem necessidade de transformação, como é o caso do gás natural, carvão mineral, biomassa, radiação solar, vento e água em movimento. A energia secundária, por sua vez, é aquela resultante da conversão da energia primária em formas mais convenientes para transporte, armazenamento ou uso, como eletricidade, combustíveis refinados (gasolina, diesel), etanol e biodiesel. Tanto a energia primária quanto a secundária podem ser classificadas em renováveis e não renováveis, de acordo com a fonte que lhes dá origem (Rosen, 2020). As fontes renováveis de energia são aquelas disponíveis na natureza e que podem ser utilizadas de forma contínua, sendo consideradas virtualmente inesgotáveis como é o caso da energia solar, geotérmica, eólica, entre outras. Já as fontes não renováveis, correspondem àquelas que se encontram na natureza em quantidades limitadas e que uma vez esgotadas, suas reservas não podem ser regeneradas como petróleo, carvão mineral, gás natural e urânio (NU, 2018; Rosen, 2020).

O setor energético, que inclui subsectores como transporte, produção de eletricidade e produção de combustíveis é responsável por mais de 76% das emissões mundiais de GEE, com destaque para o dióxido de carbono (CO₂) que responde por cerca de 72% das emissões totais.

¹Os Gases de Efeito Estufa (GEE) são substâncias gasosas naturalmente presentes na atmosfera (CO₂, CH₄, N₂O, SF₆, HFC e PFC) responsáveis por absorver parte da radiação infravermelha emitida pelo Sol e refletida pela superfície terrestre, dificultando o escape desta radiação (calor) para o espaço. Devido às ações humanas, a concentração desses gases na atmosfera tem aumentado, levando ao aumento da temperatura média global.

Dentre os outros principais setores emissores destacam-se: agropecuária (12,3%); uso da terra, mudança no uso da terra e silvicultura (0,9%); processos industriais de produtos químicos, cimento e outros (6,2%); e resíduos (3,8%), incluindo aterros e águas residuais (WRI, 2026).

No que se refere ao Brasil, de acordo com informações do WRI (2026), o país é sexto maior emissor de gases de efeito estufa do planeta, respondendo por cerca 3,1% do total de emissões líquidas em 2023, ficando atrás de outros países como China (25,3%), Estados Unidos (11,2%), Índia (7,5%), União Europeia (6,1%) e Rússia (3,7%). Dentre as principais fontes de emissão de GEE no território brasileiro, destacam-se as atividades dos setores de mudança de uso da terra, responsável por 43% do total de emissões; do setor agropecuário, responsável por 27,4%; e do setor energético, responsável por 22,4%.

Situando-se entre as maiores economias mundiais e com uma matriz energética que utiliza mais fontes renováveis do que o resto do mundo, o Brasil se configura como um potencial candidato para se tornar uma das economias mais verdes do planeta (WRI, 2022). De acordo com dados da *International Energy Agency* (IEA, 2023), fontes de energias renováveis como solar, eólica, geotérmica, hidráulica e de biomassa correspondem a apenas 14% da matriz energética mundial e os 86% restantes são constituídos de fontes não renováveis como carvão mineral, gás natural, petróleo e derivados. Já no Brasil, de acordo dados do Balanço Energético Nacional (BEN, 2024), a soma de fontes renováveis como lenha e carvão vegetal, derivados de cana, eólica, solar, hidráulica e outras renováveis totalizam cerca de 49,1%, quase metade da matriz energética brasileira.

O nível de consumo de diferentes fontes energéticas está intimamente associado à realização das atividades de produção, locomoção, segurança, conforto e vários outros fatores ligados ao bem-estar da sociedade contemporânea. Contudo, o que se percebe é que o crescimento da atividade econômica pode exercer forte pressão sobre a qualidade do meio ambiente², principalmente através do aumento na demanda por fontes energéticas não renováveis. Por esse motivo, a interação entre variáveis associadas ao crescimento econômico, consumo energético e qualidade ambiental se tornou o centro de importantes debates dentro da literatura associada a economia da energia (Ang, 2008; Apergis; Payne, 2010; Omri, 2013; Mahmood *et al.*, 2023).

² Segundo o documento Agenda 21, produzido na Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente e o Desenvolvimento (Rio-92), define-se o meio ambiente como "o sistema de elementos naturais e artificiais de natureza física, química, biológica, social e econômica com os quais interagem os seres humanos e outras espécies vivas" (CÂMARA DOS DEPUTADOS, 1995).

Nesse contexto, o corpo da literatura associada à investigação da relação entre consumo de energia, crescimento econômico e meio ambiente pode ser dividido em três vertentes principais. A primeira se baseia no teste de validade da hipótese de existência da chamada Curva Ambiental de Kuznets (CAK), que tem como foco a relação entre crescimento econômico (especialmente da renda *per capita*) e a degradação do meio ambiente (principalmente via emissão de GEE como o dióxido de carbono – CO₂). Ela postula sobre a possibilidade de existência de uma relação em forma de U invertido entre o nível de degradação ambiental e o nível de crescimento. Isto é, acredita-se que a degradação ambiental aumenta com o rendimento per capita durante as fases iniciais do crescimento econômico de um país ou região e depois diminui com o rendimento per capita após atingir um determinado limiar (Dinda, 2004; Shahbaz *et al.*, 2013; Robalino-López *et al.*, 2015; Hashmi *et al.*, 2023).

Já a segunda vertente tem como foco a análise do nexos causal entre variáveis de consumo energético e de crescimento econômico. Ela parte do princípio de que o uso de energia moderna (gás e eletricidade) se configura como o principal meio para alcançar o progresso econômico, social e tecnológico. Nesse cenário, defende-se a ideia de que o consumo de energia pode ser tanto um fator limitante como impulsionador da atividade econômica, a depender da sua disponibilidade e qualidade. Desse modo, acredita-se que uma redução da emissão de poluentes por meio de uma simples e/ou direta redução do consumo energético, oriundo principalmente de fontes não renováveis, pode afetar negativamente o crescimento econômico a depender das características de cada país ou região (Al-Mulali *et al.*, 2019; Fernandes; Reddy, 2020; Alsaedi; Tularam, 2020).

Por fim, a terceira e última vertente corresponde a uma abordagem combinada das duas anteriores e investiga a dinâmica da relação causal trilateral entre crescimento econômico, poluentes ambientais e consumo de energia em conjunto. Desse modo, é possível investigar como o consumo energético pode afetar a atividade econômica e consequentemente a qualidade do meio ambiente (Soytas *et al.*, 2007; Alam *et al.*, 2012; Ajmi *et al.*, 2015).

De modo geral, prevalece o consenso de que a gestão da relação entre energia, meio ambiente e um crescimento econômico sustentável³ envolve grandes desafios, uma vez que o tipo de fonte energética utilizada desempenha um papel crucial, tanto em termos de produtividade dos fatores de produção, como em relação à impactos significativos nas emissões

³ De acordo com a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o crescimento econômico sustentável corresponde ao crescimento que equilibra as necessidades econômicas, sociais e ambientais do presente sem comprometer a capacidade das futuras gerações de satisfazerem suas próprias necessidades (Tracey; Anne, 2008).

de gases de efeito estufa como o CO₂. Nessa perspectiva, ao considerar as mudanças na composição da matriz energética mundial, caracterizadas pela crescente participação de fontes renováveis e mais limpas de energia, é de se esperar que surjam novas implicações tanto para o crescimento econômico quanto para a sustentabilidade ambiental, sobretudo em países com elevado potencial para a produção de energia limpa, como o Brasil.

1.2 O problema e sua importância

Impulsionada pela intensificação da industrialização e o aumento da queima de combustíveis fósseis desde o início da Revolução Industrial no séc. XVII, a emissão antrópica de GEE⁴ é considerada por muitos a causa raiz das mudanças climáticas e do aquecimento global, sendo fonte de discussões entre formuladores de políticas públicas e entidades responsáveis pela preservação do meio ambiente ao redor do mundo. Dada sua relação estreita com o consumo de diferentes fontes energéticas e a capacidade de impor consequências catastróficas e adversas sobre os meios de vida da sociedade contemporânea e sobre o ritmo de crescimento econômico dos países ao redor do mundo, neste trabalho, busca-se responder às seguintes perguntas: como mudanças na composição da matriz energética brasileira se relacionam com o crescimento econômico e as emissões de GEE? Qual o efeito do aumento no consumo relativo de fontes de energia renovável sobre as emissões de GEE na economia brasileira e nos seus principais setores?

As diferentes atividades econômicas de um país ou região podem estar intimamente relacionadas ao seu nível da demanda por energia, de modo que, um aumento no consumo energético pode ser responsável por elevar os padrões de qualidade de vida por meio de diferentes canais como melhorias na área de saúde, alimentação, integração social, lazer e educação. Contudo, embora o crescimento econômico e a melhoria das condições de vida dependam em grande medida da disponibilidade energética, a produção e o consumo de energia, especialmente a partir de fontes não renováveis, podem ter impactos significativos no meio ambiente. Desse modo, para mitigar esses efeitos, é crucial o entendimento sobre a necessidade de investimentos em fontes de energia renovável e em tecnologias mais limpas e eficientes que sejam capazes de substituir aquelas menos limpas e ineficientes sem prejudicar a atividade econômica. Deve-se buscar um equilíbrio entre a elevação dos padrões de qualidade de vida e

⁴Emissões antrópicas de gases de efeito estufa (GEE) referem-se às emissões causadas por atividades humanas como a queima de combustíveis fósseis, desmatamento e atividades industriais.

a preservação do meio ambiente (Dinda, 2004; Cavalcanti *et al.*, 2010; Camargo; Ribeiro; Guerra, 2008).

Estudos empíricos realizados até o presente momento sobre a dinâmica da relação entre crescimento econômico, consumo de energia e emissões de GEE podem ser organizados em três categorias: estudos que abordam grupos de países (Stern; Common, 2001; Al-Mulali *et al.*, 2016; Gao *et al.*, 2023; Saqib *et al.*, 2023); estudos sobre um país específico (Pao; Tsai, 2011; Pao; Fu, 2013; Qu *et al.*, 2022; Pata; Samour, 2022); e estudos com enfoque em setores de atividade econômica (Wang *et al.*, 2017; Htike; Shrestha; Kakinaka, 2021).

No que se refere aos estudos com foco em grupos de países, merecem destaque trabalhos pioneiros como o de Stern e Common (2001), que, ao analisarem um grupo formado por 73 países, observaram que a Curva Ambiental de Kuznets (CAK) na forma de U invertido ocorre apenas quando países de alta renda são incluídos na amostra e que reduções nas emissões de GEE estão relacionadas com o tempo e não com o nível de renda dos países. Al-Mulali *et al.* (2016), por sua vez, ao considerarem uma amostra de 107 países categorizados por suas regiões, descobriram que o consumo de energias renováveis tem um efeito significativo sobre a redução do nível de poluição de países da Europa Central, Oriental e Ocidental, da Ásia Oriental e do Pacífico, do Sul da Ásia e das Américas. Além disso, a hipótese de existência da Curva Ambiental de Kuznets só foi verificada nas regiões onde as fontes de energias renováveis apresentaram uma correlação significativa com a poluição, tanto no curto quanto no longo prazo.

Em termos de trabalhos mais recentes, também merece destaque a pesquisa realizada por Gao *et al.* (2023) para um grupo composto por 31 países responsáveis pelas maiores emissões de carbono no mundo. Os resultados encontrados confirmaram a hipótese de existência da Curva Ambiental de Kuznets, sugerindo que, à medida que a renda *per capita* dos países aumenta, as emissões de carbono inicialmente aumentam, mas eventualmente diminuem após atingir um certo nível de crescimento econômico. Além disso, o aumento do consumo relativo de energia renovável mostrou reduzir significativamente a poluição nos países estudados. Com foco em países do G-7, o trabalho desenvolvido por Saqib *et al.* (2023), além de confirmar a hipótese de uma CAK, mostrou que o aumento no consumo relativo de energia renovável pode ser considerado um fator significativo na redução da pegada ecológica⁵ dos países analisados.

⁵ A pegada ecológica é uma metodologia desenvolvida por Wackernagel e Rees (1998) para mensurar os impactos do consumo dos seres humanos sobre o planeta Terra, baseando-se na capacidade de regeneração dos recursos

Com relação a estudos sobre países específicos, destaca-se o trabalho realizado por Qu *et al.* (2022) para a China, maior emissor de GEE do planeta, onde além de confirmarem a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets, também propuseram que políticas de redução de emissões podem ser aplicadas de forma mais eficiente no território chinês se forem acompanhadas de avanços tecnológicos focados no aumento do consumo relativo de fontes renováveis de energia. Outro trabalho a ser destacado foi o desenvolvido por Pata e Samour (2022) na França, um dos maiores parceiros do Brasil em relação a acordos de proteção ambiental, em que foram analisados os efeitos de fontes de energia renovável e nuclear na pegada ecológica e nas emissões de dióxido de carbono. Os resultados apontaram para a ausência de uma relação em forma de U invertido entre as emissões de CO₂ e o nível de renda do país, e que, embora a energia nuclear reduza as emissões de CO₂, o consumo de energia renovável não tem impacto a longo prazo nas condições ambientais.

No que se refere ao território brasileiro, destaca-se o trabalho de Pao e Tsai (2011) que examinou a dinâmica da relação causal entre emissões de poluentes, consumo de energia e Produto Interno Bruto (PIB) para o Brasil no período de 1980 a 2007. Os resultados mostraram que no longo prazo as emissões aparentam ser inelásticas tanto em relação ao consumo de energia quanto ao PIB, mas o consumo de energia mostra-se um determinante mais importante das emissões do que o crescimento econômico. A hipótese de existência da CAK em forma de U invertido se confirma e mostra que tanto os danos ambientais como o consumo de energia aumentam primeiro com o crescimento, depois estabilizam e, por fim, diminuem.

Outro estudo relevante sobre o Brasil foi o realizado por Pao e Fu (2013), que explorou a relação causal entre o PIB real e quatro tipos de consumo de energia: consumo de energia renovável não hidrelétrica, consumo total de energia renovável, consumo de energia não renovável e consumo total de energia primária. Os resultados mostraram que a influência do consumo de energia renovável sobre o PIB real é significativa e positiva enquanto o impacto do consumo de energia não renovável se mostrou não significativo. Segundo os autores, esses achados sugerem que o Brasil apresenta uma economia independente em termos de energia e que o crescimento econômico é crucial para fornecer os recursos necessários para um crescimento sustentável. Além disso, expandir o consumo relativo de energia renovável não apenas impulsionaria o crescimento econômico do país como também ajudaria a conter a deterioração do meio ambiente.

naturais. É calculada pela soma da área utilizada para a produção de bens e serviços com a área demandada para a absorção de gases emitidos durante o processo produtivo, entre os quais está o CO₂.

Dentre os estudos com enfoque em setores de atividade econômica, destaca-se o trabalho realizado por Wang *et al.* (2017), que examinou diferentes setores na China. Os resultados levaram à confirmação da hipótese de existência da CAK em forma de U invertido entre o crescimento econômico e as emissões de CO₂ no setor de produção de eletricidade, urbanização, aquecimento e indústria. Outro trabalho relevante nesse segmento foi o desenvolvido por Htike, Shrestha e Kakinaka (2021), que investigou a relação de equilíbrio de longo prazo entre as emissões de CO₂ e a renda *per capita* para diferentes setores em um painel composto por 86 países em desenvolvimento e desenvolvidos. Os resultados mostraram que a hipótese de existência da CAK é válida para três setores: produção de eletricidade e aquecimento, serviços comerciais e públicos, e uso próprio da indústria de energia. Também foi constatado que à medida que a renda aumenta, as emissões diminuem de forma monotônica para os setores de indústrias manufatureiras e construção, setor residencial, e setor de agricultura, silvicultura e pesca, enquanto aumentam de forma monotônica para setor de transporte.

No que se refere ao cenário brasileiro, uma análise da dinâmica da relação entre consumo de energia, crescimento econômico e emissões de GEE a partir de informações setoriais ainda consiste em uma lacuna a ser preenchida na literatura⁶. Mas apesar da carência de estudos, atribuída principalmente a escassez de dados, a análise em nível setorial tem se mostrado uma fonte promissora e robusta de informações para formulação de políticas ambientais, econômicas e energéticas. Como os diferentes setores de uma economia têm diferentes potenciais de emissão de GEE, consumo energético e nível de produto, o uso de dados desagregados em um nível setorial é capaz de fornecer uma análise mais heterogênea, ajudando, portanto, a superar as deficiências das abordagens mais usuais com base em dados agregados de vários países ou de um único país (Moutinho; Madaleno; Elheddad, 2020; Hashmi *et al.*, 2023).

Outro ponto de discussão importante na literatura refere-se à investigação da dinâmica temporal entre crescimento econômico, consumo energético e poluição ambiental, bem como sua implicação na eficácia de políticas energéticas e ambientais (Payne, 2010; Mahmood *et al.*, 2023). Nesse contexto, a análise de causalidade no sentido de Granger (1969) tem sido amplamente empregada por permitir inferir a precedência temporal entre variáveis com base na capacidade preditiva de seus valores passados, possibilitando avaliar, por exemplo, se mudanças na participação relativa de energias renováveis antecedem alterações nas emissões

⁶ Os trabalhos de Tiba e Omri (2017) e Mahmood *et al.* (2023) fazem um extenso levantamento de estudos sobre a relação entre energia, crescimento econômico e degradação ambiental.

de GEE ou se, ao contrário, são precedidas pelo dinamismo econômico e pelas pressões ambientais.

Trabalhos como de Chang (2010) e Yang e Zhao (2014) argumentam que se for verificada uma relação de causalidade de Granger unidirecional partindo do consumo de energia em direção ao crescimento econômico, é possível que políticas ambientais com o objetivo de reduzir o consumo de energia possam ter um impacto adverso no crescimento econômico. Uma possível saída em tal situação estaria no encorajamento por parte do governo para que tanto investidores nacionais quanto internacionais adotem tecnologias de produção mais eficientes em termos energéticos possibilitando, portanto, a manutenção ou até mesmo o aumento do nível de produção. Por outro lado, se for verificado que o crescimento econômico Granger-causa consumo de energia, a implementação de políticas de redução no fornecimento de energia com o objetivo de diminuir as emissões de GEE e melhorar a qualidade do meio ambiente pode ser adotada com pouco ou nenhum efeito adverso sobre a atividade econômica (Ang, 2007; Azlina *et al.*, 2012).

Caso seja verificada causalidade de Granger bidirecional entre as variáveis, é possível que qualquer redução no consumo de energia com o objetivo de redução de emissões possa afetar negativamente o crescimento econômico e, como resultado a atividade econômica pode diminuir sua demanda por energia. Isso indica que para um crescimento sustentável da economia é necessário que novas fontes de energia sejam desenvolvidas, ao passo que as fontes já existentes sejam gerenciadas de forma mais eficiente (Alam *et al.*, 2012; Xue *et al.* 2014). Por último, se não for verificada causalidade de granger em nenhuma direção, políticas de conservação de energia podem ser empregadas de modo a reduzir as emissões de GEE sem diminuir o crescimento econômico (Alkhatlan *et al.*, 2012; Farhani; Bem-Rejeb, 2012).

Considerando o exposto, o presente trabalho se propõe a analisar a relação entre crescimento econômico, consumo relativo de energia renovável e emissões de GEE na economia brasileira provenientes da produção e do consumo de combustíveis e de eletricidade, investigando a hipótese de existência de uma Curva Ambiental de Kuznets (CAK), os efeitos de mudanças na composição da matriz energética sobre as emissões e a dinâmica temporal entre essas variáveis por meio da causalidade de Granger. A investigação baseia-se em uma análise desagregada em nível setorial e energético, considerando o consumo relativo de energia oriunda de fontes renováveis no período de 1970 a 2023. A escolha desse período deve-se à disponibilidade de dados referentes às emissões de GEE, cujas informações passaram a ser coletadas e divulgadas de forma sistemática a partir da década de 1970.

Para a análise em nível setorial, foram investigados cinco importantes setores produtivos da economia brasileira que se destacam em seguimentos relacionados ao nível de participação no PIB setorial, no consumo energético e no nível de emissões de GEE: indústria, comércio e serviços, agropecuária, transportes e geração de energia⁷.

Segundo dados do Balanço Energético Nacional (BEN, 2024) no período analisado (1970-2023), o setor de comércio e serviços respondeu, em média, por 56,2% do PIB setorial brasileiro, seguido pela indústria (27,7%), agropecuária (7,6%), geração de energia (4,5%) e transportes (4%). No que se refere ao consumo de energia, destacam-se os setores industrial e de transportes, responsáveis, em média, por 43,3% e 35% do total consumido no país, respectivamente, seguidos por geração de energia (10,2%), agropecuária (6,6%) e comércio e serviços (4,9%). Por fim, conforme dados do Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa (SEEG, 2024), as emissões médias de GEE, provenientes do consumo e da produção de combustíveis e de eletricidade, mostram predominância do setor de transportes, com 50,2% do total, seguido pela indústria (23,3%), geração de energia (19,8%), agropecuária (5,5%) e comércio e serviços (1,2%).

Para a análise desagregada em termos energéticos, foi considerado como consumo oriundo de fontes renováveis de energia o consumo total de lenha, carvão vegetal, bagaço de cana, biodiesel, álcool etílico e eletricidade⁸. Já no que se refere ao consumo oriundo de fontes não renováveis, foi considerado o consumo total de diesel, gasolina, óleo combustível, querosene, gás natural, gás liquefeito de petróleo e carvão mineral.

Ao tratar das emissões de GEE, é importante destacar que, nos inventários nacionais e internacionais, as emissões são geralmente classificadas em cinco grandes setores: Agropecuária, Mudança no Uso da Terra e Florestas (MUT), Energia, Processos Industriais e Uso de Produtos (PIUP) e resíduos. No entanto, o presente estudo adota uma perspectiva diferente, voltada para a análise da relação entre emissões, crescimento econômico e matriz energética sob uma ótica setorial produtiva. Dessa forma, os setores analisados são tratados aqui como subsetores do setor de energia, no campo das emissões. Ou seja, consideram-se apenas as emissões de GEE associadas ao uso de energia: aquelas resultantes do consumo de combustíveis fósseis ou da geração de eletricidade em cada setor produtivo. Emissões não energéticas, como aquelas decorrentes de processos químicos industriais, fermentação entérica ou desmatamento, não são objeto da análise empírica proposta nessa pesquisa.

⁷ O setor de geração de energia refere-se à atividade de produção de combustíveis e geração de eletricidade.

⁸ De acordo com o BEN (2024), mais de 86% da matriz elétrica brasileira é baseada em fontes renováveis de energia como a hidráulica, eólica, solar e biomassa como bagaço da cana e carvão vegetal.

No mais, o presente estudo contribui para o conhecimento científico existente expandindo a discussão acerca do tema exposto com foco específico no território brasileiro e difere-se de estudos anteriores ao propor uma análise desagregada a nível setorial e energético, o que possibilitou uma investigação mais aprofundada da relação entre consumo de energia renovável, crescimento e a emissão de GEE, não só na economia brasileira como um todo, mas a partir das características particulares de seus principais setores produtivos.

1.3 Hipótese

Assume-se a hipótese de que o aumento no consumo relativo de energias oriundas de fontes renováveis seja capaz de reduzir as emissões de GEE associadas a produção e ao consumo de combustíveis e de eletricidade.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo geral

Analisar as relações entre emissões de gases de efeito estufa (GEE) associadas ao uso de energia, crescimento econômico e consumo relativo de energia renovável na economia brasileira e em seus principais setores produtivos no período de 1970 a 2023.

1.4.2 Objetivos específicos

Especificamente, pretende-se:

- a) Investigar a hipótese de existência de uma Curva Ambiental de Kuznets (CAK) que represente a relação entre crescimento econômico e emissões de GEE na economia brasileira e em seus principais setores produtivos: comércio e serviços, indústria, agropecuária, transporte e geração de energia;
- b) Analisar o efeito do aumento do consumo relativo de fontes de energia renovável sobre as emissões de GEE na economia brasileira e em seus principais setores produtivos;
- c) Examinar a dinâmica temporal entre crescimento econômico, emissões de GEE e consumo relativo de energia renovável na economia brasileira, em nível agregado e setorial.

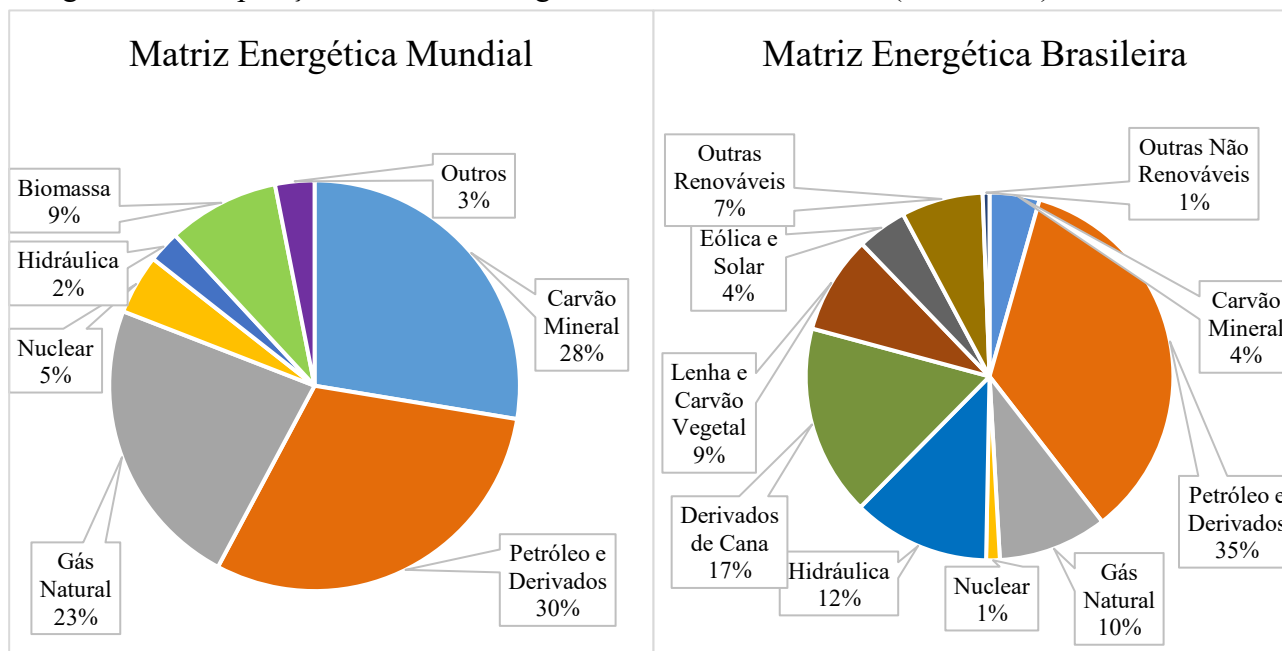
2 MATRIZ ENERGÉTICA, EMISSÕES DE GEE E PIB SETORIAL NO BRASIL

Essa seção tem como objetivo a contextualização de elementos importantes que fundamentam a investigação empírica proposta. Para melhor compreender a dinâmica das variáveis sob estudo (consumo relativo de energia oriunda de fontes renováveis, Produto Interno Bruto e emissões de GEE), foi realizada uma análise exploratória dos dados, com foco na estrutura da matriz energética brasileira e principais setores de atividade, nas emissões setoriais de GEE na composição do PIB setorial.

2.1 A matriz energética brasileira e de seus principais setores

A matriz energética brasileira é caracterizada por uma participação relativamente elevada de fontes renováveis em comparação com o restante do mundo. De acordo com dados do Balanço Energético Nacional (BEN, 2024), o país possui uma matriz diversificada, muito diferente da mundial. Um comparativo entre a matriz energética mundial e a brasileira pode ser observada na Figura 1.

Figura 1 – Composição da Matriz Energética Brasileira e Mundial (2022-2023)



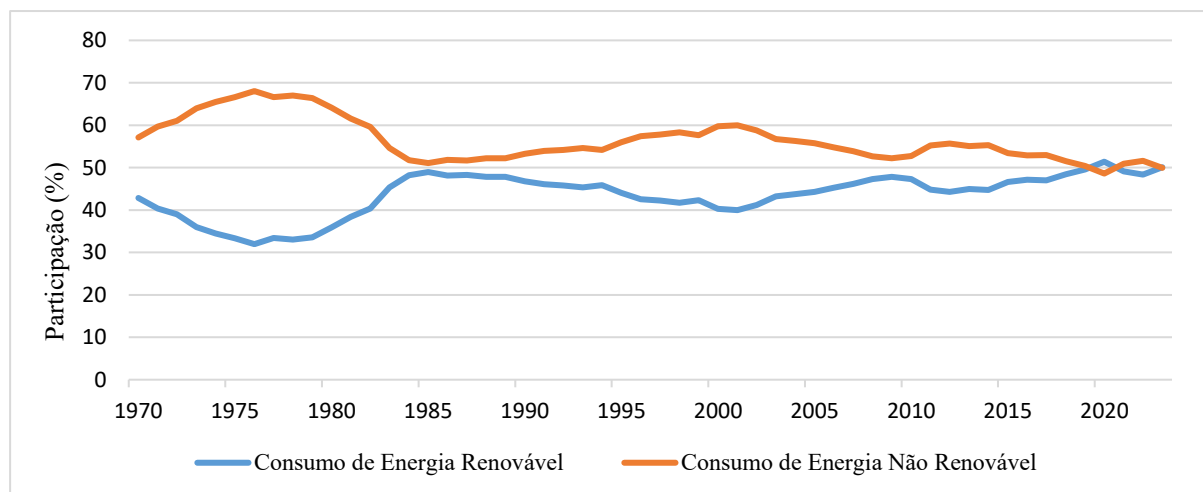
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

Da Figura 1, tem-se que a participação de fontes renováveis de energia (hidráulica, biomassa e outros) corresponde apenas a 14% da matriz energética mundial. Já no Brasil, a

participação de fontes renováveis (hidráulica, derivados de cana, lenha e carvão vegetal, eólica e solar, e outras renováveis) corresponde a quase metade, aproximadamente 49%. Apesar dessa alta participação de renováveis, fontes não renováveis de energia, como derivados de petróleo e gás natural, ainda desempenham papel relevante, sobretudo em setores como transportes, agropecuária e geração de energia.

Embora a composição da matriz energética brasileira apresente uma estrutura favorável ao uso de fontes renováveis, é importante ressaltar que essa característica não se manteve constante ao longo do tempo. Historicamente, a participação de fontes renováveis variou em função de diferentes fatores como mudanças tecnológicas, políticas energéticas e conjunturas econômicas. Nos anos 1970 e 1980, por exemplo, a matriz brasileira se mostrava mais dependente de derivados de petróleo e lenha, enquanto o avanço de fontes renováveis modernas, como o bagaço de cana, energia eólica e solar, ganhou força apenas a partir dos anos 2000 (BEN, 2024). Um panorama da evolução da matriz energética brasileira em termos da participação de fontes renováveis e não renováveis no consumo total de energia é apresentada na Figura 2.

Figura 2 – Evolução da participação de fontes renováveis e não renováveis no consumo total de energia no Brasil (1970–2023)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

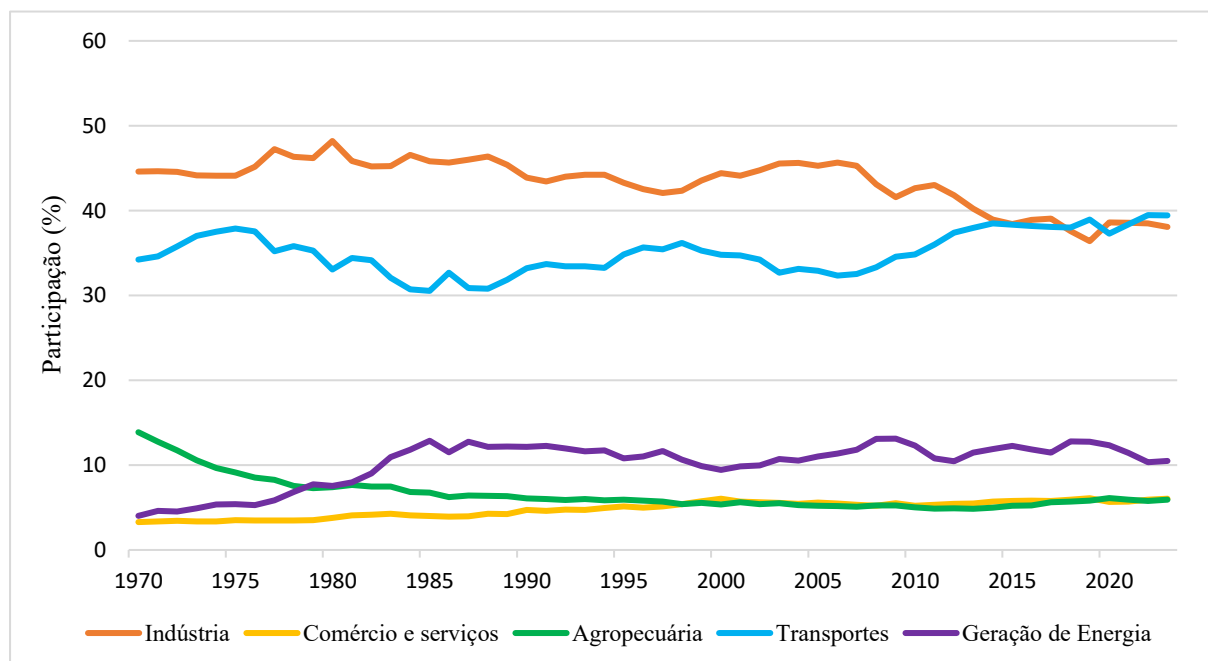
A Figura 2 permite observar uma predominância do consumo de fontes não renováveis de energia na década de 1970, refletindo a rápida industrialização e o avanço do consumo de derivados de petróleo. A partir de meados dos anos 1980, ocorre um aumento na participação de renováveis, resultado das crises do petróleo, da expansão da geração hidrelétrica e da implementação do Programa Nacional do Alcool (Proálcool), que ampliou o uso de fontes

renováveis como o etanol (BEN, 2024). No início dos anos 2000 verifica-se um novo aumento da participação de fontes não renováveis, que pode estar associado à retomada do crescimento econômico e à intensificação do consumo de combustíveis fósseis, especialmente no setor de transportes (BEN, 2024). Na sequência, é possível observar uma nova reaproximação entre 2010 e 2015, impulsionada pela diversificação da matriz energética nacional com a entrada de novas fontes renováveis de energia como a eólica e a solar (BEN, 2024).

A partir de 2015, o movimento se repete, com flutuações cíclicas até 2023, indicando que a estrutura da matriz energética brasileira continua em transição, alternando momentos de avanço e recuo na participação de fontes renováveis. De modo geral, os dados evidenciam que, embora o Brasil mantenha uma matriz comparativamente mais renovável do que a mundial, a trajetória histórica da participação de fontes energéticas foi marcada por oscilações estruturais, e não por uma tendência linear de substituição de combustíveis fósseis por fontes renováveis de energia.

Dada a heterogeneidade da estrutura energética e produtiva do país, a composição setorial do consumo energético brasileiro também merece destaque. A Figura 3 apresenta a evolução da participação dos setores econômicos analisados neste estudo no consumo total de energia no Brasil entre 1970 e 2023.

Figura 3 – Evolução da participação setorial no consumo total de energia no Brasil (1970–2023)



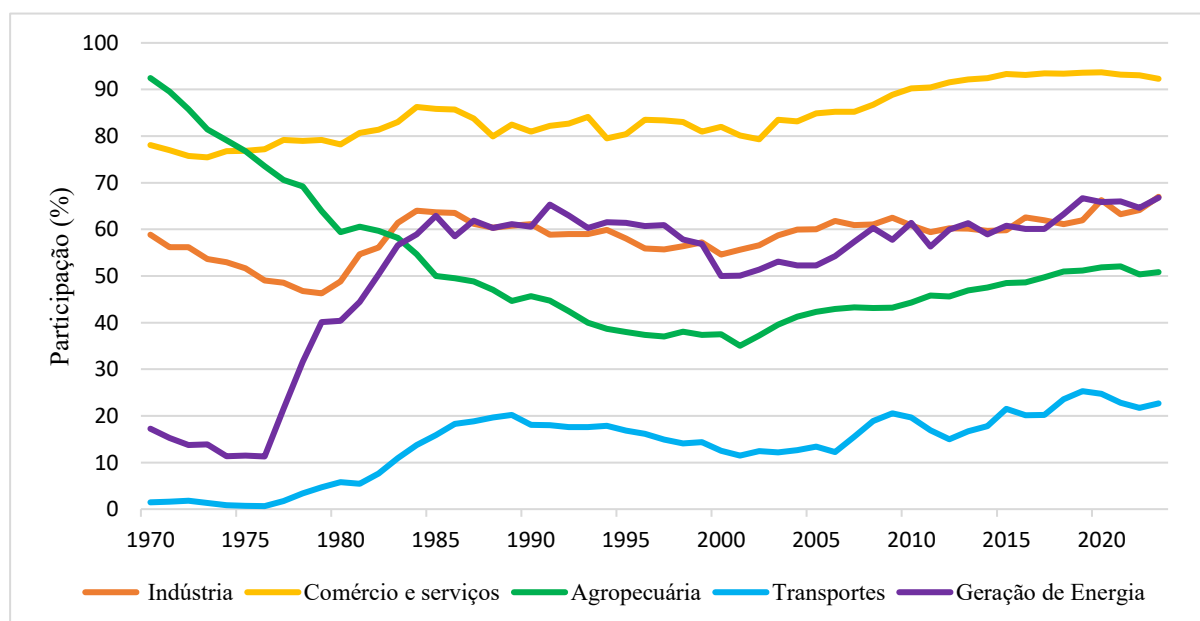
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

A partir da Figura 3 é possível observar que os setores de transportes e indústria se mantêm como os principais consumidores de energia ao longo de todo o período, respondendo, em conjunto, por mais de 60% do consumo total. Enquanto a indústria apresentou leve oscilação, com pequena redução de participação a partir da década de 1990, o setor de transportes mostrou discreto aumento, refletindo o crescimento da frota veicular e a persistente dependência de combustíveis fósseis (BEN, 2024).

O setor de geração de energia aparece em terceiro lugar, com variação moderada, associada à expansão da produção elétrica e à incorporação gradual de fontes renováveis. Já os setores agropecuário e de comércio e serviços mantêm participações historicamente menores e mais estáveis, com ligeiro aumento ao final do período, reflexo da ampliação das atividades de serviços e do uso de eletricidade em estabelecimentos de pequeno porte (BEN, 2024). De modo geral, a composição setorial do consumo energético brasileiro manteve-se relativamente constante ao longo do tempo, evidenciando uma estrutura estável e equilibrada entre os principais setores.

No que se refere à composição da matriz energética setorial, a evolução da participação de fontes renováveis no consumo total de energia por setor de atividade econômica pode ser observada na Figura 4.

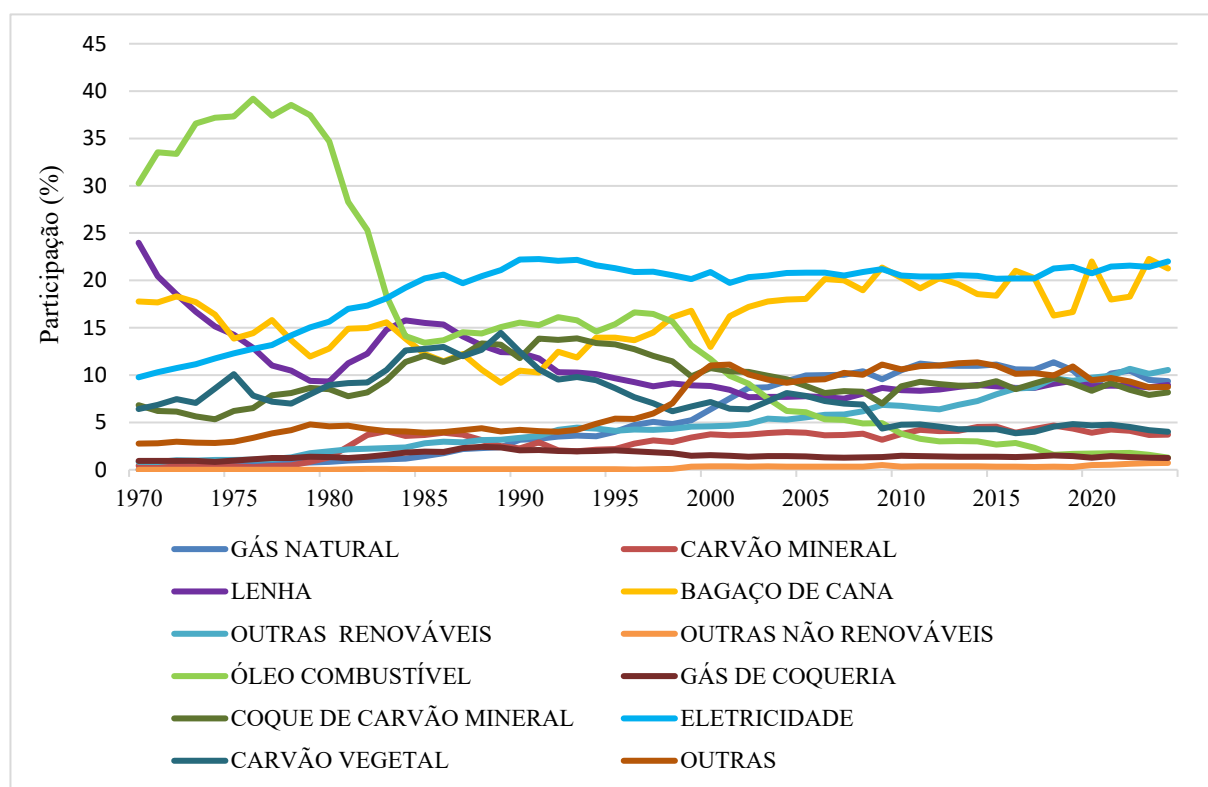
Figura 4 – Evolução da participação de fontes renováveis no consumo de energia por setor de atividade econômica no Brasil (1970–2023)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

A Figura 4 ilustra um comportamento heterogêneo entre os setores, refletindo as diferentes naturezas de suas demandas energéticas e a velocidade com que incorporaram tecnologias e fontes renováveis ao longo do tempo. O setor industrial, atualmente responsável por quase 40% do total de energia consumida no país, apresenta um processo de substituição gradual de fontes fósseis por renováveis, especialmente a partir da década de 1980 (BEN, 2024). Nesse período, observa-se uma redução do uso de óleo combustível e um aumento progressivo do consumo de eletricidade e bagaço de cana, fontes associadas a uma matriz mais renovável. Um panorama da evolução do consumo energético da indústria brasileira pode ser observado na Figura 5.

Figura 5 – Evolução por fonte do consumo energético do setor industrial brasileiro (1970 – 2023)

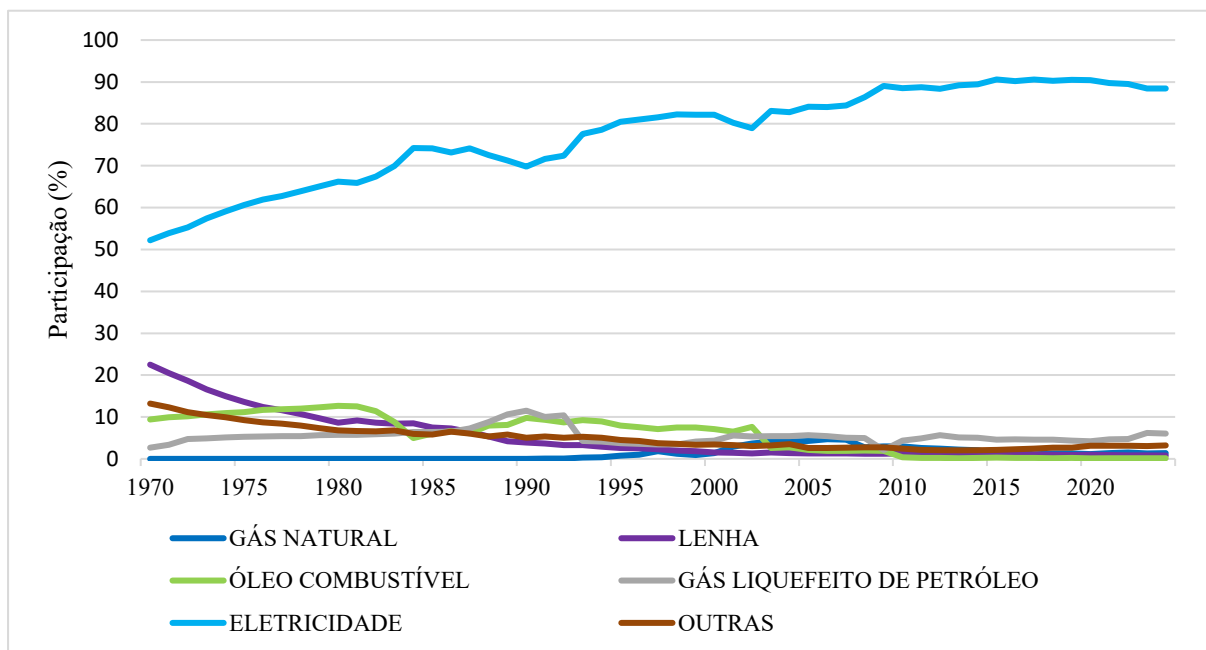


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

Essa substituição reflete não apenas a busca por maior eficiência energética, mas também mudanças estruturais na matriz de consumo decorrentes da modernização industrial, de políticas de incentivo à cogeração e da ampliação do acesso à eletricidade (BEN, 2024). A partir dos anos 2000, intensificou-se o uso de energia elétrica de origem renovável em segmentos como papel e celulose, alimentos e bebidas e siderurgia, consolidando o papel do setor industrial na transição energética brasileira (BEN, 2024).

Em se tratando do setor de comércio e serviços, apesar de representar a maior parcela do PIB nacional, ele possui uma das matrizes energéticas mais renováveis, predominando o consumo de eletricidade. A Figura 6 ilustra a evolução do consumo energético do setor entre os anos 1970 e 2023.

Figura 6 – Evolução por fonte do consumo energético do setor de comércio e serviços brasileiro (1970 – 2023)



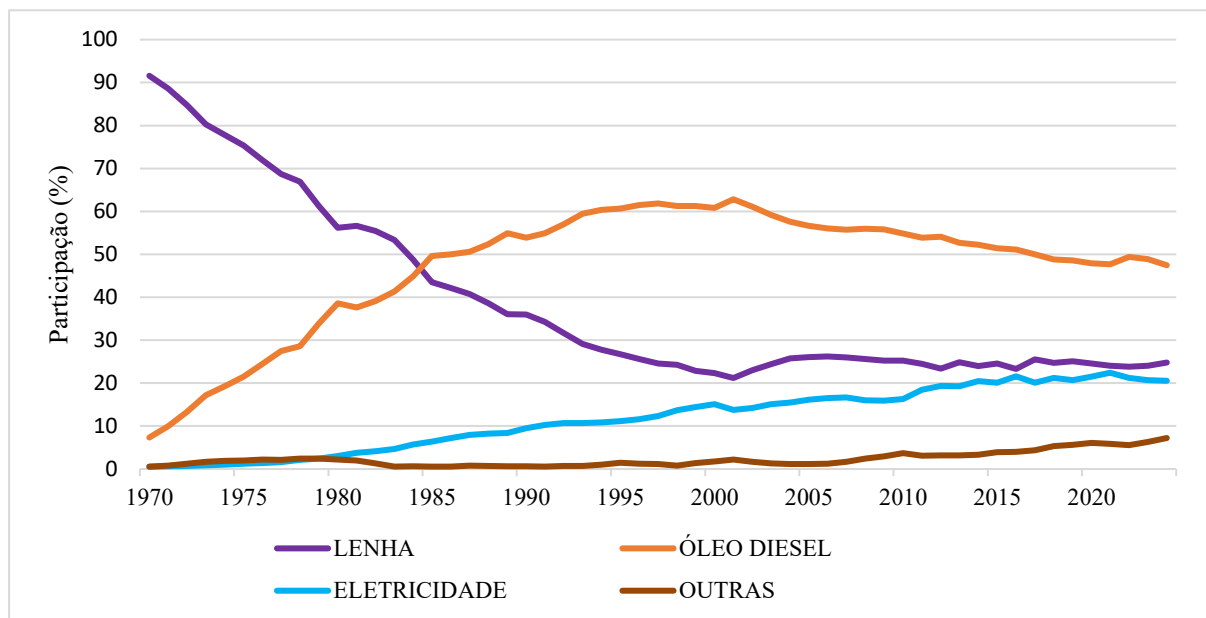
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

O predomínio da eletricidade, cuja geração no Brasil é majoritariamente baseada em fontes renováveis, contribui para que o setor apresente baixos níveis de emissões de GEE associadas ao uso de energia. Além disso, observa-se ao longo do período analisado uma tendência de estabilidade no perfil do consumo energético do setor, com leve expansão do uso de eletricidade e redução da participação de fontes fósseis, como derivados de petróleo. Esse comportamento pode estar associado à modernização da infraestrutura urbana, à maior eficiência energética dos equipamentos e à digitalização de serviços, fatores que têm contribuído para manter a intensidade energética relativamente baixa mesmo com a expansão do setor (BEN, 2024).

No que se refere ao setor agropecuário, embora sua participação no consumo total de energia no Brasil seja relativamente modesta, o setor exibe um perfil energético com forte presença de fontes renováveis. Destacam-se o uso de eletricidade e lenha principalmente em

atividades agroindustriais. A evolução do consumo energético do setor agropecuário brasileiro é apresentada na Figura 7.

Figura 7 – Evolução por fonte do consumo energético do setor agropecuário brasileiro (1970 – 2023)

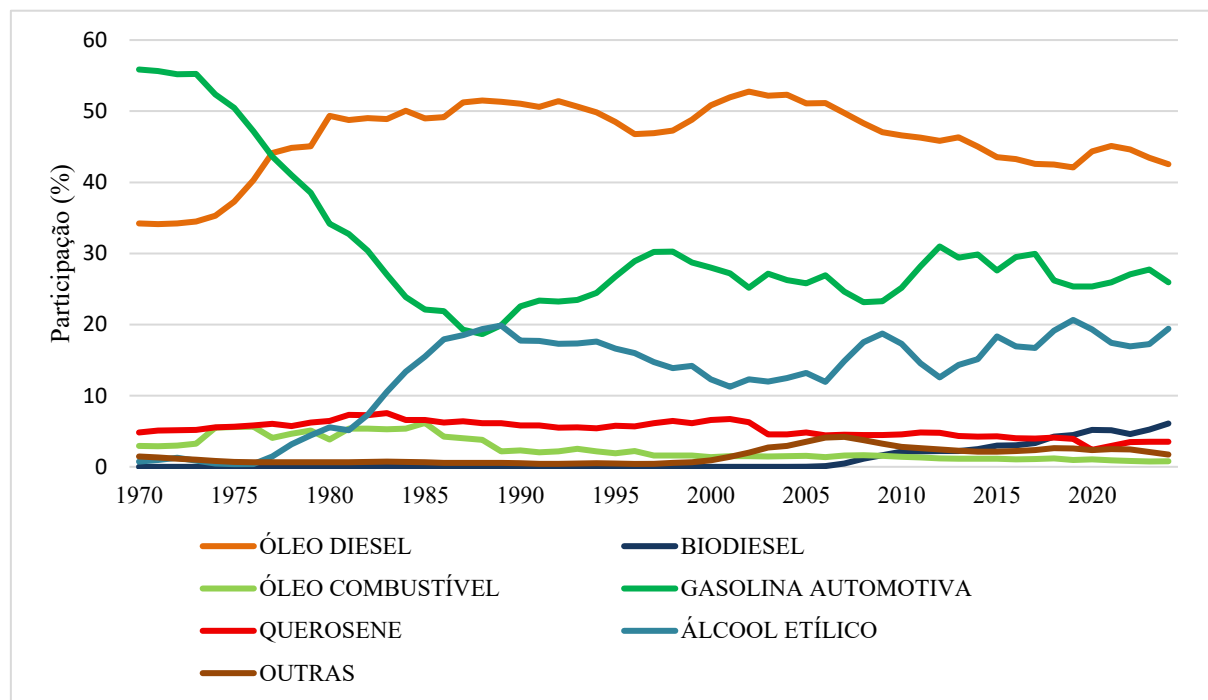


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

A Figura 7 permite observar uma substituição da lenha pelo óleo diesel a partir do início dos anos 1980, acompanhada por um crescimento progressivo na participação da eletricidade no setor. Essa mudança reflete o processo de mecanização agrícola e a intensificação da produção, que demandaram fontes de energia mais eficientes e com maior densidade energética, como o diesel, especialmente para o uso em tratores, colheitadeiras e sistemas de irrigação. Ao mesmo tempo, a expansão da eletrificação rural e o avanço das tecnologias de armazenagem e processamento contribuíram para o aumento da demanda por eletricidade, em especial nas etapas de beneficiamento e refrigeração de produtos agropecuários (BEN, 2024).

O setor de transportes apresenta o perfil energético mais intensivo em fontes fósseis entre os setores produtivos brasileiros. De acordo com o BEN (2024), no ano de 2023 o setor foi responsável por cerca de 39% de todo o consumo energético nacional, com predominância absoluta de derivados de petróleo, especialmente óleo diesel e gasolina. A Figura 8 apresenta a evolução do consumo energético no setor.

Figura 8 – Evolução por fonte do consumo energético do setor de transportes brasileiro (1970 – 2023)



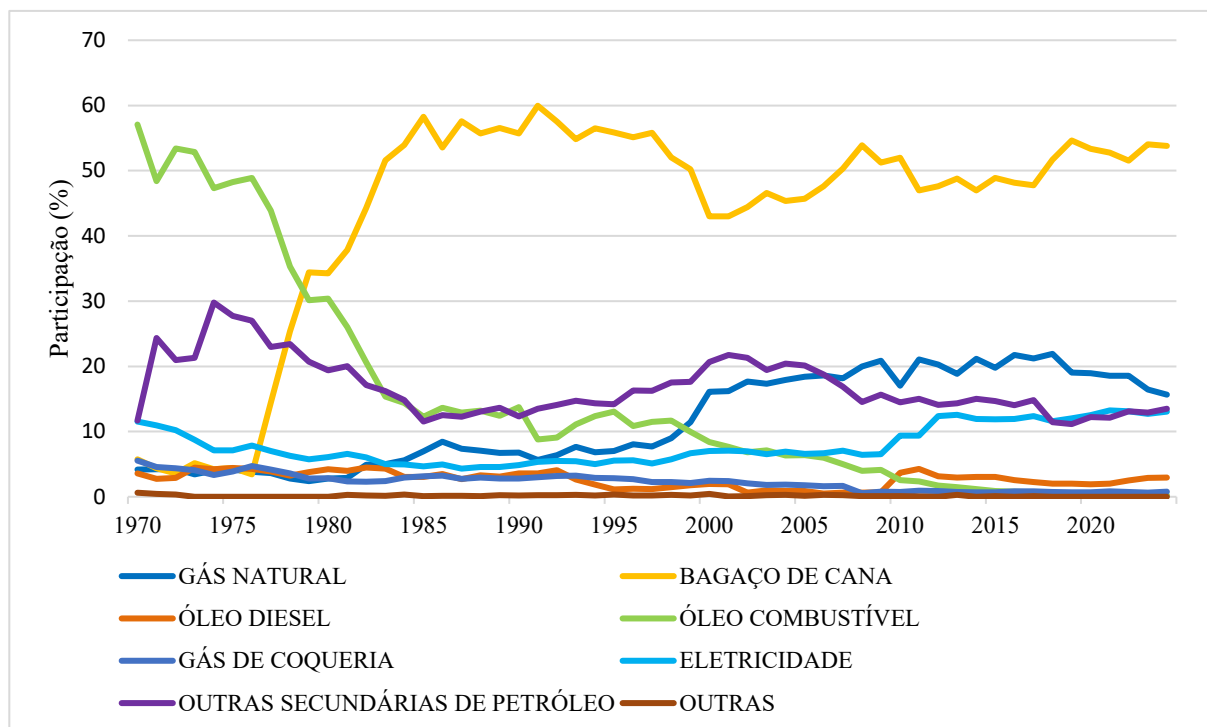
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

Da Figura 8, observa-se que o óleo diesel se mantém como principal fonte energética ao longo de todo o período analisado, refletindo a estrutura rodoviária do transporte de cargas no Brasil e a predominância do modal rodoviário na matriz logística nacional. A gasolina, por sua vez, teve sua participação relativa reduzida com o avanço das políticas de substituição por etanol, especialmente a partir do Proálcool, lançado na década de 1970 (BEN, 2024).

O etanol e, posteriormente, o biodiesel passaram a integrar a matriz energética do setor como alternativas renováveis, contribuindo para a diversificação parcial do consumo. No entanto, apesar da expansão desses biocombustíveis, sua participação ainda é insuficiente para alterar substancialmente o caráter fóssil do setor. O gás natural veicular (GNV) e a eletricidade, embora presentes, mantêm participação marginal, limitada a nichos específicos do transporte urbano ou a regiões com infraestrutura adaptada (BEN, 2024).

Por fim, o setor de geração de energia (que compreende tanto a produção de combustíveis quanto a geração elétrica) ocupa posição estratégica na cadeia energética nacional, influenciando diretamente o perfil de consumo dos demais setores. A Figura 9 apresenta a evolução do consumo energético desse setor.

Figura 9 – Evolução por fonte do consumo energético do setor de geração de energia brasileiro (1970 – 2023)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

A Figura 9 evidencia uma mudança progressiva na matriz energética do setor de geração de energia, com a incorporação crescente de fontes renováveis, especialmente o bagaço de cana, que se tornou central a partir do final dos anos 1970, alcançando mais de 50% de participação em alguns momentos posteriores. Apesar disso, derivados de petróleo e gás natural ainda ocupam espaço relevante, principalmente na produção e refino de combustíveis fósseis e no acionamento de termelétricas (BEN, 2024). Essa dualidade reflete o papel duplo do setor: ao mesmo tempo em que é o principal fornecedor de energia limpa para os demais segmentos, ainda mantém vínculos produtivos significativos com fontes emissoras de gases de efeito estufa.

De modo geral, os dados evidenciam que, embora a estrutura energética setorial brasileira seja diversificada, os níveis de penetração de fontes renováveis variam fortemente entre os setores, com destaque positivo para comércio e serviços e geração de energia, e desafios persistentes no transporte e na agropecuária.

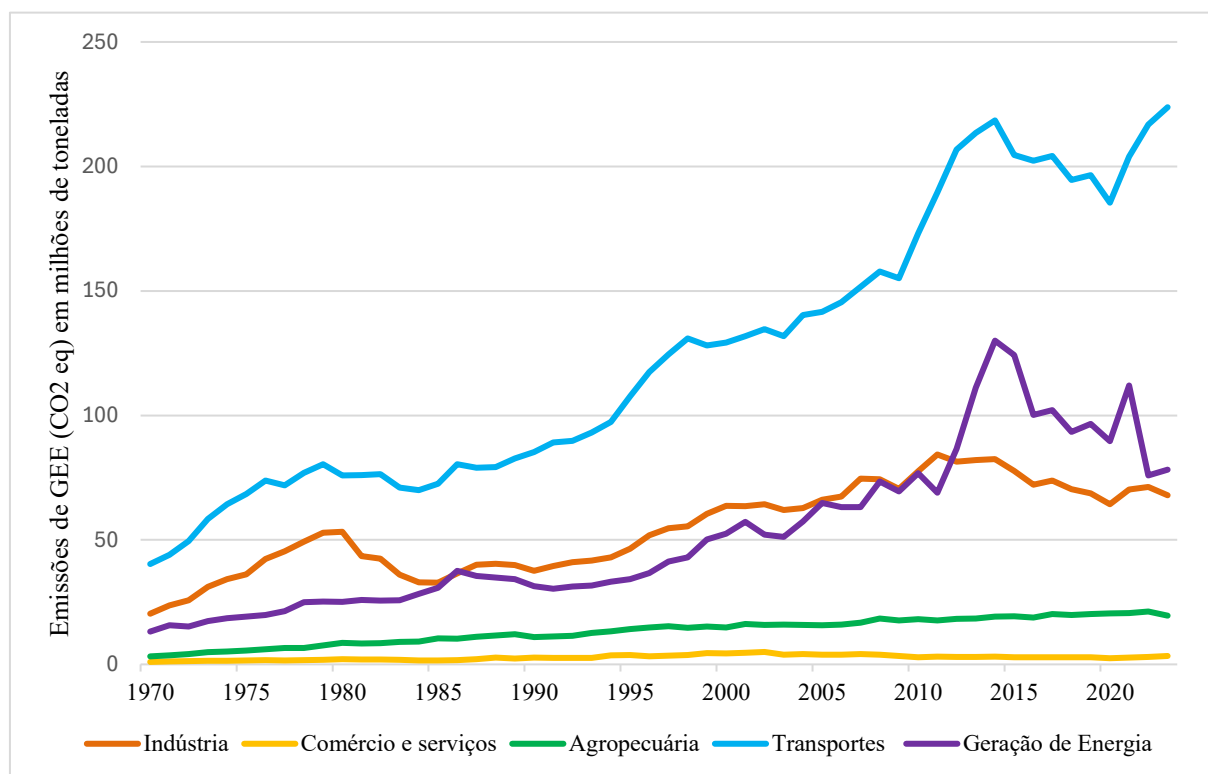
2.2 Emissões de GEE no Brasil

Apesar da elevada participação de fontes renováveis na matriz energética brasileira, as emissões de gases de efeito estufa no país seguem em patamares relevantes no cenário

internacional. Segundo o *World Resources Institute* (WRI, 2026), o Brasil ocupava a 6ª posição entre os maiores emissores mundiais em 2023, respondendo por cerca de 3,1% das emissões líquidas globais.

Diferentemente de países industrializados, nos quais o setor de energia concentra a maior parte das emissões, o perfil brasileiro é marcado pela predominância de emissões oriundas do uso da terra e da agropecuária. No entanto, ao considerar exclusivamente as emissões associadas ao uso de energia, foco desse estudo, observam-se padrões bastante distintos entre os setores produtivos nacionais. A Figura 10 apresenta a evolução das emissões de gases de efeito estufa associadas ao uso de energia nos principais setores produtivos da economia brasileira, no período de 1970 a 2023.

Figura 10 - Emissões setoriais de GEE associadas ao uso de energia (1970–2023)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SEEG (2024).

A partir da Figura 10, é possível observar que o setor de transportes lidera as emissões, ultrapassando a marca de 200 milhões de toneladas de CO₂eq (dióxido de carbono equivalente)⁹ no início da segunda década dos anos 2000. Essa trajetória reflete sua forte dependência de

⁹ O equivalente em dióxido de carbono (CO₂eq) é uma métrica padronizada internacionalmente pelo *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC, 2021) que permite comparar o impacto de diferentes gases de efeito estufa no aquecimento global, utilizando o CO₂ como referência.

combustíveis fósseis e a predominância do modal rodoviário no transporte de cargas e passageiros no país.

O setor industrial aparece na segunda posição em termos absolutos de emissões, com crescimento expressivo até o início da década de 1980, seguido por relativa estabilidade e oscilações nos períodos seguintes. Essa trajetória reflete tanto o processo de substituição parcial de combustíveis fósseis por fontes renováveis (como eletricidade e biomassa), quanto as variações no nível de atividade industrial ao longo do tempo.

O setor de geração de energia apresenta aumento gradual até meados dos anos 2000, quando as emissões começam a crescer de forma mais pronunciada, atingindo um pico por volta de 2014. A partir de 2015, observa-se uma tendência de recuo nas emissões, embora com alguma volatilidade, possivelmente relacionada à entrada de fontes renováveis não hídricas no sistema elétrico.

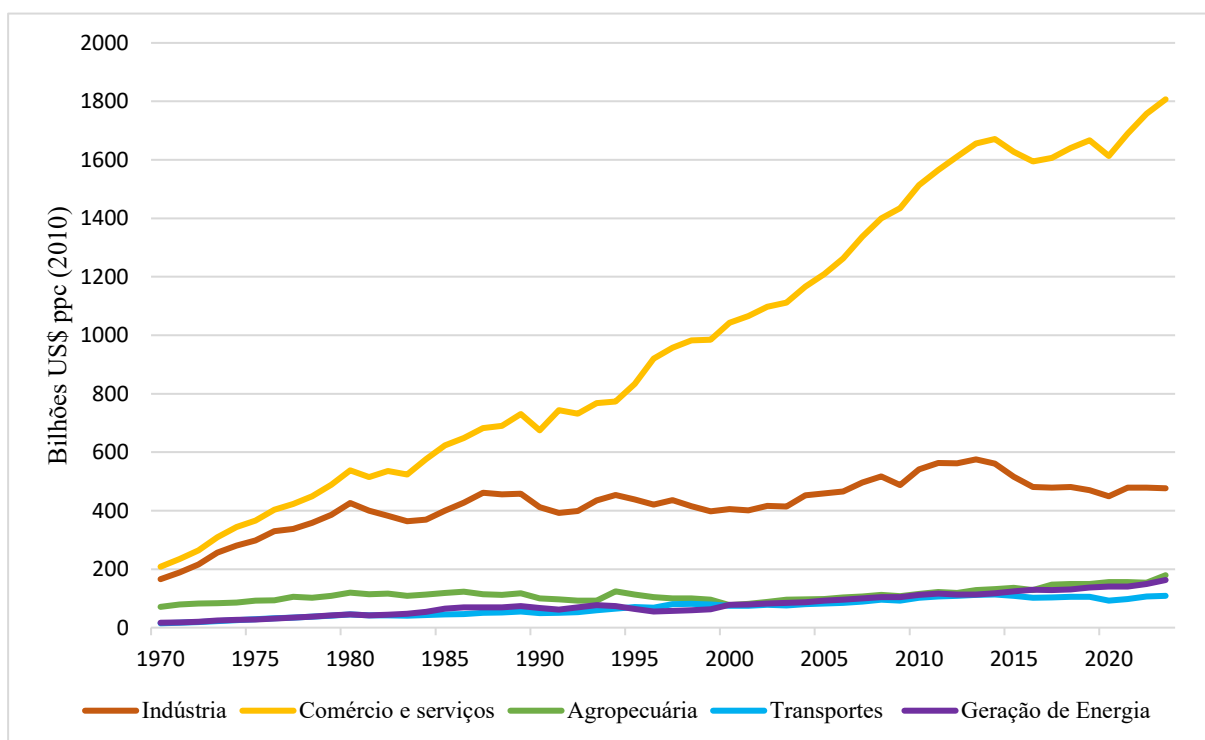
Já os setores da agropecuária e de comércio e serviços mantêm níveis relativamente baixos de emissões associadas ao uso de energia ao longo de todo o período. No caso da agropecuária, observa-se uma leve tendência de crescimento, refletindo a intensificação do uso de máquinas agrícolas e maior eletrificação das atividades produtivas. O setor de comércio e serviços, por sua vez, apresenta trajetória praticamente estável, com emissões abaixo de 10 MtCO₂eq ao longo de todo o intervalo analisado, o que se explica pela baixa intensidade energética do setor e pelo predomínio do consumo de eletricidade em sua matriz.

A partir do exposto, é possível constatar que, assim como a análise da matriz energética, a análise das emissões de GEE associadas ao uso de energia também revela um panorama heterogêneo entre os setores produtivos brasileiros. Cada setor apresenta um padrão específico de intensidade e trajetória de emissões, influenciado pela composição de sua matriz energética, pelo nível de atividade econômica e pelo grau de inserção tecnológica.

2.3 PIB setorial brasileiro

Além da análise da matriz energética e das emissões de GEE, também é importante compreender a estrutura produtiva da economia brasileira, uma vez que o peso econômico de cada setor influencia diretamente sua demanda por energia e seu potencial emissor. A Figura 11 apresenta a evolução do Produto Interno Bruto (PIB) setorial brasileiro, medido em bilhões de dólares em paridade do poder de compra (PPC) de 2010, no período de 1970 a 2023.

Figura 11 - Evolução do PIB setorial brasileiro (1970–2023)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN (2024).

Da Figura 11 é possível observar que o setor de comércio e serviços apresenta a maior participação no PIB brasileiro ao longo de todo o período analisado. A partir da década de 1990, observa-se um crescimento expressivo e praticamente contínuo, com destaque para a aceleração nos anos 2000. Em 2023, o setor ultrapassa a marca de US\$ 1,8 trilhão (PPC de 2010), evidenciando sua importância na economia nacional. Esse desempenho pode ser entendido como um reflexo do processo de terciarização da economia e da ampliação da demanda por serviços nos centros urbanos.

O setor industrial, por sua vez, ocupa a segunda posição em termos de contribuição para o PIB. Seu crescimento foi acentuado entre os anos 1970 e 1980, período em que a indústria ampliou significativamente sua participação na economia. A partir dos anos 1990, a trajetória se estabiliza, com oscilações em torno de um patamar constante, sem retomada de crescimento proporcional ao PIB total. Isso indica uma perda relativa de dinamismo, frequentemente associada ao processo de desindustrialização observado no Brasil nas últimas décadas.

A agropecuária, apesar da menor participação relativa no PIB, apresenta uma trajetória de crescimento constante e gradual. O setor demonstra estabilidade e leve aceleração a partir dos anos 2000, possivelmente impulsionada pela modernização do agronegócio, ganhos de produtividade e ampliação da produção voltada à exportação. Já o setor de geração de energia

apresenta trajetória estável ao longo do período analisado, com crescimento lento e controlado ao longo das décadas. A geração de energia, embora essencial ao funcionamento dos demais setores, representa uma atividade de menor valor adicionado direto, o que se reflete em sua posição modesta na composição do PIB.

Por fim, o setor de transportes mostra uma evolução mais discreta ao longo do período, com crescimento gradual e relativamente estável. Sua participação no PIB permanece limitada, refletindo tanto a sua função de apoio à atividade econômica quanto a concentração de valor em serviços de maior complexidade ou tecnologia. Ainda assim, sua importância logística e estratégica é elevada, especialmente em função da forte dependência do modal rodoviário no país.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

A relação entre crescimento econômico e meio ambiente tem sido uma grande fonte de debates na literatura econômica e ambiental nas últimas décadas, especialmente após a publicação do relatório "*The Limits to Growth*" (Meadows *et al.*, 1972), que destaca a hipótese de incompatibilidade entre a expansão contínua das economias capitalistas e a sustentabilidade ambiental. Contudo, alguns estudiosos também defendem a possibilidade de que pode não haver uma relação direta entre crescimento econômico e degradação do meio ambiente (Panayotou, 1993; Cole, 2004).

No início dos anos 1990, uma nova hipótese sobre a relação entre renda e meio ambiente foi proposta no trabalho seminal de Grossman e Krueger (1991). Segundo os autores, nos estágios iniciais de crescimento econômico, o aumento da renda per capita tende a causar degradação ambiental, principalmente através da deterioração da qualidade do ar, geralmente medida pelos níveis de emissões ou concentração de poluentes. Essa deterioração ambiental avança até que a renda per capita atinja um determinado nível onde o processo se reverte. Esse fenômeno resulta em uma relação em forma de “U” invertido entre crescimento econômico e degradação do meio ambiente, conhecida na literatura como Curva Ambiental de Kuznets (CAK) ou *Environmental Kuznets Curve (EKC)*.

As implicações acerca da validade ou não da CAK tornaram-se um importante ponto de discussão dentro da teoria econômica e ambiental na medida em que foram responsáveis por causar uma divisão entre, de um lado, teóricos que defendem que não há necessidade de reduzir o crescimento econômico devido a preocupações ambientais (Grossman; Krueger, 1991; Bo, 2011), e, do outro, aqueles que criticam essa visão, argumentando que o processo contínuo de expansão do capitalismo (através do aumento da produção e consumo) é, em última análise, o causador do aumento da degradação ambiental (Georgescu-Roegen, 1971, 1993; Fuks, 2012).

O propósito dessa seção é apresentar os principais fundamentos teóricos e empíricos que sustentam a hipótese de existência da CAK e que serviram de base para o cumprimento dos objetivos propostos neste estudo. Inicialmente são abordadas as principais formulações teóricas que fundamentam a relação entre crescimento econômico e meio ambiente no contexto da CAK. Em seguida são apresentadas a origem empírica e a estrutura conceitual da CAK proposta por Grossman e Krueger (1991, 1995).

3.1 Fundamentos teóricos da Curva Ambiental de Kuznets

Do ponto de vista teórico, a relação entre crescimento econômico e meio ambiente pode ser entendida a partir de diferentes abordagens. Trabalhos como o de Xepapadeas (2005) e Pasten e Figueroa (2012), argumentam que a relação renda-degradação ambiental pode ser fundamentada teoricamente a partir de modelos que relacionam preferências e parâmetros de transição estrutural e tecnológica.

Os modelos teóricos baseados em preferências têm como foco o entendimento de como as escolhas dos indivíduos em relação ao meio ambiente podem se alterar a partir de mudanças no seu nível de renda. A ideia central é que em estágios iniciais de crescimento, a prioridade dos agentes econômicos está em maximizar o consumo e a produção, sem uma forte preocupação com os impactos ambientais, dado que as preferências se concentram em bens de primeira necessidade e no desenvolvimento econômico básico (Lopez, 1994). Entretanto, conforme a renda *per capita* cresce, as preferências dos indivíduos e da sociedade como um todo se alteram: os consumidores passam a demandar mais qualidade de vida e, conseqüentemente, um ambiente mais limpo enquanto as empresas passam a adotar tecnologias de produção mais limpas e eficientes (Lieb, 2002; Copeland; Taylor, 2003). Esse fenômeno pode ser representado por uma função de utilidade que inclui tanto o consumo quanto a qualidade ambiental como variáveis de preferência (Pasten; Figueroa, 2012).

O arcabouço teórico dos modelos baseados em preferências costuma seguir uma linha comum pautada na construção de um modelo de equilíbrio geral estático com um agente representativo que maximiza uma função utilidade crescente no consumo C e decrescente na poluição P . Em geral, os aspectos intra- e intergeracionais não são abordados. Além disso, supõe-se que o progresso tecnológico seja exógeno e que os níveis de poluição são ótimos e determinados por um sistema de preços eficiente, ou seja, há sempre um preço que iguala a demanda por poluição à oferta de poluição (Pasten; Figueroa, 2012).

Tomando como base o exposto em Pasten e Figueroa (2012), uma função de utilidade capaz de associar o consumo e qualidade do meio ambiente pode ser construída da seguinte forma:

$$U = U(C, P) \quad (1)$$

onde C representa o consumo agregado e P o nível de poluição. $U(\cdot)$ é crescente em C e decrescente em P e assume-se que seja estritamente côncava em ambos os argumentos. Portanto, assume-se $U_C > 0, U_P < 0$ e $U_{CC} < 0, U_{PP} > 0$, onde os subscritos denotam

diferenciação. Além disso, uma função de produção deliberadamente simplificada com o objetivo de isolar as preferências acerca da tecnologia pode ser definida como:

$$C = f = f(K, P) \quad (2)$$

onde o consumo agregado (C) é idêntico a renda agregada f , K é uma definição ampla de capital que inclui tanto o capital físico quanto o humano; e P é o fluxo de poluição gerado e usado no processo de produção. A função de produção obedece às suposições usuais (crescente e côncava em relação aos fatores, condições de Inada etc.). Nesse modelo, a poluição também desempenha um papel como fator de produção. Além disso, assume-se que a qualidade do meio ambiente Q corresponde a uma função linear da poluição tal que $Q = D - P$, onde D é o melhor nível de qualidade ambiental que pode ser atingido (Pasten; Figueroa, 2012).

Quando o agente representativo escolhe P de forma ótima, obtemos:

$$h(C, P) \equiv -\frac{U_P(C, P)}{U_C(C, P)} = f_P(K, P) \quad (3)$$

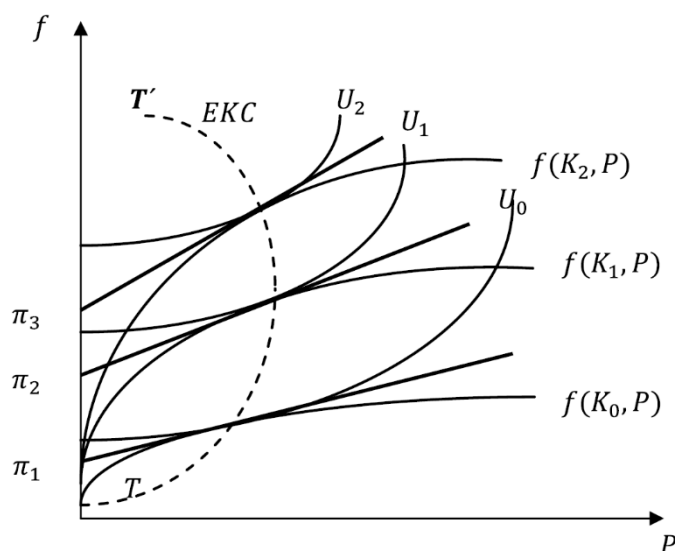
ou seja, a taxa marginal de substituição entre poluição e consumo $h(C, P)$ é igual ao produto marginal da poluição dado por $f_P = \partial f / \partial P$.

Para um determinado nível de capital K , $h(C, P)$ é a oferta de poluição e $f_P(K, P)$ é a demanda por poluição. Essa configuração é similar à análise de oferta e demanda de trabalho, onde a poluição desempenha o papel de um fator de produção, semelhante ao papel desempenhado pelo trabalho nas análises de mercado de trabalho. O nível de equilíbrio da poluição é dado pela interseção de duas curvas. A altura da curva de oferta de poluição $h(C, P)$ corresponde a disposição a pagar por uma redução marginal na poluição (ou a disposição a pagar por uma melhoria marginal na qualidade ambiental) enquanto a altura da curva de demanda por poluição $f_P(K, P)$ corresponde ao produto marginal da poluição (o custo de oportunidade de uma melhoria marginal na qualidade ambiental). Se a disposição a pagar por um ambiente melhor crescer mais lentamente que seu custo de oportunidade à medida que a renda cresce, então o nível de poluição de equilíbrio aumenta conforme a renda cresce; caso contrário, o nível de poluição de equilíbrio diminui (Pasten; Figueroa, 2012).

A condição de primeira ordem representada na equação (3) é ilustrada na Figura 12 pelos pontos de tangência das funções U_i e f_i , nas quais suas inclinações são iguais à inclinação da linha reta correspondente π_i (onde π_i é igual a taxa marginal de substituição entre poluição

e consumo que iguala o produto marginal da poluição). O caminho de expansão (curva segmentada TT') descreve o padrão comportamental da Curva Ambiental de Kuznets (EKC) seguido pela sociedade ao maximizar seu bem-estar.

Figura 12 – Curva Ambiental de Kuznets



Fonte: Adaptado de Pasten e Figueroa (2012).

Portanto, para explicar e caracterizar a ocorrência empírica da CAK, parte da literatura tem se concentrado em descrever as condições sob as quais o caminho de expansão segmentado TT' é uma consequência do crescimento econômico, ou seja, do aumento da renda. De modo geral, nos modelos de preferência, a qualidade ambiental é geralmente tratada como um "bem" capaz de afetar diretamente o bem-estar dos indivíduos de modo que a utilidade pode aumentar com o consumo, mas diminuir com a poluição, refletindo que a qualidade ambiental é um componente desejado de bem-estar (Tahvonen; Kuuluvainen, 1993; Lopez, 1994; Pasten; Figueroa, 2012).

A escolha dos indivíduos entre consumo e qualidade ambiental reflete uma taxa marginal de substituição entre os dois, que é influenciada pelo nível de renda. Acredita-se que, com o aumento da renda, as preferências dos consumidores mudam para uma maior valorização da qualidade ambiental, ou seja, a disposição a pagar por um ambiente melhor cresce, e em algum momento, empresas poluidoras que maximizam o lucro se tornam dispostas a abandonar a poluição por um capital mais limpo, à medida que a poluição se torna cara e desde que a elasticidade de substituição entre poluição e capital seja positiva. Por fim, o aumento da disposição da sociedade em pagar por uma melhor qualidade do meio ambiente leva a um maior investimento em tecnologias de controle de poluição e em regulamentações ambientais por

parte dos formuladores de políticas públicas. Esse mecanismo costuma ser usado como base teórica para explicar por que, em níveis mais altos de renda, a poluição tende a diminuir (Lopez, 1994; Copeland; Taylor, 2003; Pasten; Figueroa, 2012).

Outro fundamento teórico importante da relação entre renda e poluição diz respeito aos modelos que levam em consideração o processo de transição estrutural e tecnológica. Nesse cenário, acredita-se que em economias em desenvolvimento, os setores econômicos tendem a ser concentrados em indústrias de base intensivas em recursos naturais e que geram altas emissões de poluentes. Porém, conforme a economia cresce, há uma transição para setores de serviços e indústrias de alta tecnologia, que são menos intensivos em recursos e poluição (Grossman; Krueger, 1991; Shafik; Bandyopadhyay, 1992; Panayotou, 1993).

Modelos de crescimento endógeno responsáveis por incorporar questões ambientais (principalmente a poluição como subproduto da produção), passaram a explorar essa relação ao sugerir que o progresso tecnológico pode ser capaz de levar a uma redução da intensidade de poluição nas atividades econômicas. Acredita-se que a inovação e o desenvolvimento de tecnologias de produção mais limpas, financiadas pelo aumento da renda e da poupança, podem ser capazes de promover uma transição onde o crescimento econômico pode ocorrer sem maiores impactos negativos sobre o meio ambiente (Brock; Taylor, 2005). Esse fenômeno acaba sendo mais presente em economias que investem em pesquisa e desenvolvimento (P&D), de modo que o progresso tecnológico acaba se tornando uma condição para a promoção do crescimento econômico e vice-versa, contribuindo assim para uma maior sustentabilidade ambiental no longo prazo (Komen; Gerking; Folmer, 1997).

O Modelo de Solow Verde, desenvolvido por Brock e Taylor (2005), constitui uma importante extensão do modelo tradicional de crescimento de Solow ao incorporar explicitamente a dimensão ambiental à análise do crescimento econômico. Nessa abordagem, a poluição é tratada como um subproduto da atividade produtiva, sendo o nível de emissões influenciado por três mecanismos fundamentais: a escala de produção, a composição setorial da economia e a técnica de produção empregada. A principal ideia do modelo é que a especialização econômica em atividades menos intensivas em poluição reduz a dependência de recursos naturais, promovendo mudanças na composição da renda e contribuindo para a melhoria da qualidade ambiental.

Nesse contexto, espera-se que, no longo prazo, a taxa de crescimento das emissões convirja para zero, permitindo que a economia siga uma trajetória de crescimento equilibrado. Esse resultado pode ser alcançado por meio da adoção de insumos mais limpos, do avanço tecnológico voltado ao abatimento da poluição ou da combinação desses dois fatores. Assim, a

redução das emissões depende do progresso tecnológico capaz de intensificar o efeito técnico sobre a produção, das transformações na composição setorial da economia e do desenvolvimento de inovações que reduzam os custos associados ao controle da poluição. Além disso, mecanismos de aprendizagem pela prática (*learning by doing*) podem favorecer um processo de crescimento sustentável, ao mesmo tempo em que preservam a qualidade ambiental e estimulam a geração de conhecimento tecnológico (Brock; Taylor, 2005).

O Modelo de Solow Verde é considerado uma das abordagens mais simples para analisar a importância do progresso tecnológico na redução das emissões por unidade de produto. Sua estrutura é semelhante à do modelo de Solow tradicional¹⁰, assumindo uma taxa de poupança constante, progresso tecnológico exógeno, retornos constantes à escala, produto definido em termos de capital e trabalho efetivos e uma função de produção estritamente côncava. Nesse contexto, a tecnologia cresce a uma taxa g_B , enquanto a taxa de poupança s determina a acumulação de capital, sujeita a uma taxa de depreciação δ , conforme apresentado nas Equações (4) a (7). Nelas, B representa a tecnologia aumentadora de trabalho e n corresponde à taxa de crescimento populacional (Brock; Taylor, 2005).

$$Y = F(K, BL), \quad (4)$$

Onde:

$$\dot{K} = sY - \delta K, \quad (5)$$

$$\dot{L} = nL, \quad (6)$$

$$\dot{B} = g_B B. \quad (7)$$

Para modelar o impacto da poluição, considera-se que cada unidade de produção econômica, F , gera Ω unidades de poluição como um subproduto da produção. A quantidade de poluição liberada na atmosfera pode diferir da quantidade produzida se houver algum tipo de abatimento. Assume-se que o abatimento é uma atividade com retornos constantes de escala de modo que a quantidade de poluição mitigada pode ser escrita como uma função crescente da escala total da atividade econômica, F , e dos esforços de abatimento da economia, F^A . Se o abatimento no nível A remove as unidades ΩA de poluição do total criado, tem-se que:

$$E = \text{poluição criada} - \text{poluição mitigada (ou abatida)}, \quad (8)$$

¹⁰ O modelo tradicional de Solow (1956) descreve o crescimento econômico de longo prazo a partir da acumulação de capital físico, do crescimento populacional e do progresso tecnológico exógeno, determinando um estado estacionário no qual a economia converge para um nível estável de renda *per capita*.

$$E = \Omega F - \Omega A(F, F^A), \quad (9)$$

$$E = \Omega F \left[1 - A \left(1, \frac{F^A}{F} \right) \right], \quad (10)$$

$$E = F e(\theta). \quad (11)$$

Onde:

$$e(\theta) \equiv \Omega[1 - A(1, \theta)], \quad (12)$$

$$\theta \equiv \frac{F^A}{F}. \quad (13)$$

A Equação (9) reflete a propriedade de homogeneidade linear da função de abatimento A , enquanto a Equação (13) define θ como a parcela da atividade econômica destinada às atividades de controle da poluição. Dessa forma, à medida que o abatimento reduz ΩA unidades de poluição, uma parte das emissões geradas é removida do total produzido. Além disso, a forma intensiva da função de abatimento, juntamente com a hipótese de concavidade expressa pelas condições $e(0) = 1$, $e'(\theta) < 0$ e $e''(\theta) > 0$, implica que as emissões diminuem à medida que os esforços de abatimento aumentam, porém a taxas decrescentes (Brock; Taylor, 2005).

A hipótese de abatimento implica que uma parcela do produto, que poderia ser destinada ao consumo ou ao investimento, é direcionada às atividades de controle da poluição. Dessa forma, o produto efetivamente disponível para consumo e investimento pode ser expresso por $Y = (1 - \theta)F$. De maneira análoga ao modelo de Solow com progresso tecnológico exógeno Harrod-neutro crescendo à taxa g_B , assume-se que a tecnologia de abatimento das emissões, representada por Ω , também evolui exogenamente a uma taxa $g_A > 0$. Nesse contexto, as formas intensivas do produto, do capital e das emissões podem ser representadas pelas seguintes equações:

$$y = f(k)[1 - \theta], \quad (14)$$

$$\dot{k} = sf(k) - (\delta + n + g_B), \quad (15)$$

$$e = f(k)\Omega e(\theta), \quad (16)$$

Em que:

$$y = Y/BL, \quad (17)$$

$$k = K/BL, \quad (18)$$

$$e = E/BL, \quad (19)$$

$$f(k) = F(k, 1). \quad (20)$$

Sob as hipóteses de progresso tecnológico exógeno tanto na produção quanto no abatimento das emissões, bem como de taxas constantes de poupança e abatimento, o Modelo de Solow Verde prevê que as economias podem sustentar o crescimento econômico ao mesmo tempo em que promovem melhorias ambientais. A suposição de uma taxa de abatimento constante permite evidenciar o papel dos rendimentos marginais decrescentes e do progresso tecnológico na formação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK), além de possibilitar a análise dos efeitos que alterações nas atividades de abatimento, decorrentes de regulações ambientais, podem exercer sobre a trajetória das emissões (Brock; Taylor, 2005).

Assumindo que a função de produção F satisfaça as condições de Inada¹¹, que a fração destinada ao abatimento (θ) permaneça constante e que $k(0) > 0$, a economia converge para um estado estacionário k^* . Como resultado, as taxas de crescimento do produto, do capital e do consumo passam a ser determinadas pela soma das taxas de progresso tecnológico e crescimento populacional ($g_B + n$). Em termos *per capita*, essas variáveis crescem à taxa g_B , de modo que $g_y = g_k = g_c = g_B > 0$. Nesse caso, o equilíbrio de longo prazo depende da taxa de progresso tecnológico g_B , enquanto alterações na qualidade ambiental afetam a trajetória de crescimento equilibrado da economia. A partir das Equações (14), (15) e (16), e considerando que k converge para seu estado estacionário k^* , a taxa de crescimento das emissões g_E ao longo dessa trajetória pode ser expressa por:

$$g_E = g_B + n - g_A \quad (21)$$

Da Equação (21) temos que ela pode assumir um valor positivo, negativo ou zero. O primeiro termo, indicado por $g_B + n$, corresponde a taxa de crescimento da produção e, portanto, representa o efeito escala sobre as emissões. Já o segundo termo, expresso por g_A , designa o efeito técnico gerado não por maiores esforços de abatimento, mas porque as emissões por unidade de produção caem devido ao progresso tecnológico exógeno. Tem-se então que, para que haja crescimento sustentável, a tecnologia de abatimento das emissões deve exceder os efeitos escala de crescimento da produção agregada e da população, de modo que $g_B > 0$ e $g_A > g_B + n$ (Brock; Taylor, 2005).

¹¹ As condições de Inada assumem que os produtos marginais do capital e do trabalho são positivos e decrescentes, tendendo ao infinito quando o insumo se aproxima de zero e a zero quando o insumo tende ao infinito. Essas hipóteses asseguram a convergência para um estado estacionário nos modelos neoclássicos de crescimento econômico.

O modelo de Solow Verde, embora possa ser considerado simples, demonstra vários pontos importantes. O primeiro deles é que os investimentos para melhorar o meio ambiente podem causar apenas efeitos de nível e não de crescimento. Isso ocorre porque a taxa de crescimento per capita está explicitamente ligada à taxa de progresso tecnológico, mas não à fração da atividade econômica dedicada ao abatimento da poluição (θ). Ao definir a derivada temporal do capital por trabalhador efetivo igual a zero é possível observar que uma política ambiental mais rigorosa (θ mais alto) reduz a produção, o capital e o consumo por trabalhador, mas não afeta suas taxas de crescimento a longo prazo (Brock; Taylor, 2005).

Além da fundamentação teórica pautada nos modelos de preferências e de transição estrutural e tecnológica abordados acima, a relação entre renda e poluição também pode ser explicada por modelos de otimização dinâmicos ou estáticos com considerações ambientais (Xepapadeas, 2005).

Tomando como base o trabalho de Xepapadeas (2005), um problema de planejamento, assumindo nenhum crescimento populacional ou mudança tecnológica exógena, além de uma função de utilidade separável e um modelo simplificado de crescimento ótimo que apresenta um fluxo de poluição gerado em cada ponto no tempo descrito pela função de emissão $Z = v(k, a)$ - onde a denota o abatimento no tempo t - pode ser escrito como segue:

$$\max_{\{a(t)\}, \{c(t)\}} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} [U(c) - D(Z)] dt, \quad D' > 0, D'' \geq 0 \quad (22)$$

$$\text{sujeito a } \dot{k} = f(k) - c - a - \delta k$$

onde $f(k)$ é uma função de produção neoclássica padrão. O Hamiltoniano¹² de valor presente é definido como:

$$H = U(c) - D(v(k, a)) + q(f(k) - c - a - \delta k) \quad (23)$$

as condições de primeira ordem implicam que:

¹² O Hamiltoniano corresponde ao principal instrumento analítico da otimização dinâmica, sendo utilizado para determinar trajetórias ótimas de variáveis de decisão ao longo do tempo em problemas sujeitos a restrições dinâmicas.

$$U_c(c) = q \quad (24)$$

$$D'v_a(k, a) = q \quad (25)$$

onde as Equações (24) e (25) podem ser resolvidos para definir o nível ótimo de abatimento da poluição a curto prazo como uma função de c e k , ou $a = \tilde{a}(c, k)$. Ao diferenciar a Equação (24) em relação ao tempo e fazer as substituições apropriadas, o sistema dinâmico que caracteriza a evolução da economia no espaço (c, k) pode ser escrito como segue:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} \left[f'(k) - \frac{D'v_k(k, \tilde{a}(c, k))}{U_c(c)} - \rho - \delta \right], \quad (26)$$

$$\dot{k} = f(k) - c - \tilde{a}(c, k) - \delta k. \quad (27)$$

Assumindo que existe um estado estacionário (c^*, k^*) com propriedade de ponto de sela e que um braço estável converge para esse estado estacionário, o consumo pode ser expresso como função do estoque de capital ao longo dessa trajetória, isto é, $c = \hat{c}(k)$. Essa relação corresponde à chamada função de política. Dada essa função, a relação poluição-renda (PIR) nesse contexto pode ser definida por:

$$PIR = \{(Z, y): Z = v(k, \tilde{a}(\hat{c}(k), k)), y = f(k)\}. \quad (28)$$

A função de política pode ser determinada numericamente seguindo o método de eliminação do tempo de Mulligan e Sala-i-Martin (1993). Dividindo (26) por (27), obtemos uma equação diferencial para a função de política como segue:

$$\hat{c}'(k) = \frac{\frac{1}{\eta} \left[f'(k) - \frac{D'v_k(k, \tilde{a}(c, k))}{U_c(c)} - \rho - \delta \right] \hat{c}(k)}{f(k) - \hat{c}(k) - \tilde{a}(\hat{c}(k), k) - \delta k} \quad (29)$$

com as condições de contorno (c^*, k^*) e $\hat{c}'(k)$ igual à inclinação do braço estável no estado estacionário, que se revela ser a inclinação do autovetor negativo.

A Equação (28) representa a relação poluição-renda correspondente a uma economia no caminho socialmente ótimo. No entanto, é improvável que as economias a partir das quais os

dados são usados para estimar a relação empírica poluição-renda estejam em um caminho ótimo. Nesse caso, a relação poluição-renda pode ser gerada a partir de um modelo diferente (Xepapadeas, 2005).

Consideremos agora o caso em que a poluição é ignorada e não há regulamentação ambiental. As dinâmicas para essa nova economia podem ser escritas como segue:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} [f'(k) - \rho - \delta], \quad \dot{k} = f(k) - c - \delta k \quad (30)$$

desse modo, e a relação poluição-renda é dada por:

$$PIR_U = \{(Z, y): Z = v(k, 0), y = f(k)\}. \quad (31)$$

Sob regulamentação ambiental com um imposto sobre emissões τ , a empresa competitiva que maximiza o lucro resolve:

$$\max_{k,a} f(k) - (r + \delta)k - a - \tau v(k, a) \quad (32)$$

as condições de primeira ordem implicam que:

$$f'(k) = r + \delta + \tau v_k(k, a), \quad (33)$$

$$1 = \tau v_a(k, a) \quad (34)$$

Substituindo (33) em um caminho de consumo dado por:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} \left[r - \rho + \frac{U_c P}{U_c} \dot{P} \right], \quad \eta = -\frac{U_{cc}}{U_c} c. \quad (35)$$

onde $\frac{U_c P}{U_c} \dot{P} = 0$ e usando (34) para resolver o abatimento de curto prazo sob a regulamentação

$a = \tilde{a}(k, \tau)$, a dinâmica da economia é definida como:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\eta} [f'(k) - \tau v_k(k, \tilde{a}(k, \tau)) - \rho - \delta], \quad (36)$$

$$\dot{k} = f(k) - c - \tilde{a}(k, \tau) - \delta k \quad (37)$$

Desse modo, a relação poluição-renda pode ser definida como:

$$PIR_R = \{(Z, y): Z = v(k, \tilde{a}(k, \tau)), y = f(k)\} \quad (38)$$

No caso de (38), se o imposto sobre emissões for escolhido de forma ótima para que:

$$\tau = \frac{D'(v(k, \tilde{a}(\hat{c}(k), k)))}{U_c(\hat{c}(k))} \quad (39)$$

Fica evidente a partir da Equação (24) até (27) que a relação renda-poluição implícita em (28) é a mesma que a relação renda-poluição implícita em (38). Em todos os outros casos, as três curvas divergem. Comparando as três relações renda-poluição – (28), (31) e (38) – também fica claro que a forma da PIR depende de preferências, parâmetros tecnológicos e regulamentação. Assim, a forma das relações estimadas pode refletir, por exemplo, que um caminho ótimo está sendo seguido ou que, durante o período da amostra, a política ambiental foi introduzida ou se tornou mais rigorosa, e isso mudou a forma da relação renda-poluição. Além disso, as equações (28), (31) e (38) implicam que uma variedade de formas pode ser consistente com o modelo subjacente, ou que a mesma forma pode ser derivada dos três casos. Assim, uma forma de U invertido observada, por exemplo, não deve ser interpretada como uma indicação de políticas ótimas ou subótimas (Xepapadeas, 2005).

3.2 Curva Ambiental de Kuznets: conceito, fundamentos e formulação empírica

A Curva Ambiental de Kuznets tem como origem o trabalho pioneiro de Grossman e Krueger (1991), que, ao analisar o impacto ambiental da criação do NAFTA (*North American Free Trade Agreement*), identificaram uma relação em forma de “U” invertido entre crescimento econômico (medido pela renda *per capita*) e a degradação do meio ambiente (medida por poluentes atmosféricos). Essa abordagem foi inspirada na Curva de Kuznets, proposta por Simon Kuznets (1955), em seu estudo que relacionava crescimento econômico

com desigualdade social, sugerindo que a desigualdade inicialmente aumenta com o desenvolvimento econômico, mas depois diminui após certo ponto.

Ao tentarem decompor os efeitos que estavam por trás da relação entre crescimento econômico e degradação ambiental em seu trabalho subsequente, Grossman e Krueger (1995) identificaram três efeitos principais: i) o efeito escala, que acontece quando a produção aumenta e concomitantemente ocorre um crescimento na pressão sobre o meio ambiente, elevando o uso dos recursos naturais e de poluentes advindos da produção; ii) o efeito composição, que corresponde à mudança na composição dos bens e serviços produzidos, como, por exemplo, o deslocamento da produção de bens industriais (que são mais poluentes) para serviços (pouco poluentes) e; iii) o efeito técnico, que está relacionado aos avanços tecnológicos que aumentam a produtividade e a eficiência energética da produção.

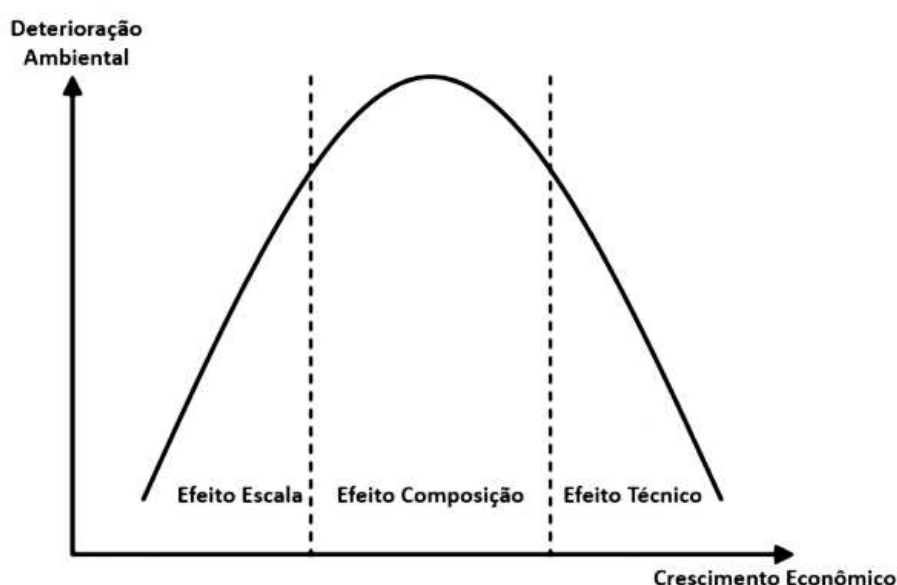
A ideia principal por trás desses efeitos é a de que nos primeiros estágios do crescimento econômico, há um aumento na demanda por recursos naturais e o consumo direto e indireto desses recursos se traduz em processos produtivos que impulsionam a atividade econômica. Como resultado, grandes quantidades de resíduos oriundos desses processos são geradas, impactando negativamente a qualidade ambiental. Nesse estágio, os formuladores de políticas focam principalmente em impulsionar o crescimento econômico, muitas vezes negligenciando os efeitos negativos sobre o meio ambiente, resultando em um aumento da deterioração ambiental com o aumento do nível de renda (Dinda, 2004; Shahbaz; Sinha, 2019; Alkhars *et al.*, 2022).

Na sequência, à medida que o nível de renda aumenta, a estrutura produtiva começa a passar por mudanças, alterando a composição da economia. Neste estágio, o crescimento econômico começa a exercer um efeito de composição positivo sobre o meio ambiente. A preocupação por parte da sociedade com a qualidade ambiental aumenta e os formuladores de políticas passam a estimular a adoção de tecnologias mais limpas pelas indústrias, resultando em um aumento na eficiência energética. Por fim, o crescimento econômico passa a exercer um efeito técnico sobre a qualidade ambiental. A economia começa a se transformar gradualmente de capital-intensiva para conhecimento-intensiva. Investimentos em pesquisa e desenvolvimento resultam na substituição de tecnologias antigas e poluentes por novas tecnologias ambientalmente amigáveis. Durante essa fase, tanto o crescimento econômico quanto a qualidade ambiental aumentam simultaneamente (Dinda, 2004; Shahbaz; Sinha, 2019; Alkhars *et al.*, 2022).

Ainda de acordo com Grossman e Krueger (1995), quando os efeitos composição e técnico são grandes o suficiente, eles podem anular o efeito escala. Dessa forma, a trajetória

entre crescimento da renda e degradação ambiental pode se inverter, ou seja, apesar da renda aumentar não necessariamente ocorrerá um aumento na degradação ambiental. Nesse cenário, o efeito escala seria predominante nas economias menos desenvolvidas, uma vez que o crescimento econômico é, *a priori*, o objetivo mais desejável. Já nos países desenvolvidos que estão na parte decrescente da curva, os efeitos composição e técnica predominam sobre o efeito escala. Quando essa relação entre crescimento econômico e qualidade ambiental é representada graficamente, ela resulta em uma forma de sino ou uma curva em formato de “U” invertido, conforme ilustrado na Figura 13.

Figura 13 – Representação da Curva Ambiental de Kuznets no formato de U invertido



Fonte: Adaptado de Alkhars *et al.* (2022).

Como a discussão a respeito da hipótese de existência da CAK se desenvolveu principalmente no campo empírico/econométrico, ela pode ser representada pela seguinte expressão:

$$E = \alpha + \beta Y + \gamma Y^2 + \epsilon \quad (40)$$

onde E representa algum indicador de degradação ambiental, geralmente GEEs como dióxido de carbono (CO_2), metano (CH_4) ou óxido nitroso (N_2O); Y corresponde a uma medida de renda como PIB real ou PIB *per capita*; α é uma constante que representa o nível de degradação ambiental quando $Y = 0$; β é um coeficiente linear que representa a taxa de variação da degradação ambiental com a renda; γ é um coeficiente quadrático, que determina a curvatura

da relação entre renda e degradação ambiental e; ϵ é um termo de erro. Para que a CAK apresente a forma de “U” invertido, γ deve ser negativo.

O ponto de inflexão da curva, onde a degradação ambiental atinge seu máximo antes de começar a diminuir, pode ser encontrado derivando a função E em relação a Y e igualando a zero:

$$\frac{dE}{dY} = \beta + 2\gamma Y = 0 \quad (41)$$

resolvendo para Y , tem-se:

$$Y = -\frac{\beta}{2\gamma} \quad (42)$$

A Equação (42) representa o nível de renda no ponto de inflexão da CAK, onde a degradação ambiental atinge seu valor máximo.

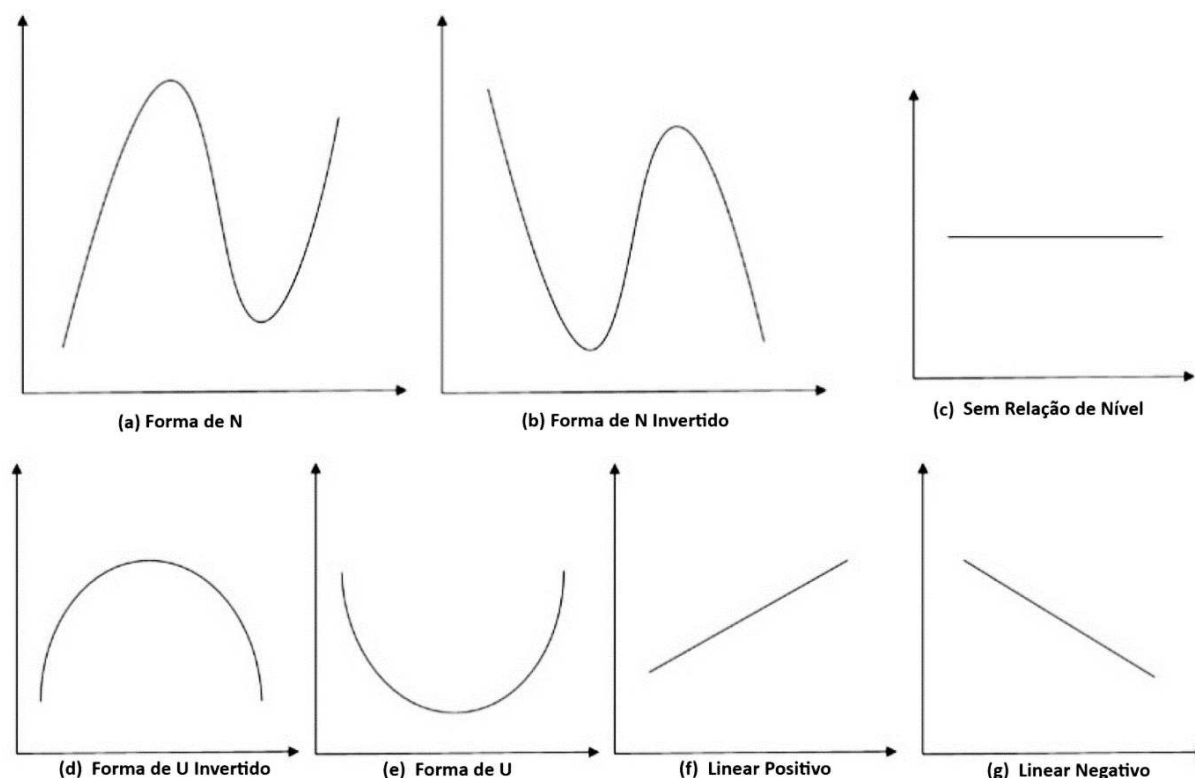
Cabe destacar que apesar das evidências para a existência de uma CAK na forma de “U” invertido, é possível que essa relação só se sustente no curto prazo. No longo prazo, existe a possibilidade de haver um outro ponto de inflexão no qual o crescimento da renda levaria novamente a um aumento da degradação ambiental. Portanto, de acordo com trabalhos empíricos como os de De Bruyn *et al.* (1998) e Alkhars *et al.* (2022), a relação entre crescimento e degradação do meio ambiente no longo prazo também pode ser representada por uma curva em forma de “N”.

Desse modo, o modelo empírico mais indicado pela literatura para investigar a hipótese de existência e o formato de um Curva Ambiental de Kuznets pode ser representado pela Equação (43) como segue:

$$E = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + \beta_3 Y^3 + \epsilon \quad (43)$$

Os sinais dos coeficientes (β 's) na Equação (43), assim como sua significância estatística são responsáveis por determinar o formato e o tipo da relação entre o nível de renda (Y) e o indicador de degradação ambiental (E) escolhido (De Bruyn *et al.*, 1998). A Figura 14 ilustra todos os sete possíveis resultados.

Figura 14 – Diferentes formas da relação entre crescimento econômico e degradação ambiental



Fonte: Adaptado de Alkhars *et al.* (2022)

A partir da Equação (43), temos que a hipótese de existência de uma CAK pode ser confirmada em duas situações distintas. Caso $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, temos que a degradação ambiental cresce até um determinado patamar de renda, para posteriormente começar a declinar e depois volta a crescer em níveis de renda mais elevados. Verifica-se nesse caso uma CAK no formato de “N” – Figura 14(a), cujos pontos de inflexão podem ser calculados por $E = (-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3})/3\beta_3$. Já para o caso em que $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$, a degradação ambiental cresce até um determinado patamar de renda, para posteriormente começar a declinar, dando origem a uma CAK no formato de “U” invertido – Figura 14(d). O seu ponto de inflexão pode ser calculado por $E = -\beta_1/2\beta_2$.

Os demais casos representam situações em que a hipótese de uma CAK não é confirmada. Por exemplo, caso $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$, a degradação ambiental cresce monotonicamente com a renda, apresentando uma relação linear positiva – Figura 14(f). Por outro lado, se $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$, a degradação decresce monotonicamente, apresentando uma relação linear negativa – Figura 14(g). Um resumo das sete possibilidades pode ser observado na Tabela 1.

Tabela 1 – Resultados das diferentes formas de relação entre crescimento econômico e degradação ambiental

Tipo de Relação	Resultado
Forma de N	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$
Forma de N Invertido	$\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ e $\beta_3 < 0$
Sem Relação de Nível	$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$
Forma de U Invertido	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$
Forma de U	$\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ e $\beta_3 = 0$
Linear Positivo	$\beta_1 > 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$
Linear Negativo	$\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$

Fonte: Elaboração própria com base em Alkhars *et al.* (2022).

A partir dos trabalhos de Grossman e Krueger (1991, 1995), Xepapadeas (2005) e Pasten e Figueroa (2012), é possível observar que a CAK pode não ser entendida como uma teoria propriamente dita, mas uma construção empírica que permite observar a relação renda-degradação ambiental em diferentes cenários econômicos. Ademais, os conceitos apresentados nessa seção ajudam a entender por que e como o crescimento econômico afeta o meio ambiente, fornecendo uma importante base de compreensão dos determinantes subjacentes da CAK.

4 METODOLOGIA E DADOS

Esta seção tem como objetivo contextualizar e descrever os procedimentos metodológicos adotados para cumprir com o objetivo proposto de investigar a relação entre consumo relativo de energia renovável, crescimento econômico e emissão de gases de efeito estufa (GEE) na economia brasileira.

Para fins de organização, a seção foi dividida em três subseções: 4.1 revisão da literatura empírica usada na estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK); 4.2 estratégia empírica; e 4.3 descrição, tratamento e fontes dos dados.

4.1 Revisão da literatura empírica usada na estimação da CAK

No contexto de validação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK), a abordagem paramétrica é considerada uma estratégia empírica clássica e consequentemente a mais utilizada para modelar a relação entre degradação ambiental e crescimento econômico. Ela é pautada na construção e estimação de equações polinomiais de segundo e terceiro grau, de modo que, o emprego da função quadrática permite testar a hipótese tradicional da CAK (ou seja, o potencial padrão em forma “U” invertido entre poluição e crescimento), enquanto a especificação de uma ordem polinomial mais alta, como a função cúbica, permite a representação de múltiplos padrões como apresentado na Figura 14 da seção anterior. Essa é a mesma abordagem usada desde trabalhos seminais sobre a CAK como os de Grosman e Krueger (1993) e Panayotou (1993), até trabalhos mais recentes como os de Chen *et al.* (2019) e Alkhars *et al.* (2022). No entanto, parte da literatura aponta que modelar a CAK através de uma abordagem puramente paramétrica implica que a forma funcional e também a distribuição já são assumidas. Desse modo, acredita-se que uma imposição da forma funcional da CAK através da introdução de um termo de renda ao quadrado ou cúbico, quando a relação na verdade é linear, poderia gerar uma fraca identificação e também enviesar o ponto de inflexão (Miyama; Managi, 2014; Bernard *et al.*, 2015).

Nesse cenário, de forma a reduzir o viés que pode surgir da imposição de uma forma funcional específica, existem alguns artifícios econométricos que são tradicionalmente adotados pela literatura empírica, como por exemplo: (i) assumir o maior polinômio, ou seja, a especificação cúbica, e estimar sequencialmente também a equação quadrática e linear para mostrar consistência na significância dos coeficientes (por exemplo, se os termos de renda são estatisticamente significativos em uma equação polinomial de terceira ordem, intuitivamente

na equação polinomial de segunda ordem eles não deveriam ter significância estatística (Lazăr *et al.*, 2019); (ii) usar testes específicos para a presença de uma potencial relação não linear (Lind; Mehlum, 2010); ou (iii) empregar simultaneamente com as técnicas paramétricas as alternativas semi- e não-paramétricas¹³ para assegurar maior robustez, ou pelo menos deduzir um padrão entre variáveis de forma mais descritiva (Millimet *et al.*, 2003; Ordás Criado *et al.*, 2011; Bernard *et al.*, 2014).

Apesar dos artifícios mencionados acima, uma segunda vertente de estudos empíricos relacionados a validação da CAK desafia as abordagens paramétricas clássicas (que em grande maioria são baseadas em uma ordem imposta para a equação polinomial da CAK), ao propor que o nexa renda-degradação ambiental pode ser estabelecido por meio de estratégias empíricas mais flexíveis, como métodos puramente semi-paramétricos e não-paramétricos (Millimet *et al.*, 2003; Tsurumi; Managi, 2010; Ordás Criado *et al.*, 2011; Chen; Chen, 2015; Sen *et al.*, 2016; Zhang *et al.*, 2017; Luzzati *et al.*, 2018).

Embora a quantidade de trabalhos que utilizam abordagens semi- e não-paramétricas na literatura sobre a CAK tenha aumentado nos últimos anos, ela ainda é relativamente pequena em comparação com os estudos que utilizam métodos paramétricos. Segundo Purcel (2020), existem algumas razões para isso. A primeira está associada aos problemas causados pela chamada “maldição” da dimensionalidade, comum em modelos totalmente não-paramétricos quando muitos fatores são incluídos na equação. Dado que uma importante e debatida objeção econométrica à CAK diz respeito ao viés da variável omitida, torna-se necessário durante a construção do modelo levar em conta pelo menos os fatores mais influentes da degradação ambiental além da renda (como o consumo de energia, comércio, investimentos diretos estrangeiros, estrutura econômica, globalização, liberdade econômica, entre outros) de modo a assegurar a consistência dos estimadores e a confiabilidade empírica dos resultados. Dessa forma, a maldição da dimensionalidade pode ser um impedimento plausível na aplicação de métodos não-paramétricos, já que sua complexidade cresce exponencialmente com o número de variáveis explicativas, tornando a estimação e interpretação dos resultados mais difíceis e menos confiáveis (Purcel, 2020).

Ainda segundo Purcel (2020), uma segunda razão para a menor popularidade das abordagens semi- e não-paramétricas está associada a representação gráfica dos resultados, que

¹³A abordagem não-paramétrica refere-se a técnicas estatísticas que não exigem que o pesquisador especifique uma forma funcional para um objeto que está sendo estimado. Já a abordagem semi-paramétrica refere-se às técnicas estatísticas que não exigem que o pesquisador especifique uma forma funcional paramétrica para alguma parte do objeto que está sendo estimado, mas que exigem suposições paramétricas para as demais partes (Li; Racine, 2023).

podem ser mais complexos e difíceis de interpretar, por isso a maioria dos pesquisadores parece preferir resultados mais diretos, como estimativas pontuais. Uma terceira razão diz que a insuficiência de procedimentos claros de inferência estatística no campo não-paramétrico pode influenciar sua solidez e aplicabilidade. Por fim, na economia e também nos subcampos da economia da energia e ambiental, a grande maioria dos estudos se baseia em algumas teorias ou evidências empíricas bem estabelecidas. Portanto, na maioria dos casos, a especificação do modelo já está predefinida. Além disso, grande parte das teorias e regularidades empíricas vêm acompanhadas de diferentes suposições (parâmetros) e/ou restrições, que podem ser mais convenientes de abordar por meio de técnicas paramétricas. Algumas dessas possíveis deficiências de modelos semi- e não-paramétricos também são reconhecidas no contexto da estimação da CAK por autores como Tsurumi e Managi (2010) e Bernard *et al.* (2015).

Na sequência, são apresentados os principais métodos de estimação paramétricos e não-paramétricos empregados pela literatura dentro do contexto de validação da CAK.

4.1.1 Principais métodos de estimação paramétricos e não-paramétricos usados na validação da CAK

Os métodos de estimação paramétricos mais usados na literatura empírica para validação da CAK podem ser divididos em duas categorias principais: os aplicados no contexto de dados em painel (associados principalmente a análises que relacionam grupos de países, regiões ou setores) e aqueles aplicados no contexto de séries de tempo (associados a estudos voltados para um país, região ou setor específico).

No que se refere a estimação da CAK no contexto de dados em painel, destacam-se os estimadores GMM (*Generalized Method of Moments*), PVECM (*Panel Vector Error Correction model*) e os OLS modificados, que incluem os estimadores FMOLS (*Fully-Modified Ordinary Least Squares*) e DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*). Já no contexto de séries de tempo, destacam-se os estimadores ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*), VECM (*Vector Error Correction Model*), FMOLS e DOLS (Naveed *et al.*, 2022).

Devido à conveniência de não exigir que todas as variáveis sejam integradas da mesma ordem, o método ARDL tem sido amplamente utilizado em estudos que investigam a CAK. Contudo, quando as variáveis apresentam a mesma ordem de integração e a existência de uma

relação de cointegração¹⁴ é confirmada, estimadores como FMOLS e DOLS mostram-se particularmente mais adequados para a estimação dos parâmetros de longo prazo, uma vez que fornecem estimativas consistentes mesmo na presença de endogeneidade e autocorrelação serial nos resíduos (Yao; Zhang; Zhang, 2019).

Trabalhos como o de Naveed *et al.* (2022) e Mahmood *et al.* (2023) fazem um extenso levantamento sobre a literatura empírica associada a estimação e validação da CAK no contexto paramétrico. Após analisar cerca de 100 artigos sobre a CAK em diferentes países e regiões do mundo, publicados em periódicos indexados na Scopus, Naveed *et al.* (2022) constatou que 66% utilizaram dados em painel e que os modelos *Fully Modified Ordinary Least Square* (FMOLS) e *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) são as metodologias mais populares. Além disso, a emissão de CO₂ se mostrou como a variável mais utilizada entre os trabalhos para medir a degradação ambiental e a maioria confirmou a hipótese de existência da CAK em forma de U invertido tanto para dados em painel quanto para séries temporais.

Mahmood *et al.* (2023) por sua vez, após revisarem 69 estudos empíricos, constataram que 57 validaram a CAK. Nas análises específicas de países, 18 de 25 estudos validaram a CAK e 24 de 25 estudos corroboraram com a hipótese de que o aumento no consumo relativo de energia renovável é capaz de reduzir as emissões. Nos estudos de painel, 39 de 44 trabalhos validaram a CAK e 40 de 44 encontraram que o aumento no consumo de renováveis reduz as emissões. Um resumo contendo as informações sobre os métodos de estimação paramétricos empregados e os principais resultados encontrados em estudos empíricos mais recentes no contexto de validação da CAK pode ser observado nas Tabelas 1A e 2A do Apêndice A.

No que diz respeito aos métodos de estimação não-paramétricos no contexto de validação da CAK, a literatura empírica é bastante limitada quando comparada à abordagens paramétricas mais tradicionais. Dentre as abordagens mais utilizadas para estimação de relações econômicas destacam-se o método de regressão de Kernel e o método de Suavização por Splines (Mahmoud, 2019).

A regressão de kernel é uma técnica não paramétrica de estimativa que se baseia em funções kernel para calcular a relação entre variáveis. No lugar de assumir uma forma específica para a função de regressão, como no MCRL (Modelo Clássico de Regressão Linear), a regressão de kernel utiliza uma média ponderada dos pontos de dados próximos para fazer previsões. Um dos métodos mais reconhecidos para regressão não-paramétrica de kernel é o

¹⁴ Cointegração refere-se a uma situação em que duas ou mais séries temporais não estacionárias apresentam uma combinação linear entre elas que é estacionária, estabelecendo assim, uma relação de equilíbrio de longo prazo (Pedroni, 2004).

estimador de Nadaraya-Watson, proposto por Nadaraya (1964) e Watson (1964), também conhecido como estimador de constante local e que depois deu origem ao estimador polinomial local.

O estimador de Nadaraya-Watson avalia a função média (ou função de regressão) dada por $\hat{f}(x)$ em um ponto específico x , baseada em um conjunto de dados. Essa função média é utilizada para descrever a relação esperada entre a variável explicativa x e a variável resposta y , sem assumir uma forma funcional específica, como uma reta ou um polinômio global. Em outras palavras, $\hat{f}(x)$ é calculada como uma média ponderada local dos valores observados de y , com os pesos determinados por uma função Kernel, que atribui maior peso aos valores de y associados aos pontos x_i mais próximos de x . Dessa forma, o estimador de Nadaraya-Watson pode ser escrito como segue:

$$\hat{f}_h(x) = \frac{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) y_i}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right)} \quad (44)$$

onde K é uma função Kernel (ou função de pesos); h é a largura de banda (ou *Bandwidth*) responsável por controlar o grau de suavização; e n é o tamanho da amostra.

Uma alternativa mais sofisticada é a estimativa por polinômios locais, que ajusta um polinômio de ordem p para estimar a relação em torno de x . Desse modo, a estimativa polinomial local, $\beta^T = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$, é obtida pela minimização da seguinte expressão:

$$\sum_{i=1}^n K_h(x_i - x) \{Y_i - [\beta_0 + \beta_1(x_i - x) + \dots, \frac{1}{p!} \beta_p(x_i - x)^p]\}^2, \quad (45)$$

Cabe destacar que quando $p = 0$, o polinômio local se torna equivalente ao estimador de Nadaraya-Watson (constante). Valores mais altos de p permitem maior flexibilidade, capturando curvaturas locais mais complexas, aspecto particularmente útil para investigar a forma funcional potencialmente não linear da CAK.

Além disso, a seleção da largura de banda h é crucial para o desempenho do método, pois valores muito pequenos podem gerar estimativas instáveis (alta variância), enquanto valores muito grandes podem suavizar em excesso a estrutura dos dados (alto viés). Loader

(1999) sugere como critério de seleção de h a validação cruzada (ou *cross validation* – CV) dado por:

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{f}_{h,-i}(x_i)]^2 \quad (46)$$

Para o caso de funções Kernel gaussianas existe uma regra de bolso que pode ser escrita como segue:

$$h = \left(\frac{4\hat{\sigma}^5}{3n} \right)^{\frac{1}{5}} \approx 1,06\hat{\sigma}n^{-\frac{1}{5}}, \quad (47)$$

em que $\hat{\sigma}$ é o desvio padrão dos dados e n o tamanho da amostra.

Outro método para seleção da largura de banda consiste no estimador ROT (*Rule-of-Thumb*), formulado originalmente por Fan e Gijbels (1996). O estimador ROT constitui um estimador *plug-in* da largura de banda constante assintoticamente ótima, isto é, aquela que minimiza o erro quadrático médio integrado ponderado condicional (*conditional weighted mean integrated squared error*). Formalmente, o estimador ROT da largura de banda ótima pode ser definido como:

$$\hat{h} = C_{0,p}(K) \left[\frac{\hat{\sigma}^2 \int w_0(x) dx}{n \int [m^{(p+1)}(x)]^2 w_0(x) f(x) dx} \right]^{\frac{1}{2p+3}} \quad (48)$$

onde $C_{0,p}(K)$ é uma constante que depende da função kernel $K(\cdot)$ e do grau polinomial p ; $w_0(x)$ representa uma função indicadora definida sobre o intervalo interno dos dados; $\hat{\sigma}^2$ é a variância residual estimada; $m^{(p+1)}(x)$ é a derivada de ordem $(p + 1)$ da função de regressão; $f(x)$ é a densidade da variável explicativa; e n corresponde ao tamanho da amostra.

Para estimadores de grau polinomial ímpar, $\hat{h}$ fornece uma largura de banda assintoticamente ótima. Nos casos de graus pares, a forma da largura de banda ótima depende também de termos de ordem superior, como $m^{(p+2)}(x)$, $f(x)$ e $f'(x)$, de modo que o método ROT adota, por aproximação, o valor derivado para $p + 1$. Essa formulação permite obter uma largura de banda que equilibra, de maneira eficiente, o viés e a variância da estimativa, assegurando suavizações consistentes e estatisticamente robustas (Fan; Gijbels, 1996).

Vale destacar que parte da literatura aponta que a escolha da função de peso não é tão importante quanto a escolha da largura de banda. Trabalhos como o de Parzen (1962), Tapia e Thompson (1978) e Newton (1988) se dedicam a demonstrar esse contraponto em diferentes condições. Ainda assim, a definição da função kernel $K(\cdot)$ utilizada na ponderação local é um componente essencial do método, pois determina a forma como os pesos são atribuídos às observações em torno de cada ponto x . Em termos gerais, as funções kernel devem ser simétricas, contínuas e de integral unitária, de modo a garantir que a estimativa seja não tendenciosa e suavemente ajustada aos dados.

Diferentemente da regressão de Kernel, o método de Suavização por *Splines* (ou *Spline Smoothing*) é um método de suavização que utiliza “ranhuras” (*splines*) com objetivo é ajustar uma função suave que represente uma relação entre variáveis, com controle sobre a suavidade por meio de um parâmetro de penalidade (Mahmoud, 2019).

Um *spline* é um polinômio de grau p , ajustado em intervalos delimitados por pontos chamados de nós ($\theta_1 < \theta_2 < \dots < \theta_c$). Em cada intervalo, o *spline* é definido por um polinômio, mas com a condição de que o *spline* e suas derivadas até a ordem $p - 1$ sejam contínuos nos nós. Na estimação por *spline*, a função desconhecida $f(x)$ é aproximada por uma série de potências de grau p que pode ser escrita da seguinte forma:

$$f(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 + \dots + \beta_p x^p + \sum_{c=1}^c \beta_{1c} (x - \theta_c)_+^p, \quad (49)$$

onde $(x - \theta_k)_+$ é igual a $(x - \theta_c)$ se $x > \theta_c$ e 0 caso contrário; já os coeficientes β são ajustados minimizando uma função objetivo que combina um erro de ajuste e uma penalidade de rugosidade, podendo ser escrita da seguinte forma:

$$\sum_{i=1}^n [Y_i - \hat{f}(x_i)]^2 + \lambda \int [\hat{f}''(x)]^2 dx, \quad (50)$$

onde λ é um parâmetro de ajuste que controla a suavidade; e $\hat{f}''(x)$ é a segunda derivada da função estimada, que mede a sua curvatura. Existem muitos métodos que auxiliam na escolha do λ como por exemplo o de Validação Cruzada (CV) ou Validação Cruzada Generalizada (GCV) que podem ser vistos com mais detalhes em Wang (2011). O parâmetro de suavização λ tem o mesmo efeito na suavização que h na regressão de suavização por kernel apresentada

anteriormente. Quando λ é muito grande, a linha de suavização seria semelhante a uma linha de regressão linear, e quando é pequena, a linha de suavização seria mais ondulada (Mahmoud, 2019).

Dentre os métodos não-paramétricos abordados acima, a regressão de kernel é a abordagem mais popular no contexto de estimação da CAK devido a sua flexibilidade e fácil interpretação dos resultados. Sua aplicação pode ser observada em trabalhos como os de Taskin e Zaim (2000), Azomahou *et al.* (2006) e Shahbaz *et al.* (2020). Já o método de Suavização por *Splines* tem uma popularidade menor e pode ser observado em trabalhos como o de Wang (2009).

A partir do exposto, acredita-se que uma análise da Curva Ambiental de Kuznets a partir de abordagens paramétricas e não-paramétricas pode oferecer uma visão mais abrangente e detalhada sobre a relação entre crescimento econômico e degradação ambiental. O emprego dos estimadores FMOLS e DOLS permitiu estimar a relação de longo prazo entre as variáveis, fornecendo estimativas consistentes devido a capacidade que ambos possuem de tratar os problemas de endogeneidade, bem como a correlação serial nos resíduos. Em contrapartida, a abordagem não-paramétrica baseada em regressão Kernel ofereceu a flexibilidade necessária para identificar padrões de relacionamento entre as variáveis sem impor previamente uma forma funcional específica. O emprego dessa combinação metodológica foi crucial para garantir a robustez e a validade dos resultados encontrados nesse estudo.

4.2 Estratégia empírica

De modo a cumprir com os objetivos propostos neste estudo, a estratégia empírica adotada foi organizada em duas etapas principais. Na primeira, foi investigada a hipótese de existência da Curva Ambiental de Kuznets (CAK), representando a relação de longo prazo entre crescimento econômico, consumo relativo de energia renovável e emissões de GEE medidas em CO₂ equivalente (CO₂eq). Para a estimação dessa relação foram utilizados os estimadores paramétricos FMOLS e DOLS, devido a sua consistência na análise de relações de longo prazo entre variáveis cointegradas. Complementarmente, foi empregada uma abordagem não-paramétrica baseada em regressão Kernel, permitindo avaliar a forma funcional da relação sem impor previamente uma especificação paramétrica. Para isso, foram utilizados tanto dados agregados quanto desagregados dos setores de comércio e serviços, indústria, agropecuária, transporte e geração de energia. A análise com dados agregados permitiu a construção de um painel representativo da economia brasileira como um todo, enquanto a análise com dados

desagregados possibilitou uma investigação em nível setorial, captando as especificidades de cada segmento produtivo.

O modelo empírico utilizado como base para investigar a hipótese de existência e o formato da Curva Ambiental de Kuznets pode ser observado na Equação (51) como segue:

$$CO_{it} = \alpha_i + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_3 PIB_{it}^3 + \beta_4 CE_{it} + \epsilon_{it} \quad (51)$$

onde, $i = 1, \dots, 5$ denota os setores analisados (comércio e serviços, indústria, agropecuária, transporte e geração de energia) e $t = 1, \dots, 54$ denota o período de tempo (1970 – 2023). A variável CO representa a medida de degradação ambiental escolhida, no caso, o total de emissões de GEE equivalente em CO₂ (CO₂eq) oriundo do consumo e da produção de combustíveis e de eletricidade medido em toneladas; PIB representa o Produto Interno Bruto setorial e CE corresponde a razão entre o consumo de energia setorial oriundo de fontes renováveis e não renováveis (CER /CENR); α corresponde a uma constante; os β 's são os coeficientes a serem estimados; e ϵ é o termo de erro.

Cabe destacar que, em adição a estimação do modelo paramétrico apresentado na Equação (51), foi realizada uma análise complementar de natureza não-paramétrica com o objetivo de oferecer maior flexibilidade e robustez à especificação empírica. Apesar da forte fundamentação teórica da hipótese da CAK, tradicionalmente modelada a partir de formas funcionais polinomiais (termos quadráticos e cúbicos do PIB), a imposição prévia dessa estrutura pode limitar a identificação de padrões mais complexos nos dados. Por esse motivo, foi utilizada a técnica de regressão não-paramétrica de kernel, devido a sua flexibilidade e fácil interpretação dos resultados, que permitiu estimar a relação descrita pela CAK sem a necessidade de assumir uma forma funcional específica.

Na segunda etapa, foi investigada a dinâmica temporal entre as variáveis supracitadas com base no conceito de causalidade desenvolvido por Granger (1969), também em um contexto agregado (dados em painel) e desagregado (séries de tempo). Essa análise visa complementar os resultados obtidos na estimação da CAK, oferecendo uma visão mais ampla sobre as interações dinâmicas entre crescimento econômico, consumo de energia e emissões.

A seguir são descritos com maior profundidade os procedimentos associados a cada uma das etapas da abordagem empírica empregada nesse estudo, tanto no contexto de dados em painel quanto no de séries de tempo.

4.2.1 Análise no contexto de dados em painel

Para a análise no contexto de dados em painel, que permitiu cumprir com o objetivo de investigar a hipótese de existência de uma Curva Ambiental de Kuznets (CAK) capaz de representar a relação de longo prazo entre crescimento econômico, consumo de energia renovável e emissão de GEE na economia brasileira, a abordagem empírica adotada no presente estudo pode ser dividida em cinco passos principais.

Primeiro, foi examinada a hipótese de dependência *cross-section* entre as variáveis, tendo em vista que modelos de estimação e testes mais tradicionais de raiz unitária empregados no contexto de dados em painel podem levar a resultados menos precisos por não considerarem essa hipótese. Considerando que, neste estudo, as unidades de corte transversal correspondem a setores inseridos em um mesmo país, espera-se que essa dependência seja ainda mais relevante.

Existem quatro testes de dependência *cross-section* amplamente utilizados na literatura empírica: o teste *Lagrange Multiplier* (LM) de Breusch e Pagan (1980), o teste LM em escala proposto por Pesaran (2004), o teste CD de Pesaran (2004) e o teste LM em escala com correção de viés desenvolvido por Baltagi *et al.* (2012). De modo geral, a hipótese nula desses testes estabelece a ausência de dependência *cross-section* entre as unidades do painel. No presente estudo, optou-se pelo teste CD de Pesaran (2004), em razão de sua ampla utilização na literatura e da flexibilidade de sua hipótese nula de independência entre os membros do painel, aplicável a diferentes estruturas de dados, incluindo modelos heterogêneos dinâmicos, estacionários ou não estacionários, além de casos com quebras estruturais.

O teste CD baseia-se na média das correlações par a par dos resíduos obtidos por mínimos quadrados ordinários (MQO) das regressões individuais em painel, podendo ser formalmente expresso da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (52)$$

onde $i = 1, \dots, N$ representa os membros do painel e $t = 1, \dots, T$ indica o período de tempo. O vetor x_{it} corresponde a um conjunto $(k \times 1)$ de regressores observados. Os interceptos α_i e os coeficientes angulares β_i podem variar entre as unidades do painel. A estatística do teste CD é definida como:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow N(0, 1) \quad (53)$$

onde $\hat{\rho}_{ij}$ representa a correlação amostral estimada entre os pares de resíduos obtidos por MQO, associados à Equação (53), sendo calculada da seguinte forma:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2)^{1/2}} \quad (54)$$

Após a verificação da hipótese de dependência cross-section, o segundo passo da abordagem empírica consistiu em analisar a ordem de integração das variáveis incluídas no modelo. Para isso, foram utilizados os testes de raiz unitária em painel de segunda geração, CADF (*Cross-section Augmented Dickey-Fuller*) e CIPS (*Cross-sectionally Augmented IPS*), propostos por Pesaran (2007), os quais incorporam explicitamente a possibilidade de dependência cross-section entre as unidades do painel. A aplicação desses testes pode ser observada em Sun *et al.* (2020) e Choudhury *et al.* (2023).

O teste CADF corresponde a uma extensão da regressão tradicional de Dickey-Fuller, incluindo as médias transversais da variável de interesse e de suas primeiras diferenças. Essa abordagem permite testar a presença de raiz unitária em cada série individual do painel, controlando a influência de choques comuns. Formalmente, o modelo CADF para cada unidade i do painel é especificado da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \gamma_i \bar{y}_{t-1} + \delta_i \Delta \bar{y}_t + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (55)$$

onde y_{it} corresponde a variável de interesse para a unidade i no tempo t . $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}$ representa a média transversal de y_{it} no tempo. α_i é o intercepto individual, p_i é o número de defasagens específicas para cada unidade do painel e ε_{it} é o termo de erro aleatório.

O termo $\bar{y}_{t-1}$ é responsável por capturar os efeitos dos choques comuns de longo prazo, enquanto $\Delta \bar{y}_t$ controla os choques comuns de curto prazo, tornando o teste robusto à dependência *cross-section*. O foco do teste é avaliar a hipótese nula de existência de raiz unitária

$H_0: \beta_i = 0$ (existe raiz unitária) contra a alternativa $H_1: \beta_i < 0$ (a série é estacionária). A estatística CADF corresponde ao valor-t da estimativa de β_i em cada regressão individual.

Para avaliar o painel como um todo, Pesaran (2007) também propôs o teste CIPS (*Cross-sectionally Augmented IPS*), que consiste na média simples das estatísticas individuais CADF:

$$CIPS = \sum_{i=1}^N t_i^{CADF} \quad (56)$$

onde t_i^{CADF} corresponde ao valor-t associado à estimativa de β_i para cada unidade i do painel. O teste CIPS permite avaliar a presença de raiz unitária no painel, levando em consideração a dependência *cross-section* entre as unidades. Os valores críticos do teste são fornecidos por Pesaran (2007) e variam de acordo com o tamanho do painel (N) e da série temporal (T).

Uma vez que os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que todas as variáveis do modelo proposto são integradas de primeira ordem, isto é, $I(1)$, o passo seguinte da estratégia empírica consistiu em investigar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas por meio de testes de cointegração em painel.¹⁵

Para esse propósito, foram adotados os procedimentos propostos por Pedroni (1999, 2004), Kao (1999) e Maddala e Wu (1999), em razão de sua ampla utilização na literatura e da robustez associada ao uso de diferentes estatísticas de teste. A aplicação dessas abordagens pode ser encontrada em estudos como Pao e Tsai (2010), Nain *et al.* (2015) e Khobai (2018).

O teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004), baseado na abordagem de Engle e Granger (1987), permite a presença de interceptos heterogêneos e coeficientes de tendência linear distintos entre as unidades do painel. Esse teste parte do seguinte modelo em painel:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \quad (57)$$

onde X_{it} é um vetor coluna de regressores e β_i um vetor linha de coeficientes específicos para cada unidade de corte transversal i . Os parâmetros α_i e δ_i representam, respectivamente, os interceptos individuais e os efeitos de tendência linear. Assume-se que as variáveis y_{it} e X_{it} são integradas de ordem um, $I(1)$. A hipótese nula de ausência de cointegração é testada a partir da estimação dos resíduos e_{it} da Equação (55) e da construção da seguinte regressão auxiliar:

¹⁵ Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na seção 5.

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (58)$$

onde ρ_i corresponde ao parâmetro autoregressivo (AR) dos resíduos estimados e u_{it} corresponde a um termo de erro aleatório.

Duas hipóteses alternativas são consideradas: uma homogênea e outra heterogênea. Sob a hipótese alternativa homogênea ($\rho_i = \rho < 1$), que impõe um mesmo parâmetro autorregressivo para todas as unidades do painel (*within-dimension*), Pedroni (1999, 2004) propõe quatro estatísticas de teste, a saber: a estatística de painel v (um teste não paramétrico baseado em razão de variância), a estatística de painel r (análoga ao teste r de Phillips-Perron), a estatística de painel PP (equivalente ao teste t de Phillips-Perron) e a estatística de painel ADF.

Por sua vez, sob a hipótese alternativa heterogênea ($\rho_i < 1$), que permite a variação do parâmetro autorregressivo entre as unidades do painel (*between-dimension*), são propostas três estatísticas adicionais, conhecidas como estatísticas de cointegração em painel do tipo média do grupo: a estatística de grupo r , a estatística de grupo PP e a estatística de grupo ADF. A descrição detalhada da construção de cada uma dessas estatísticas pode ser encontrada nos trabalhos originais de Pedroni (1999, 2004).

O teste de cointegração proposto Kao (1999) segue uma abordagem similar ao teste de Pedroni. Ele também é baseado na análise de resíduos, mas sob a hipótese de coeficientes homogêneos de cointegração para todas as unidades do painel. Partindo do seguinte modelo de painel:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \quad (59)$$

onde o coeficiente β é comum para todos os indivíduos do painel. O teste verifica se os resíduos e_{it} são estacionários. Kao (1999) propõe uma estatística do tipo ADF aplicada aos resíduos, sob a hipótese nula de ausência de cointegração. Diferentemente de Pedroni, o teste de Kao não permite heterogeneidade nos coeficientes de cointegração, sendo mais restritivo em sua formulação.

Já o teste de Johansen-Fisher proposto por Maddala e Wu (1999), combina os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988), aplicado individualmente em cada unidade do painel, utilizando o procedimento de combinação de valores-p proposto por Fisher (1932). Diferente dos testes de cointegração baseados em regressões residuais (como os testes de Kao

e Pedroni), o teste de Johansen-Fisher é derivado de um modelo de vetor de correção de erro (VECM), permitindo analisar múltiplas relações de cointegração de forma simultânea. A estatística do teste é calculada como segue:

$$\chi^2 = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad (60)$$

onde p_i representa o valor-p do teste de Johansen para a unidade i no painel, e N é o número de unidades. Sob a hipótese nula de ausência de cointegração em todas as unidades, a estatística combinada segue uma distribuição qui-quadrado com $2N$ graus de liberdade. O teste permite utilizar tanto a estatística do traço quanto a do máximo autovalor do teste de Johansen (1988) em cada série individual que compõe o painel. A hipótese alternativa é a de que pelo menos uma unidade do painel apresenta cointegração.

Uma vez determinado que as variáveis em consideração são cointegradas, o penúltimo passo da análise empírica consistiu na estimação do vetor de cointegração entre elas. Desse modo, foi possível cumprir com o objetivo de investigar a hipótese de existência de uma Curva Ambiental de Kuznets (CAK) que represente a relação de longo prazo entre crescimento econômico, consumo de energia e emissão de GEE na economia brasileira.

Para esse propósito, optou-se pela utilização dos estimadores *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS). Ambos os métodos são apropriados para dados em painel cointegrados, uma vez que são capazes de corrigir problemas de endogeneidade e autocorrelação serial dos resíduos, comuns em modelos de longo prazo. Suas aplicações também podem ser observadas em Yao; Zhang; Zhang (2019) e Sarwat *et al.* (2022). Ademais, considerando a heterogeneidade dos setores analisados, optou-se pela versão *group-means* dos estimadores FMOLS e DOLS, por permitir que os vetores de cointegração variem entre os setores, proporcionando maior robustez às estimativas. O estimador *group-means* FMOLS (*group-FM*) para dados em painel pode ser escrito como segue:

$$\hat{\beta}_{i,GMOLS} = N^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it}^* - T\hat{\gamma}_i) \right) \quad (61)$$

Pelo fato da segunda parte da expressão (que sucede o somatório em i) ser idêntica ao estimador FMOLS de séries temporais, observa-se que o estimador *group-means* pode ser

construído simplesmente como $\hat{\beta}_{GFMOLS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{FMOLS,i}$, em que $\hat{\beta}_{FMOLS,i}$ é o estimador FMOLS convencional, aplicado ao i -ésimo membro do painel. Assim, a estatística t associada para o estimador *group-means* pode ser construída como:

$$t_{\hat{\beta}_{GFMOLS}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{FMOLS,i}} \quad (62)$$

no qual:

$$t_{\hat{\beta}_{FMOLS,i}} = (\hat{\beta}_{FMOLS,i} - \beta_0) \left(\hat{\Omega}_{11i}^{-1} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \right)^{1/2} \quad (63)$$

Já o estimador *group-means* DOLS (*group-DOLS*) realiza a correção para endogeneidade e correlação serial de forma paramétrica ao incluir defasagens e avanços das variáveis explicativas em diferença para corrigir o viés de simultaneidade. o estimador *group-DOLS* pode ser escrito como segue:

$$\hat{\beta}_{GDOLS} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\left(\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \tilde{y}_{it} \right) \right) \right]_1 \quad (64)$$

em que z_{it} é o vetor $2(K+1) \times 1$ de regressores $z_{it} = \{(x_{it} - \bar{x}_i), \Delta x_{it-j}, \dots, \Delta x_{it+j}\}$; $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$; e o subscrito 1 do colchete indica que somente o primeiro elemento do vetor é tomado para obter o coeficiente de inclinação agrupado.

Uma vez que a segunda parte da expressão (que sucede o somatório em i) é idêntica ao estimador DOLS para séries de tempo, observa-se que o estimador *group-means* pode ser construído simplesmente como $\hat{\beta}_{GDOLS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{DOLS,i}$, em que $\hat{\beta}_{DOLS,i}$ é o estimador DOLS convencional, aplicado ao i -ésimo membro do painel. Similarmente, ao se supor que $\sigma_i^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E[T^{-1} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^*)^2]$ seja a variância de longo prazo dos resíduos da regressão DOLS, então a estatística t associada para o estimador *group-means* pode ser construída como:

$$t_{\hat{\beta}_{GDOLS}} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} \quad (65)$$

em que:

$$t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} = (\hat{\beta}_{DOLS,i} - \beta_0) \left(\hat{\sigma}_i^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (66)$$

Cabe destacar que, antes das estimações paramétricas realizadas por meio dos estimadores FMOLS e DOLS, foi conduzida uma análise preliminar de natureza não paramétrica, com o objetivo de explorar, de forma mais flexível, a relação entre as emissões de gases de efeito estufa e o crescimento econômico setorial. Para esse propósito, foi empregada a técnica de regressão não paramétrica de kernel, implementada no *software* Stata por meio do comando *lpoly*, que realiza uma suavização local ponderada a partir de funções kernel.

Com o intuito de verificar a robustez das estimativas, foram consideradas diferentes funções de peso (Gaussiana, Epanechnikov, Biweight e Cosine) e ordens do polinômio local ($p = 0, 1, 2$ e 3). Para cada especificação, a largura de banda (*bandwidth*) foi determinada automaticamente pelo estimador ROT (*Rule-of-Thumb*) proposto por Fan e Gijbels (1996), que equilibra o viés e a variância da estimativa não paramétrica¹⁶. As formulações teóricas, bem como as propriedades da regressão não paramétrica de kernel foram detalhadas previamente na seção de revisão da literatura empírica 4.1.1.

Como os resultados obtidos evidenciaram dinâmicas heterogêneas da CAK entre os setores e um padrão predominantemente crescente no painel agregado, optou-se por testar diferentes especificações funcionais do modelo paramétrico. Assim, foram consideradas três formas funcionais alternativas para a CAK, uma especificação linear, uma quadrática e uma cúbica.

Por fim, como último passo da análise empírica, foi investigada a dinâmica temporal entre as variáveis sob consideração, com o objetivo de identificar possíveis relações de precedência temporal entre elas. Essa investigação pode ser conduzida por meio de diferentes abordagens. A forma mais tradicional consiste na análise de causalidade de Granger (1969), usualmente implementada por meio de modelos VAR/VEC em painel. Entretanto, considerando a evidência de dependência cross-section nos dados, optou-se pela aplicação do teste de não causalidade de Granger em painel proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012). Esse

¹⁶ No Stata, a largura de banda padrão é obtida pelo método ROT (*Rule-of-Thumb*) de seleção de banda, o qual corresponde a um estimador de *plug-in* da largura de banda constante assintoticamente ótima. Essa largura de banda minimiza o erro quadrático integrado médio ponderado condicional (MISE), assegurando uma suavização eficiente e estatisticamente consistente.

teste se destaca por permitir heterogeneidade tanto nos parâmetros do modelo quanto nas relações de causalidade, além de lidar com a dependência cross-section por meio de um procedimento de bootstrap em bloco, o que garante a obtenção de valores críticos mais robustos. A utilização dessa abordagem pode ser observada também em estudos como Dong *et al.* (2018) e Munir *et al.* (2020).

A abordagem proposta por Dumitrescu e Hurlin (2012) constitui uma extensão do trabalho seminal de Granger (1969), o qual desenvolveu uma metodologia para a análise de relações de causalidade entre séries temporais. No contexto deste estudo, assumindo que CO (emissões de GEE) e PIB (Produto Interno Bruto) sejam séries estacionárias, a causalidade de Granger entre essas variáveis pode ser testada a partir do seguinte modelo:

$$CO_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \gamma_k CO_{t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k PIB_{t-k} + \varepsilon_t \quad (67)$$

em que $t = 1, \dots, T$ representa o período de tempo analisado; α é o termo constante; K corresponde ao número de defasagens; γ_k e β_k são os coeficientes a serem estimados; e ε_t é o termo de erro.

De forma geral, se os valores defasados do PIB forem estatisticamente significativos para explicar o comportamento atual de CO , mesmo após o controle pelos valores defasados de CO , então pode-se inferir que o PIB exerce influência causal no sentido de Granger sobre as emissões de CO . A partir da Equação (67), essa hipótese pode ser testada por meio de um teste F , cuja hipótese nula é dada por:

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \quad (68)$$

Se H_0 for rejeitada, conclui-se que existe causalidade de PIB para CO no sentido de Granger. De forma análoga, ao inverter a posição das variáveis no modelo, é possível testar a existência de causalidade no sentido oposto, de CO para PIB . Assim, a análise conjunta de ambos os sentidos permite identificar relações de causalidade bidirecionais ou, alternativamente, a ausência de causalidade entre as variáveis.

A identificação da direção da causalidade entre CO e PIB fundamenta discussões relevantes na literatura acerca dos efeitos de políticas ambientais e energéticas sobre a dinâmica econômica em diferentes contextos. No presente estudo, com o objetivo de investigar a

dinâmica temporal entre crescimento econômico, emissões de GEE e consumo relativo de energia renovável, também se utilizam os resultados dos testes de causalidade para avaliar os impactos do consumo relativo de energia renovável sobre o crescimento econômico e as emissões, bem como suas implicações para políticas ambientais, econômicas e energéticas.

Desenvolvido para a análise de causalidade em dados em painel, o teste de Dumitrescu e Hurlin (2012) pode ser expresso da seguinte forma:

$$CO_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} CO_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} PIB_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (69)$$

onde CO_{it} e PIB_{it} correspondem, respectivamente, às emissões de GEE e ao Produto Interno Bruto de cada setor de atividade ($i = 1, \dots, 5$) no período $t = 1, \dots, 54$. Os coeficientes γ_{ik} e β_{ik} podem variar entre os indivíduos, conforme indicado pelos subscritos i , embora sejam assumidos como constantes ao longo do tempo. A defasagem K é considerada idêntica para todas as unidades do painel, o qual deve ser balanceado.

De forma análoga ao procedimento de Granger (1969), a existência de causalidade é avaliada por meio do teste da significância dos valores defasados do PIB sobre o valor corrente de CO . Assim, a hipótese nula é definida como:

$$H_0: \beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (70)$$

que corresponde à ausência de causalidade para todas as unidades do painel.

O teste de Dumitrescu e Hurlin (2012) admite a possibilidade de existência de causalidade apenas para parte dos indivíduos, sem que isso ocorra necessariamente de forma homogênea no painel. Dessa forma, a hipótese alternativa é dada por:

$$\begin{aligned} H_1: \beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_{i1} \neq 0 \text{ ou } \dots \text{ ou } \beta_{ik} \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N \end{aligned} \quad (71)$$

em que $N_1 \in [0, N - 1]$ é desconhecido. Quando $N_1 = 0$, há causalidade para todas as unidades do painel. Por outro lado, N_1 deve ser estritamente menor que N , pois, caso contrário, não haveria causalidade em nenhuma unidade, e H_1 se reduziria à hipótese nula H_0 .

O procedimento proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012) pode ser estruturado em três etapas: (i) estimação, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), das N regressões individuais implícitas na Equação (69); (ii) com base nas estimativas obtidas na primeira etapa, realização de testes F para as K restrições lineares $\beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0$, de modo a obter a estatística de Wald individual W_i ; e (iii) cálculo da estatística média de Wald $\bar{W}$, a partir das estatísticas individuais, conforme:

$$\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i \quad (72)$$

Ressalta-se que o teste de Dumitrescu e Hurlin (2012) é construído para identificar causalidade ao nível do painel, de modo que a rejeição de H_0 não implica, necessariamente, causalidade para todas as unidades individuais. Por meio de simulações de Monte Carlo, os autores demonstram que $\bar{W}$ é assintoticamente bem-comportada e pode ser utilizada de forma confiável para inferência sobre causalidade em dados em painel.

Sob a hipótese de que as estatísticas de Wald W_i são independentes e identicamente distribuídas entre os indivíduos, pode-se mostrar que a estatística padronizada $\bar{Z}$, no caso em que $T \rightarrow \infty$ primeiro e, posteriormente, $N \rightarrow \infty$ (isto é, quando T é grande em relação a N), converge assintoticamente para uma distribuição normal padrão:

$$\bar{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K}} \times (\bar{W} - K) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} N(0, 1) \quad (73)$$

Além disso, para o caso em que T é fixo, com $T > 5 + 3K$, a estatística padronizada aproximada $\tilde{Z}$ também converge para uma distribuição normal padrão:

$$\tilde{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K}} \times \frac{T - 3K}{T - 2K - 3} \times \left(\frac{T - 3K - 3}{T - 3K - 1} \times \bar{W} - K \right) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} N(0, 1) \quad (74)$$

O teste da hipótese nula em (69) baseia-se, portanto, nas estatísticas $\bar{Z}$ e $\tilde{Z}$. Caso os valores obtidos excedam os valores críticos da distribuição normal padrão, rejeita-se H_0 , concluindo-se pela existência de causalidade de Granger. Para painéis grandes em ambas as dimensões (N e T), a estatística $\bar{Z}$ tende a ser preferível. Por outro lado, em painéis com N

grande e T relativamente pequeno, recomenda-se o uso de $\tilde{Z}$. Ainda assim, simulações de Monte Carlo realizadas por Dumitrescu e Hurlin (2012) indicam que o teste apresenta boas propriedades em amostras finitas, mesmo quando N e T são relativamente pequenos.

Cabe destacar que, embora a formulação apresentada acima tenha sido ilustrada considerando apenas a relação entre emissões de GEE (CO) e Produto Interno Bruto (PIB), o teste de Dumitrescu e Hurlin (2012) foi igualmente aplicado para investigar os nexos causais entre as demais variáveis do modelo empírico, como o consumo de energia (CE). Desse modo, por se tratar de um teste que investiga a relação de causalidade de Granger entre variáveis par a par, foram realizados testes em todas as combinações bivariadas de interesse.

No que diz respeito à hipótese de dependência cross-section, Dumitrescu e Hurlin (2012) propõem a utilização de um procedimento de bootstrap em bloco para a obtenção de valores críticos das estatísticas $\bar{Z}$ e $\tilde{Z}$, em substituição aos valores críticos assintóticos. No presente estudo foram empregadas 500 repetições, quantidade considerada suficiente para produzir valores críticos estáveis e inferências confiáveis, ao mesmo tempo em que mantém a viabilidade computacional do procedimento.

Ademais, embora o teste tenha sido originalmente desenvolvido para séries estacionárias, é possível observar na literatura (Nain *et al.*, 2017; Shahbaz *et al.*, 2017; Dong *et al.*, 2018; Tiwari *et al.*, 2021) uma prática recorrente de sua aplicação sobre séries integradas de primeira ordem que apresentam relação de cointegração. Nestes casos, após confirmação da existência de cointegração, o teste de Dumitrescu e Hurlin é aplicado sobre as variáveis em nível. Tal estratégia é justificada pela possibilidade de capturar não apenas as relações de causalidade de curto prazo, mas também os vínculos de longo prazo presentes na relação de equilíbrio entre as variáveis. Por esse motivo, optou-se no presente estudo pelo emprego das variáveis em nível para a discussão dos resultados dos testes de causalidade de Granger, apesar das mesmas terem sido confirmadas como $I(1)$ na análise de estacionariedade apresentada na seção 5.

4.2.2 Análise no contexto de séries de tempo

Para a análise no contexto de séries temporais, o uso de dados desagregados permitiu investigar a hipótese de existência da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) nos principais setores da economia brasileira (indústria, comércio e serviços, agropecuária, transporte e

geração de energia). Nesse sentido, a estratégia empírica adotada pode ser organizada em quatro etapas principais.

Inicialmente, foi necessário identificar a ordem de integração de cada série incluída no modelo empírico para cada um dos setores analisados. Para esse propósito, assim como em Appiah (2018) e Abulibdeh (2022), foram utilizados os testes de raiz unitária DF-GLS (Dickey-Fuller de Mínimos Quadrados Generalizados), Phillips–Perron (P–P) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

O teste DF-GLS, proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), consiste em uma extensão do tradicional teste Dickey-Fuller aumentado (ADF). Sua principal contribuição é a aplicação de uma transformação via Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) às séries antes da estimação da regressão de teste, o que resulta em maior poder estatístico, especialmente em amostras de tamanho pequeno ou moderado.

O procedimento começa com a remoção determinística da média (ou de tendência linear, se especificado), seguido da estimação da seguinte equação autoregressiva:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (75)$$

onde y_t corresponde à série transformada via GLS, k é o número de defasagens para capturar autocorrelação nos resíduos e ε_t é um termo de erro ruído branco. A hipótese nula corresponde à presença de raiz unitária, ou seja, que a série é não estacionária ($H_0: \phi = 0$), contra a hipótese alternativa de estacionariedade ($H_1: \phi < 0$). O DF-GLS é particularmente eficaz quando a série possui componentes determinísticos (tendência ou constante), pois a pré-transformação melhora significativamente o poder do teste em comparação ao ADF tradicional.

Já o teste Phillips–Perron (P-P), desenvolvido por Phillips e Perron (1988), representa uma extensão do teste de Dickey-Fuller, porém baseado em uma abordagem não paramétrica para correção da autocorrelação serial e da heterocedasticidade dos resíduos. Diferente do ADF, que adiciona defasagens da variável dependente para controlar a autocorrelação, o teste P-P realiza ajustes diretamente na estatística t de Dickey-Fuller e na variância dos erros.

Sua especificação básica pode ser escrita como segue:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (76)$$

onde y_t é a série de interesse, α é o termo constante, βt representa a tendência linear (quando presente), e ρ é o parâmetro chave para detectar raiz unitária. A hipótese nula ($H_0: \rho = 0$) indica a presença de raiz unitária, e a alternativa ($H_1: \rho < 0$) sugere que a série é estacionária.

A diferença central entre o teste P-P e o ADF está na forma de tratar a autocorrelação dos resíduos. Enquanto o ADF inclui termos defasados da variável dependente para eliminar autocorrelação, o P-P faz uma correção nas estatísticas de teste, ajustando a matriz de variância-covariância dos erros. Isso o torna robusto a heterocedasticidade e a autocorrelação serial de ordem desconhecida.

Por fim, o teste KPSS, desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), possui uma formulação inversa aos testes P-P e DF-GLS. Enquanto estes últimos têm como hipótese nula a presença de uma raiz unitária (não estacionariedade), o teste KPSS adota como hipótese nula a estacionariedade da série, seja em torno da média (estacionariedade em nível) ou em torno de uma tendência determinística (estacionariedade *trend-stationary*).

O modelo subjacente ao teste KPSS decompõe a série temporal em três componentes:

$$y_t = \delta t + r_t + \varepsilon_t \quad (77)$$

onde δt corresponde a uma tendência determinística (que pode ou não estar presente), r_t é um passeio aleatório ($r_t = r_{t-1} + u_t$), capturando a não estacionariedade estocástica, e ε_t é um ruído branco. O teste avalia se a variância do componente de passeio aleatório (u_t) é estatisticamente diferente de zero.

Assim, a hipótese nula ($H_0: \sigma_u^2 = 0$) postula que não há passeio aleatório e, portanto, a série é estacionária. Já a hipótese alternativa ($H_0: \sigma_u^2 > 0$) indica a presença de uma raiz unitária (não estacionariedade). A estatística do teste KPSS é construída com base na soma acumulada dos resíduos da regressão de y_t sobre uma constante (ou constante e tendência) e é ajustada por um estimador da variância de longo prazo dos erros. Se a estatística KPSS for maior que os valores críticos, rejeita-se a hipótese de estacionariedade.

Determinada a ordem de integração das variáveis, o segundo passo da análise empírica consistiu em verificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre elas, o que é realizado por meio da análise de cointegração. Para esse fim, foram utilizados os tradicionais testes de cointegração propostos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

O teste de cointegração desenvolvido por Johansen (1988) e expandido por Johansen e Juselius (1990) consiste em uma abordagem multivariada fundamentada em Modelos de

Autorregressão Vetorial (VAR) e que utiliza a estrutura do Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM) para investigar tanto a existência quanto o número de vetores de cointegração em um sistema composto por variáveis não estacionárias integradas de ordem um, I (1).

O modelo parte da especificação de um VAR (ρ) multivariado, no qual um vetor de k variáveis endógenas pode ser representado como segue:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_\rho X_{t-\rho} + \varepsilon_t \quad (78)$$

onde X_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis integradas de ordem um, A_i são matrizes de coeficientes ($k \times k$) e ε_t é um vetor de inovações ruído branco multivariado. Este VAR pode ser reescrito na forma de um VECM, que permite decompor a dinâmica de curto e longo prazo, da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (79)$$

onde ΔX_t representa o vetor das primeiras diferenças das variáveis, as matrizes Γ_i capturam os efeitos de curto prazo, enquanto a matriz Π contém informações sobre o equilíbrio de longo prazo. A presença de cointegração no sistema está diretamente associada ao posto da matriz Π . Especificamente, Johansen (1988) demonstrou que essa matriz pode ser decomposta como:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (80)$$

em que β é uma matriz ($k \times r$) cujas colunas são os vetores de cointegração (que representam as combinações lineares estacionárias das variáveis) e α é uma matriz ($k \times r$) que contém os coeficientes de ajuste, os quais indicam a velocidade com que as variáveis retornam ao equilíbrio após choques. O valor de r , que corresponde ao posto da matriz Π indica o número de vetores de cointegração no sistema.

Para determinar o valor de r , o teste de Johansen- Juselius utiliza um procedimento baseado na análise dos autovalores da matriz Π por meio de duas estatísticas: a estatística do traço (*Trace Test*) e a estatística do máximo autovalor (*Max-Eigenvalue Test*).

A estatística do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que seja maior, sendo definida como:

$$Trace\ Statistic = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (81)$$

onde λ_i representa os autovalores estimados ordenados de forma decrescente e T é o tamanho da amostra. Por sua vez, a estatística do máximo autovalor testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é exatamente r contra a hipótese alternativa de que seja $r + 1$, sendo expressa como:

$$Max - Eigen\ Statistic = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (82)$$

Ambas as estatísticas são comparadas a valores críticos tabelados por Johansen e Juselius (1990), que variam de acordo com a inclusão de constantes, tendências determinísticas e o número de defasagens adotado no modelo. A rejeição da hipótese nula em qualquer uma das estatísticas indica a presença de pelo menos um vetor de cointegração no sistema.

Uma vez determinado que as variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, o penúltimo passo da análise empírica consistiu na estimação do modelo empírico para cada um dos cinco setores sob análise, permitindo assim, averiguar a hipótese de existência ou não da CAK a partir dos sinais e da significância estatística dos parâmetros estimados. Para esse propósito, assim como na análise de dados em painel, também se optou pela utilização dos estimadores *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) em suas respectivas versões voltadas para a análise de séries temporais. Essa mesma abordagem pode ser observada nos trabalhos de Pata (2021) e Murshed *et al.* (2021).

Também cabe destacar que, antes da análise paramétrica conduzida por meio dos estimadores FMOLS e DOLS, foi realizada uma investigação preliminar de natureza não paramétrica, com o objetivo de explorar de forma mais flexível a relação descrita pela CAK sem a necessidade de assumir uma forma funcional específica em cada um dos cinco setores em consideração. Os resultados obtidos por meio da técnica de regressão não paramétrica de kernel indicaram que, para os setores de Indústria, Transporte e Geração de Energia, a relação entre emissões e PIB apresentou comportamento estritamente crescente, com curvatura convexa suave, sem sinais de inflexão. No setor Agropecuário, observou-se uma tendência crescente com certo achatamento nas faixas superiores do PIB, sugerindo, no máximo, uma relação

quadrática. Apenas no setor de Comércio e Serviços a curva indicou uma possível inflexão, compatível com o formato de uma Curva Ambiental de Kuznets (CAK) tradicional, em U invertido.

Adicionalmente, a tentativa de estimar os modelos paramétricos com especificação cúbica resultou em problemas de multicolinearidade severa, confirmada pelos coeficientes de correlação próximos de 1 entre os termos LPIB, LPIB² e LPIB³, e pela ocorrência de erro de matriz quase singular (*near singular matrix*) nos testes de cointegração. Diante da ausência de ganhos informacionais na inclusão do termo cúbico do PIB, que também foi responsável por comprometer a estabilidade do modelo empírico proposto, optou-se por especificar os modelos paramétricos com formas funcionais linear e quadrática do PIB, as quais se mostram mais adequadas tanto do ponto de vista empírico quanto teórico para captar as possíveis relações não lineares, inclusive a hipótese de CAK, sem incorrer nos problemas econométricos associados à superparametrização.

Por fim, uma vez confirmada a existência de séries com a mesma ordem de integração e a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegração), o último passo da análise empírica consistiu na estimação de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM). Dessa forma, foi possível investigar, para cada um dos setores analisados, a existência e a direção da causalidade no sentido de Granger (1969) entre as variáveis de interesse, permitindo assim atender ao objetivo de examinar sua dinâmica temporal.

O VECM permite capturar, simultaneamente, tanto as dinâmicas de curto prazo quanto os ajustes em direção ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do sistema. Além disso, oferece um arcabouço adequado para testar a presença de causalidade no sentido de Granger, considerando restrições associadas às relações de cointegração.

Tomando como base o modelo empírico proposto nesse estudo para investigação da CAK, um VECM composto por um sistema de cinco equações (uma para cada variável) pode ser formalizado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta LCO_t = & \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{L_{11}} \gamma_{11,i} \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{12}} \gamma_{12,i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{13}} \gamma_{13,i} \Delta LPIB^2_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{L_{14}} \gamma_{14,i} \Delta LPIB^3_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{15}} \gamma_{15,i} \Delta LCE_{t-i} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (83)$$

$$\begin{aligned}\Delta LPIB_t = & \alpha_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{L_{21}} \gamma_{21,i} \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{22}} \gamma_{22,i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{23}} \gamma_{23,i} \Delta LPIB^2_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{L_{24}} \gamma_{24,i} \Delta LPIB^3_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{25}} \gamma_{25,i} \Delta LCE_{t-i} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (84)$$

$$\begin{aligned}\Delta LPIB^2_t = & \alpha_3 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{L_{31}} \gamma_{31,i} \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{32}} \gamma_{32,i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{33}} \gamma_{33,i} \Delta LPIB^2_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{L_{34}} \gamma_{34,i} \Delta LPIB^3_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{35}} \gamma_{35,i} \Delta LCE_{t-i} + \varepsilon_{3t}\end{aligned}\quad (85)$$

$$\begin{aligned}\Delta LPIB^3_t = & \alpha_4 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{L_{41}} \gamma_{41,i} \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{42}} \gamma_{42,i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{43}} \gamma_{43,i} \Delta LPIB^2_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{L_{44}} \gamma_{44,i} \Delta LPIB^3_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{45}} \gamma_{45,i} \Delta LCE_{t-i} + \varepsilon_{4t}\end{aligned}\quad (86)$$

$$\begin{aligned}\Delta LCE_t = & \alpha_5 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{L_{51}} \gamma_{51,i} \Delta LCO_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{52}} \gamma_{52,i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{53}} \gamma_{53,i} \Delta LPIB^2_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{L_{54}} \gamma_{54,i} \Delta LPIB^3_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_{55}} \gamma_{55,i} \Delta LCE_{t-i} + \varepsilon_{5t}\end{aligned}\quad (87)$$

onde LCO representa o logaritmo natural do total de emissões de GEE equivalente em CO2 (CO2 eq), LPIB denota o logaritmo natural do Produto Interno Bruto setorial e LCE corresponde ao logaritmo natural da razão entre o consumo de energia proveniente de fontes renováveis e não renováveis (CER/CENR). L indica o número de defasagens, os parâmetros γ representam os coeficientes a serem estimados, ε_t corresponde aos termos de erro assumidos como não autocorrelacionados, e EC_{t-1} são os termos de correção de erro (ECT) defasados obtidos das equações de cointegração referentes a cada modelo. No âmbito do VECM, a presença de causalidade de curto prazo é avaliada por meio da significância conjunta dos coeficientes γ_{ij} , enquanto a causalidade de longo prazo é inferida a partir da significância dos coeficientes associados ao termo de correção de erro α .

Tomando a Equação (83) como exemplo, caso os coeficientes associados à variável LPIB ($\gamma_{12}'s$) sejam conjuntamente estatisticamente significativos, conclui-se que o PIB causa, no sentido de Granger, as emissões de GEE no curto prazo, caracterizando a chamada causalidade de curto prazo ou causalidade fraca. Essa interpretação se justifica pelo fato de que

a variável dependente reage apenas a choques de natureza transitória no sistema. Por outro lado, a causalidade de longo prazo é avaliada por meio da significância do coeficiente do termo de correção de erro (α_1). Esse coeficiente mede a velocidade de ajuste da variável dependente em direção ao equilíbrio de longo prazo, indicando a proporção do desequilíbrio corrigida a cada período. Assim, se α_1 não for estatisticamente significativo, conclui-se que as emissões de GEE não respondem a desvios do equilíbrio de longo prazo, não havendo evidência de causalidade de longo prazo entre as emissões de GEE e as demais variáveis do modelo.

4.3 Descrição, tratamento e fontes dos dados

Para a análise proposta, foram utilizados dados de séries temporais com periodicidade anual para cada um dos setores em estudo (comércio e serviços, indústria, agropecuária, transporte e geração de energia), abrangendo o período de 1970 a 2023.

Como medida de degradação ambiental foram utilizadas séries de dados setoriais referentes ao total de emissões de GEE equivalente em CO₂ (CO₂eq), medido em toneladas, oriundo do consumo ou da produção de combustíveis e de eletricidade. O equivalente em dióxido de carbono (CO₂eq) é uma métrica padronizada internacionalmente pelo *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC, 2021) que permite comparar o impacto de diferentes gases de efeito estufa no aquecimento global, utilizando o CO₂ como referência. O cálculo é feito multiplicando a quantidade de um determinado gás pelo seu Potencial de Aquecimento Global (PAG), que expressa sua capacidade de reter calor na atmosfera ao longo do tempo, geralmente considerando um horizonte de 100 anos. Essa medida possibilita expressar as emissões de diversos GEE em uma unidade comum, facilitando a análise agregada das emissões totais. As informações acerca das emissões de GEE no Brasil têm como fonte primária o Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa (SEEG). O SEEG é a principal plataforma de monitoramento de emissões de gases de efeito estufa na América Latina e uma das maiores bases de dados nacionais de emissões do mundo, fornecendo estimativas anuais de emissões de gases de efeito estufa no Brasil para todos os setores da economia.

Como medida para a avaliação do crescimento econômico, foi utilizado o Produto Interno Bruto setorial a preços constantes de 2010, convertido para dólares em paridade do

poder de compra (PPC) de 2010¹⁷. Esses dados têm como fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por meio do Sistema de Contas Nacionais (SCN), sendo obtidos a partir do banco de dados do Balanço Energético Nacional (BEN, 2024), disponível no sítio eletrônico da Empresa de Pesquisa Energética (EPE).

Por final, foram utilizados dados referentes ao consumo de energia oriundo de fontes renováveis, representado pela soma do consumo total de lenha, carvão vegetal, bagaço de cana, biodiesel, álcool etílico e eletricidade, medidos em toneladas equivalentes de petróleo (TEP). Já no que se refere ao consumo de energia oriundo de fontes não renováveis, foi considerada a soma do consumo total de diesel, gasolina, óleo combustível, querosene, gás natural, gás liquefeito de petróleo, carvão mineral, entre outras não renováveis, também expressos em toneladas equivalentes de petróleo (TEP). Essas informações têm como fonte primária o Boletim do SIESE (Sistema de Informações Energéticas do Setor Elétrico - Quadro: Consumo indústria e comercial/serviços de energia elétrica) e também foram obtidas a partir do banco de dados do BEN (2024) disponível no sítio eletrônico da EPE.

Cabe destacar que todas as variáveis foram convertidas para logaritmos naturais. Essa transformação foi adotada por contribuir para a estabilização da variância das séries, reduzir a influência de observações extremas e facilitar a modelagem de relações não lineares frequentemente observadas entre variáveis econômicas, energéticas e ambientais. Como benefício adicional, os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

¹⁷ A utilização desse tipo de unidade de medida para o PIB setorial se deve ao fato de ser a mesma utilizada na base de dados original. Segundo o próprio BEN (2024), esse tipo de medida para o PIB atende a uma padronização internacional seguida por outras instituições como o *World Bank*, *International Energy Agency* e o Fundo Monetário Internacional (FMI).

5 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos por meio dos testes e procedimentos empíricos empregados ao longo da pesquisa, de modo a atender aos objetivos estabelecidos. Inicialmente, na Subseção 5.1, são analisados os resultados referentes à abordagem em dados em painel. Em seguida, na Subseção 5.2, são apresentados e discutidos os resultados da análise de séries temporais para os setores da indústria, comércio e serviços, agropecuária, transportes e geração de energia.

5.1 Resultados da análise no contexto de dados em painel

Como primeiro passo da análise empírica foi verificada a hipótese de interdependência entre as unidades do painel, que no presente estudo referem-se aos setores de atividade econômica do Brasil (indústria, comércio e serviços, agropecuária, transportes e geração de energia). Para esse propósito foi realizado o teste de dependência *cross-section* proposto por Pesaran (2004), cujos resultados são apresentados na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2 – Resultados do teste de dependência *cross-section*

Variáveis	Estatística do teste	p-valor	Correlação Média
LCO	20,01	0,000	0,861
LPIB	19,19	0,000	0,826
LPIB ²	19,17	0,000	0,825
LPIB ³	19,15	0,000	0,824
LCE	4,34	0,000	0,187

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: H_0 : independência *cross-section*. LCO, LPIB, LPIB², LPIB³ e LCE representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq), o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável.

Como se pode observar a partir da Tabela 2, os resultados do teste indicam rejeição da hipótese nula de independência *cross-section* ao nível de significância de 1%, sugerindo a existência de uma forte interdependência entre as unidades que compõe o painel. Além disso, as variáveis LCO, LPIB, LPIB² e LPIB³ apresentam correlação média elevada (acima de 0,8), evidenciando uma forte relação entre as emissões de GEE e o nível de atividade econômica entre os diferentes setores analisados. Apesar da variável LCE apresentar uma correlação média mais moderada (0,19), a estatística do teste ainda se mostrou significativa.

Em se tratando de dados que representam setores de atividade dentro de um mesmo país, não se poderia esperar por um resultado diferente. No Brasil, setores como indústria, transporte e geração de energia estão intrinsecamente conectados por relações de insumo-produto, de modo que choques sofridos por um setor tendem a se propagar para os demais (Miller; Blair, 2009). Além disso, fatores macroeconômicos comuns, como variações no crescimento econômico, políticas fiscais e energéticas, ciclos econômicos e choques externos, podem afetar simultaneamente diferentes setores da economia, gerando interdependências entre as variáveis analisadas (Pesaran, 2004; Baltagi, 2021). Esse padrão é particularmente esperado em estudos nacionais com dados setoriais, uma vez que os setores compartilham o mesmo ambiente institucional, político e regulatório (Pesaran, 2006).

Após a análise da hipótese de dependência cross-section, procedeu-se à verificação da ordem de integração das variáveis consideradas no estudo por meio dos testes de raiz unitária em painel CADF e CIPS, ambos robustos à presença de dependência entre as unidades de corte transversal. A partir da inspeção dos gráficos de evolução das variáveis ao longo do período analisado, apresentados na Figura 1B do Apêndice B, observou-se a predominância de uma tendência de crescimento linear entre as unidades do painel. Dessa forma, os testes foram especificados com a inclusão de constante e tendência. Adicionalmente, a definição do número de defasagens seguiu o critério de seleção automática de Akaike. Os resultados obtidos pelos testes CADF e CIPS são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária em painel

Variáveis em Nível	CADF	CIPS
LCO	1,085	-1,892
LPIB	2,024	-1,564
LPIB ²	2,095	-1,556
LPIB ³	2,166	-1,550
LCE	-1,251	-2,72**
Variáveis em Primeira Diferença		
Δ LCO	-6,009***	-6,071***
Δ LPIB	-7,288***	-5,610***
Δ LPIB ²	-7,343***	-5,619***
Δ LPIB ³	-7,400***	-5,865***
Δ LCE	-6,079***	-5,376***

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: LCO, LPIB, LPIB², LPIB³ e LCE representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq), o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. H₀: série não estacionária. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Conforme apresentado na Tabela 3, os resultados indicam que as séries analisadas são, em sua maioria, integradas de primeira ordem, ou seja, $I(1)$. O teste CADF não rejeita a hipótese nula de não estacionariedade em nível para nenhuma das variáveis, mas rejeita essa hipótese em primeira diferença com significância estatística de 1%, confirmando que todas as variáveis se tornam estacionárias após a diferenciação. De forma semelhante, o teste CIPS corrobora com esse resultado, com exceção da razão entre consumo de energia renovável e não renovável (LCE), que se apresenta estacionária em nível ao nível de significância de 5%. De modo geral, os resultados encontrados sustentam a premissa de que as séries são predominantemente $I(1)$, requisito essencial para a análise de cointegração em painel empregada nas etapas subsequentes da análise empírica.

Uma vez constatado que todas as variáveis são integradas da mesma ordem, o passo seguinte da análise empírica consistiu em verificar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Para esse propósito, foram empregados os testes de cointegração em painel propostos por Pedroni (1999, 2004), Kao (1999) e Johansen-Fisher de Maddala e Wu (1999). Todos os testes foram especificados com a inclusão de constante e tendência, sendo o número de defasagens definido com base no critério de seleção automática de Schwarz. Os resultados obtidos pelos testes de cointegração em painel de Pedroni e Kao são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados do teste de cointegração em painel entre emissões de GEE, PIB e consumo relativo de energia

Pedroni (1999, 2004)			
Estatística	Modelo Linear	Modelo Quadrático	Modelo Cúbico
Dentro da dimensão (<i>within-dimension</i>)			
Painel v	3,4561***	2,4494***	1,5215***
Painel r	-0,2927	0,3399	0,6666
Painel PP	0,1019	0,3456	0,3721
Painel ADF	0,2371	0,4999	0,1995
Entre as dimensões (<i>between-dimension</i>)			
Grupo r	-0,4618	-0,0594	1,2743
Grupo PP	-0,5580	-0,9272	-1,5808**
Grupo ADF	-0,7136	-0,7348	-1,6524**
Kao (1999)			
Estatística ADF	-1,7074**	-3,0538***	-2,7737***

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: Foi considerado o modelo com constante e tendência; H_0 : não cointegração; (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Foram consideradas três especificações distintas da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) de acordo com o grau do polinômio associado a variável PIB: um modelo linear, um modelo quadrático e um modelo cúbico. A partir do teste de Pedroni, apresentado na Tabela 4, é possível observar que, embora as estatísticas do tipo *r*, PP e ADF dentro da dimensão (*within-dimension*) apresentem valores não significativos para os modelos linear, quadrático e cúbico, as estatísticas entre as dimensões (*between-dimension*) revelaram significância no modelo cúbico. Em particular, as estatísticas do grupo PP e do grupo ADF apresentaram rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração aos níveis de 1% e 5%, respectivamente, indicando uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em consideração.

De forma complementar, o teste de Kao reforça os resultados encontrados no teste de Pedroni ao rejeitar a hipótese nula de não cointegração em todos os modelos, com destaque para os modelos quadrático e cúbico, cujas estatísticas ADF foram significativas aos níveis de 1%. Por fim, estimou-se o teste de Johansen-Fisher para o número de vetores de cointegração, cujos resultados podem ser observados na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados do teste para o número de vetores de cointegração entre emissões de GEE, PIB e consumo relativo de energia

H₀: N° de vetores de cointegração	Modelo Linear		Modelo Quadrático		Modelo Cúbico	
	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor
Nenhum	29,16***	20,95**	73,81***	69,34***	117,5***	103,5***
No máximo 1	17,07*	15,27	19,40**	18,00*	32,63***	19,87**
No máximo 2	15,17	15,17	8,445	7,550	19,18**	14,89
No máximo 3	-	-	12,73	12,73	11,36	10,05
No máximo 4	-	-	-	-	14,08	14,08

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

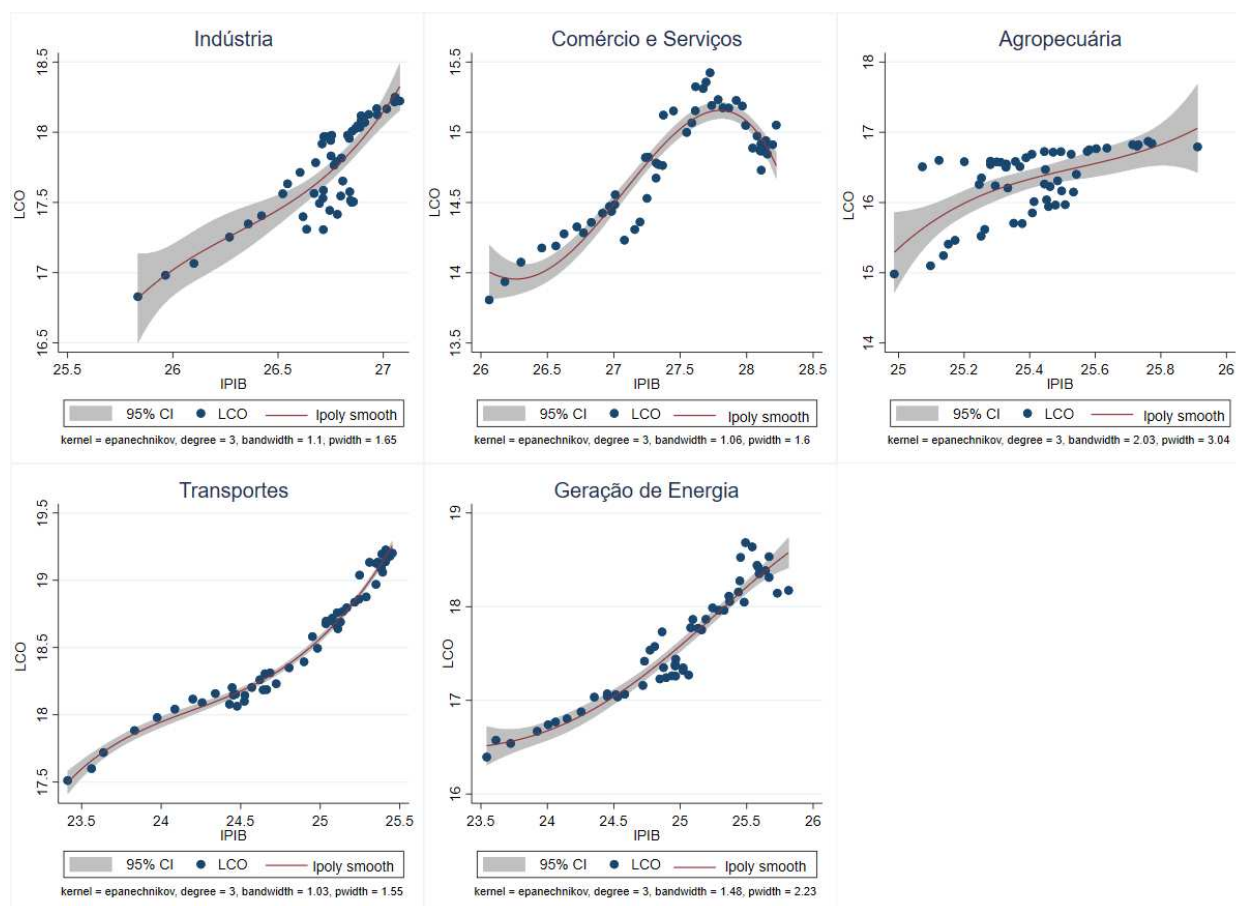
Nota: (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados do teste de Johansen-Fisher corroboram com as evidências anteriores ao indicar a rejeição da hipótese nula de ausência de vetores de cointegração nos três modelos especificados. O modelo cúbico se destaca novamente ao apresentar valores de teste do traço e do máximo autovalor significativos ao nível de 1% para as hipóteses de nenhum e de até dois vetores de cointegração. No modelo quadrático, a hipótese de ausência de cointegração também é rejeitada, enquanto no modelo linear os resultados indicam a presença de pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis.

Uma vez confirmada a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis consideradas em cada um dos modelos propostos, o passo seguinte da análise empírica consistiu na estimação dos respectivos vetores de cointegração. Esse procedimento permitiu atender ao objetivo de investigar a hipótese de existência de uma Curva Ambiental de Kuznets capaz de descrever a relação de longo prazo entre crescimento econômico e emissões de gases de efeito estufa (GEE) no contexto da economia brasileira.

Contudo, antes das estimações paramétricas dos vetores de cointegração, foi realizada uma análise exploratória de natureza não-paramétrica, com o intuito de investigar a forma funcional da CAK sem impor restrições *a priori* sobre a relação entre emissões de GEE e crescimento econômico. Para esse fim, foi empregada a técnica de regressão não paramétrica de kernel, que permitiu estimar a relação local entre as variáveis e captar padrões potenciais de não linearidade de forma flexível. A Figura 15 apresenta os resultados dessa análise, ilustrando a relação entre o logaritmo do Produto Interno Bruto (LPIB) e o logaritmo das emissões de GEE (LCO) para os diferentes setores da economia brasileira analisados.

Figura 15 – Relação entre emissões de GEE e PIB setorial: análise não paramétrica



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: LCO e LPIB representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq) e o logaritmo do Produto Interno Bruto.

As estimativas apresentadas na Figura 15 foram obtidas por meio de regressões locais polinomiais ponderadas pela função de peso kernel de Epanechnikov, com grau polinomial igual a três ($p = 3$) e seleção automática da largura de banda (*bandwidth*) pelo estimador *plug-in* ROT da largura de banda constante assintoticamente ótima. A escolha dessa especificação baseia-se nas recomendações de Fan e Gijbels (1996), segundo os quais polinômios locais de grau ímpar, em especial os de primeira e terceira ordem tendem a produzir resultados mais estáveis nas regiões de fronteira do suporte amostral, reduzindo o viés de borda em relação a estimadores de grau par. Além disso, a combinação entre a função de peso de Epanechnikov (Epanechnikov, 1969), reconhecida por ser a mais eficiente na minimização do erro quadrático médio integrado, e o ajuste local cúbico ($p = 3$) fornece um equilíbrio entre suavização e flexibilidade, permitindo capturar possíveis curvaturas e pontos de inflexão característicos da hipótese da CAK. Estimativas adicionais para diferentes funções de peso Kernel e graus de ajuste local do polinômio podem ser observadas nas Figuras 1C a 6C do Apêndice C.

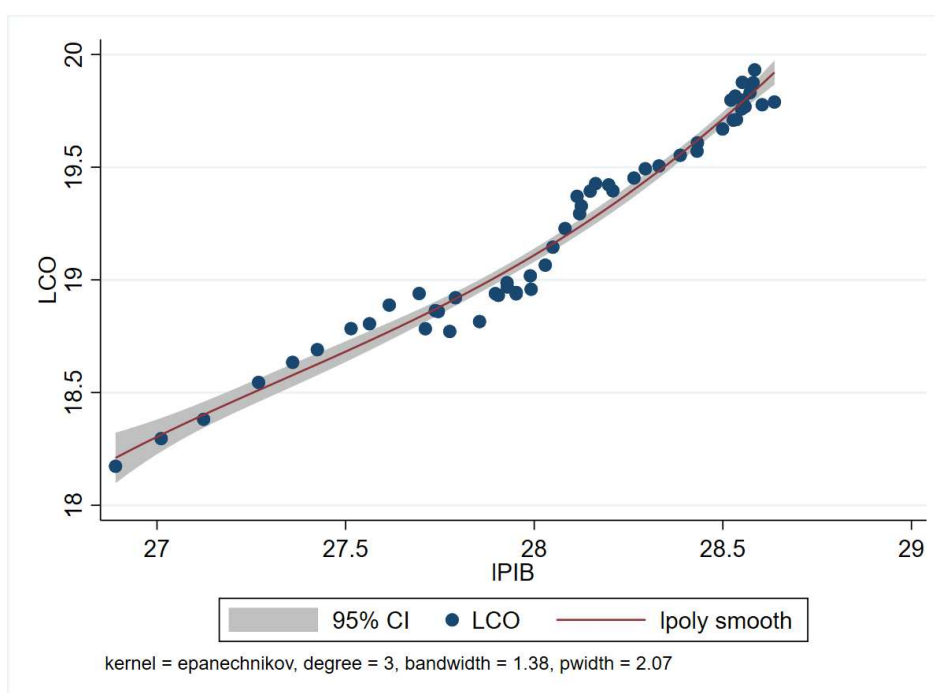
Os gráficos revelam padrões distintos de associação entre crescimento econômico e emissões de GEE, destacando a heterogeneidade setorial da CAK. No setor industrial, é possível observar a existência de uma relação positiva e crescente entre LPIB e LCO, sugerindo que aumentos na atividade econômica estão diretamente associados ao crescimento das emissões. Padrão semelhante também pode ser identificado nos setores de transportes e geração de energia, com curvas acentuadamente convexas, indicando que o crescimento econômico nestes setores pode ser responsável por intensificar as emissões de maneira mais que proporcional, sem sinais de inflexão no período analisado.

O setor de comércio e serviços, por outro lado, apresenta uma relação inicialmente crescente, porém com uma leve inflexão descendente no trecho final da curva. Esse padrão sugere a existência de um ponto de inflexão após o qual o crescimento do PIB setorial deixa de ser acompanhado por aumentos nas emissões, sendo compatível com a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets na forma de U invertido. Já no setor agropecuário, a relação entre emissões e crescimento é menos definida, com elevada dispersão dos dados e um intervalo de confiança mais amplo. Essa configuração indica uma associação fraca entre as variáveis, possivelmente reflexo de dinâmicas específicas do setor, como sazonalidade, variabilidade climática ou heterogeneidade na estrutura produtiva.

De modo geral, os resultados da análise não-paramétrica evidenciam a ausência de um padrão único na relação entre PIB e emissões setoriais, reforçando a importância de se

considerar especificações mais flexíveis na estimação da CAK, principalmente no que se refere à análise individual de cada setor de atividade sob estudo. Adicionalmente à análise desagregada por setores apresentada na Figura 15, a relação entre emissões de GEE e PIB também foi investigada a partir da soma dos valores setoriais. Desse modo, para cada ano da amostra (1970-2023), tem-se um único valor total global, somando todos os 5 setores. A dinâmica entre essas variáveis é apresentada na Figura 16.

Figura 16 – Relação entre emissões de GEE e PIB agregado: análise não paramétrica



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

Nota: LCO e LPIB representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq) e o logaritmo do Produto Interno Bruto.

A curva suavizada revela uma relação positiva e convexa entre as variáveis, indicando que o aumento do PIB agregado está diretamente associado ao crescimento das emissões de GEE de forma crescente. Não é possível observar evidências de inflexão, ou seja, não se observa um ponto em que o crescimento econômico passe a responder por uma redução das emissões, o que contraria a hipótese clássica da CAK. Ademais, a dispersão relativamente baixa dos pontos e a estreita faixa de confiança ao longo da maior parte da curva sugerem boa precisão na estimativa não-paramétrica. Esses resultados reforçam os achados da análise de cointegração, especialmente no modelo linear, que indicam uma relação de longo prazo entre crescimento e emissões.

Como os resultados obtidos na análise não-paramétrica evidenciaram dinâmicas heterogêneas da CAK entre os setores e um padrão predominantemente crescente no painel agregado, optou-se por testar diferentes especificações funcionais do modelo paramétrico. Nesse cenário, assim como na análise de cointegração, foram consideradas três formas funcionais alternativas para a CAK: uma especificação linear, uma quadrática e uma cúbica. Para investigar cada uma delas foram empregados os estimadores *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), ambos apropriados para modelos em painel com cointegração e capazes de corrigir problemas típicos de endogeneidade e autocorrelação serial nos resíduos. Os resultados da estimação de cada uma das especificações da Curva Ambiental de Kuznets podem ser observados na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK)

Variáveis	DOLS			FMOLS		
	Modelo Linear	Modelo Quadrático	Modelo Cúbico	Modelo Linear	Modelo Quadrático	Modelo Cúbico
LPIB	0,485*** (0,073)	-5,586 (7,167)	-1656,483* (875,597)	0,666*** (0,110)	0,832 (3,905)	-1509,802*** (430,721)
LPIB²	-	0,114 (0,134)	64,955* (34,071)	-	-0,010 (0,076)	60,304*** (16,223)
LPIB³	-	-	-0,849* (0,443)	-	-	-0,803*** (0,204)
LCE	-0,474*** (0,033)	-0,470*** (0,033)	-0,342*** (0,116)	-0,527*** (0,050)	-0,508*** (0,041)	-0,414*** (0,038)
Nº Obs.	261	258	197	265	265	212

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIB, LPIB², LPIB³ e LCE representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. Erros padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação de longo prazo entre parênteses. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados das estimativas revelam evidências de uma relação de longo prazo entre crescimento econômico, consumo relativo de energia e emissões de GEE no Brasil. A especificação linear do modelo aponta para uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o logaritmo do PIB (LPIB) e o logaritmo das emissões de GEE (LCO), tanto no estimador DOLS quanto no FMOLS. Os coeficientes estimados de 0,485 (DOLS) e 0,666 (FMOLS), ambos significativos ao nível de 1%, indicam que, na média, um aumento de 1% no PIB está associado a um aumento de aproximadamente 0,5% a 0,7% nas emissões, sugerindo uma

elasticidade positiva das emissões em relação ao crescimento econômico. Esse achado corrobora os argumentos de Stern (2004) e Dinda (2004), segundo os quais o crescimento econômico tende a elevar a pressão ambiental em economias emergentes, sobretudo devido ao predomínio do efeito escala e às limitações institucionais e tecnológicas que retardam a adoção de padrões ambientais mais rígidos. Quando são introduzidos os termos quadráticos e cúbicos do PIB nas especificações não lineares, a relação entre PIB e emissões assume um formato mais complexo. No modelo quadrático, os coeficientes estimados não se mostraram estatisticamente significativos em ambos os estimadores (FMOLS e DOLS), reforçando a crítica de Stern (2017) de que a forma tradicional da Curva Ambiental de Kuznets em U invertido nem sempre se confirma empiricamente.

Já no modelo cúbico, os coeficientes estimados para $LPIB$, $LPIB^2$ e $LPIB^3$ são estatisticamente significativos e apresentam sinais consistentes com uma curva em formato de N invertido. A presença de um termo linear negativo, um termo quadrático positivo e um termo cúbico negativo sugerem que os impactos ambientais do crescimento econômico não seguem uma trajetória monotônica. Esse padrão evidencia a complexidade da trajetória das emissões no processo de crescimento econômico, indo além da hipótese tradicional da CAK em formato de U invertido (Grossman; Krueger, 1995; Panayotou, 1993) e aproximando-se das evidências de formatos alternativos discutidos por Taskin e Zaim (2000) e Shahbaz *et al.* (2017). Resultado similar também foi encontrado por Moutinho, Varum e Madaleno (2017) ao analisarem um painel composto por 13 setores na Espanha. Segundo os autores, diferentes setores podem estar em estágios distintos da trajetória ambiental, reforçando a necessidade de uma análise desagregada por setor.

As estimativas apresentadas na Tabela 6 também permitem observar que a razão entre consumo de energia renovável e não renovável (LCE) apresentou coeficientes negativos e significativos em todas as especificações estimadas. Esse resultado indica que o aumento da participação relativa de fontes renováveis no consumo energético está associado à redução das emissões de GEE. Tal comportamento é consistente com evidências empíricas reportadas por Al-Mulali *et al.* (2016), Gao *et al.* (2023) e Saqib *et al.* (2023), que demonstram que a expansão do consumo de energias renováveis desempenha papel central na mitigação das emissões em diferentes contextos econômicos.

No caso brasileiro, Pao e Fu (2013) mostram que o consumo de renováveis reduz significativamente as emissões no longo prazo, enquanto o uso de fontes não renováveis contribui para seu aumento. De forma complementar, Pao e Tsai (2011) destacam que a relação entre energia e emissões depende fortemente da composição da matriz energética, reforçando

que a ampliação das fontes renováveis tende a atenuar a pressão ambiental decorrente do crescimento econômico.

De modo geral, os resultados obtidos a partir das análises paramétricas e não paramétricas indicam que o modelo linear é o que melhor representa a dinâmica observada nos dados setoriais em painel, permitindo rejeitar a hipótese de existência de uma CAK que represente a relação de longo prazo entre crescimento econômico, consumo de energia e emissões de GEE na economia brasileira. Esse achado sugere que o crescimento econômico mantém uma relação linear e positiva com as emissões de gases de efeito estufa, evidenciando a predominância do efeito escala e a ausência de um mecanismo endógeno de correção ambiental. Em outras palavras, os resultados indicam que o crescimento econômico, por si só, não é suficiente para promover a sustentabilidade ambiental, reforçando a necessidade de políticas energéticas e ambientais voltadas à expansão de tecnologias limpas, ao aumento da eficiência energética e à redução da intensidade de emissões dos setores mais poluentes da economia.

Uma possível explicação para esse cenário está relacionada ao estágio de desenvolvimento econômico do país. A literatura sobre a Curva Ambiental de Kuznets sugere que economias em estágios intermediários de desenvolvimento tendem a apresentar crescimento impulsionado predominantemente pelo efeito escala, no qual a expansão da produção, do consumo de energia e da atividade econômica resulta em maiores níveis de degradação ambiental (Grossman; Krueger, 1995; Dinda, 2004). Em contrapartida, economias mais desenvolvidas tendem a apresentar maior participação do setor de serviços, avanços tecnológicos mais intensos e regulamentações ambientais mais rigorosas, fatores associados aos efeitos técnica e composição, que contribuem para reduzir a intensidade ambiental do crescimento econômico (Panayotou, 1993; Stern, 2004).

No caso brasileiro, embora a matriz energética apresente participação relativamente elevada de fontes renováveis quando comparada à média internacional, o consumo de energia ainda acompanha a expansão da atividade produtiva em setores intensivos em emissões, como transporte, indústria e geração de energia. Nesse contexto, não é surpresa que a economia brasileira ainda não tenha atingido, em nível agregado, o ponto de inflexão previsto pela hipótese tradicional da CAK. A confirmação dessa hipótese, conforme ilustrado na Figura 15, apenas para o setor de comércio e serviços fornece evidências adicionais nessa direção, uma vez que esse setor apresenta menor intensidade energética e menor participação relativa nas emissões de GEE quando comparado aos demais setores analisados.

Essa evidência contrasta parcialmente com os resultados de Pao e Tsai (2011) e Asiedu (2022), que identificaram uma CAK em formato de U invertido no Brasil. Essa divergência pode ser atribuída à abordagem setorial adotada no presente estudo, que permitiu capturar assimetrias estruturais e padrões heterogêneos de uso energético e intensidade emissora de GEE entre os setores produtivos, aspectos que tendem a ser mascarados em análises mais agregadas.

Por outro lado, uma relação linear positiva entre crescimento econômico, consumo de energia e emissões é consistente com as conclusões de Stern (2017), segundo as quais a relação entre renda e emissões tende a ser predominantemente monotônica, sem a presença de um ponto de inflexão, especialmente no caso de poluentes globais. Além disso, está alinhado ao panorama apresentado por Shahbaz e Sinha (2019), que mostram que a forma tradicional da CAK não se confirma de maneira sistemática na literatura, sendo particularmente instável em economias emergentes e em análises com maior nível de desagregação dos dados.

Desse modo, os resultados reforçam a importância de se considerar alternativas ao formato funcional tradicionalmente assumido na literatura sobre a Curva Ambiental de Kuznets, uma vez que a imposição de formas inadequadas pode levar a interpretações equivocadas sobre a relação entre crescimento econômico e degradação ambiental. Além disso, a heterogeneidade observada nos setores analisados evidencia a necessidade de uma análise desagregada capaz de captar as características particulares de cada segmento da economia.

Por fim, como último passo da análise empírica, foi analisada a existência e a direção da causalidade no sentido de Granger entre as variáveis sob consideração como forma de cumprir com o objetivo de examinar a dinâmica temporal entre elas. Dada a confirmação da hipótese de dependência *cross-section* nos dados, optou-se pelo emprego do teste de não causalidade de Granger em painel de Dumitrescu e Hurlin (2012) devido a sua maior robustez atribuída a possibilidade do uso de p-valores obtidos por *bootstrap* na presença de dependência *cross-section*. Os resultados da análise de causalidade em painel são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 – Resultados do Teste de Não Causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012)

Hipóteses Testadas	Estatística $\bar{Z}$	p-valor de <i>bootstrap</i>	Estatística $\tilde{Z}$	p-valor de <i>bootstrap</i>
LPIB $\rightarrow$ LCO	0,3321	0,8300	0,2476	0,8520
LCO $\rightarrow$ LPIB	2,0285	0,3140	1,8256	0,3140
LPIB ² $\rightarrow$ LCO	0,2667	0,8840	0,1868	0,9120
LCO $\rightarrow$ LPIB ²	1,9563	0,3260	1,7584	0,3260
LPIB ³ $\rightarrow$ LCO	0,2009	0,9080	0,1256	0,9300
LCO $\rightarrow$ LPIB ³	1,8866	0,3700	1,6935	0,3700
LCE $\rightarrow$ LCO	-0,8433	0,5720	-0,8633	0,5100
LCO $\rightarrow$ LCE**	5,2626	0,0220	4,7285	0,0220

LPIB $\rightarrow$ LCE*	3,7047	0,0720	3,3018	0,0720
LCE $\rightarrow$ LPIB	-0,4666	0,7440	-0,4953	0,7200
LPIB ² $\rightarrow$ LCE*	3,6122	0,0900	3,2171	0,0900
LCE $\rightarrow$ LPIB ²	-0,4884	0,6960	-0,5156	0,6720
LPIB ³ $\rightarrow$ LCE*	3,5256	0,0700	3,1377	0,0700
LCE $\rightarrow$ LPIB ³	-0,5066	0,6880	-0,5325	0,6560

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: LCO, LPIB, LPIB², LPIB³ e LCE representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂eq), o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. p-valores de *bootstrap* calculados usando 500 replicações de *bootstrap*. (*), (**) denotam significância estatística aos níveis de 10% e 5% respectivamente.

Os resultados encontrados apontam para uma evidência de causalidade de Granger partindo das emissões de gases de efeito estufa (LCO) em direção a razão entre consumo de energia renovável e não renovável (LCE), com p-valores de *bootstrap* inferiores a 5% para ambas as estatísticas do teste. Esse resultado sugere que variações nas emissões setoriais precedem mudanças significativas na composição da matriz energética dos setores. Esse achado contrasta com parte da literatura internacional que identifica relações bidirecionais entre consumo de energia e emissões (Appiah, 2018; Kahia; Jebli; Belloumi, 2019; Zuhail; Göcen, 2024), sugerindo que, em muitos contextos, tanto o uso de energia impulsiona as emissões quanto as emissões realimentam ajustes no consumo energético.

No que diz respeito a estudos sobre o Brasil, a literatura também tende a documentar relações mais amplas e, por vezes, bidirecionais. Pao e Tsai (2011), por exemplo, encontraram bidirecionalidade entre renda, energia e emissões a partir de dados agregados, sugerindo forte interdependência entre essas variáveis. Já Asiedu (2022), identificou evidências de uma relação recíproca entre crescimento econômico e emissões, reforçando a hipótese de que, no agregado, a economia brasileira apresenta mecanismos de retroalimentação entre PIB, energia e emissões de CO₂. A partir do exposto, acredita-se que a unidirecionalidade observada no presente estudo parece refletir uma dinâmica específica dos setores brasileiros, em que o aumento das emissões funciona como um sinal de pressão (regulatória, institucional ou mercadológica) que induz a adoção de práticas mais sustentáveis, como a utilização de fontes renováveis de energia, mais do que um mecanismo de retroalimentação energética.

Os resultados também mostram evidências de causalidade de Granger partindo do LPIB (e de seus termos quadrático e cúbico) em direção ao LCE, sugerindo que o crescimento econômico exerce certa influência sobre a composição da matriz energética dos setores de atividade analisados. Esse achado, dialoga com a literatura internacional que aponta para os efeitos do crescimento econômico sobre o consumo energético e sobre o uso de fontes

renováveis (Sebri; Ben-Salha, 2014; Dogan, 2016; Alper; Oguz 2016; Lu, 2017), sugerindo que à medida que a renda aumenta, empresas e setores tendem a expandir sua capacidade produtiva, modernizando equipamentos, substituindo tecnologias obsoletas e incorporando padrões de eficiência energética, processos que frequentemente ampliam o espaço para o uso de fontes renováveis.

Contudo, os resultados encontrados também contrastam com parte da literatura que identifica direções distintas de causalidade, como estudos que apontam causalidade do consumo de energia para o PIB (Ewing *et al.*, 2007; Bowden; Payne, 2010) ou relações bidirecionais entre energia renovável, energia fóssil e crescimento econômico (Sebri; Ben-Salha, 2014; Dogan, 2016; Lu, 2017;). A divergência em relação a esses trabalhos sugere que, no caso brasileiro, a dinâmica energética setorial não parece ser um limitador imediato da atividade econômica. Ao contrário, os setores reagem ao crescimento ajustando sua matriz energética e não o inverso, reforçando um cenário em que o processo de expansão econômica antecede decisões de transição energética.

De modo geral, os resultados dos testes de causalidade de Granger em painel reforçam o argumento de que a transição energética no Brasil ocorre como resposta simultânea às pressões ambientais e ao próprio dinamismo econômico dos setores. Os achados indicam que o aumento do consumo relativo de fontes renováveis está associado a menores níveis de emissões de GEE, ao passo que o crescimento econômico tende a estimular a modernização da matriz energética, ampliando o espaço para tecnologias mais limpas. Assim, os resultados convergem para a hipótese central deste estudo de que a ampliação da participação relativa de fontes renováveis na matriz energética brasileira contribui para a redução das emissões de gases de efeito estufa na economia e em seus principais setores produtivos.

5.2 Resultados da análise no contexto de séries de tempo

Como primeiro passo da análise empírica no contexto de séries temporais, foi verificada a ordem de integração das variáveis consideradas no estudo para cada um dos setores analisados. Para esse propósito, foram utilizados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller de Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS), Phillips-Perron (P-P) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados obtidos a partir dos três testes podem ser observados na Tabela 1D do Apêndice D. Em conjunto, os resultados indicam que todas as variáveis analisadas são integradas de ordem um, isto é, não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença.

Determinada a ordem de integração das variáveis do modelo da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) em cada setor, o segundo passo da análise empírica consistiu em verificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre elas. Para esse propósito, foi aplicado o teste de cointegração de Johansen, considerando duas especificações da CAK: um modelo linear e um modelo quadrático.

A escolha pelas especificações linear e quadrática da CAK baseou-se em dois argumentos principais, de ordem empírica e metodológica. Em primeiro lugar, os resultados da análise não paramétrica por meio da regressão de kernel aplicada aos dados setoriais, revelaram um padrão predominantemente crescente e aproximadamente linear entre emissões e PIB para a maioria dos setores (indústria, agropecuária, transportes e geração de energia), com exceção do setor de comércio e serviços, cuja curva apresentou uma possível inflexão (Figura 15). Tal comportamento sugere que a relação entre crescimento econômico e emissões não apresenta as inflexões típicas da hipótese da CAK tradicional (formato de N ou U invertido), o que não justificaria a inclusão de termos de ordem superior na função (como o termo cúbico do PIB).

Em segundo lugar, a tentativa de estimar modelos paramétricos com especificação cúbica resultou em problemas de multicolinearidade severa, como indicado pelos coeficientes de correlação próximos de 1 entre os termos $LPIB$, $LPIB^2$ e $LPIB^3$, e pela ocorrência de erro de matriz quase singular (*near singular matrix*) nos testes de cointegração. Dessa forma, a adoção de modelos mais parcimoniosos (linear e quadrático) foi preferida, tanto para garantir maior robustez e estabilidade estatística, quanto para alinhar a especificação funcional ao comportamento empírico observado nas curvas não-paramétricas.

De todo modo, os resultados do teste de cointegração de Johansen, para as especificações linear e quadrática da CAK, são apresentados na Tabela 2D do Apêndice D. Considerando que o teste se baseia na estimação de um modelo VAR, foi necessário, previamente, definir o número de defasagens a ser incluído. Para isso, além dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, também foi utilizado o teste LM para verificação de autocorrelação serial dos resíduos. Os resultados indicam a existência de pelo menos um vetor de cointegração em ambas as especificações do modelo da CAK (linear e quadrático), o que confirma a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre emissões, PIB e consumo relativo de energia renovável em todos os setores analisados.

Uma vez determinado que as variáveis em consideração são cointegradas, o próximo passo da análise empírica consistiu na estimação do vetor de cointegração entre elas. Desse modo, foi possível cumprir com o objetivo de averiguar a hipótese de existência de uma CAK em cada um dos setores, assim como analisar o efeito do aumento do consumo relativo de fontes

de energia renovável sobre as emissões de GEE a partir dos sinais e da significância estatística dos parâmetros estimados. Para esse propósito, assim como na análise de dados em painel, foram utilizados os estimadores *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) em suas respectivas versões voltadas para a análise de séries temporais.

Os resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets para o setor Industrial são apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) – Setor Industrial

Variáveis	DOLS		FMOLS	
	Modelo	Modelo	Modelo	Modelo
	Linear	Quadrático	Linear	Quadrático
LPIBIN	0,616*** (0,146)	-59,656* (34,101)	0,761*** (0,197)	-42,463*** (14,701)
LPIBIN²	-	1,125* (0,635)	-	0,810*** (0,277)
LCEIN	-0,978*** (0,120)	-0,978*** (0,113)	-1,086*** (0,186)	-1,036*** (0,137)
Constante	1,021 (3,887)	808,592* (458,104)	-2,790 (5,206)	574,073*** (194,820)
Tendência Linear	0,021*** (0,0019)	0,021*** (0,0021)	0,021*** (0,0032)	0,020*** (0,0025)
R² ajustado	0,9566	0,9621	0,9085	0,9307
Nº Observações	51	51	53	53

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIBIN, LPIBIN², LPIBIN³ e LCEIN representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB industrial, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável no setor industrial. Erros padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação de longo prazo entre parênteses. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As estimativas evidenciam uma relação positiva entre o PIB industrial e as emissões de gases de GEE. No modelo linear, os coeficientes estimados para o logaritmo do PIB industrial (LPIBIN) foram positivos e estatisticamente significativos em ambos os estimadores, indicando a existência de uma elasticidade positiva das emissões em relação ao crescimento econômico e reforçando a evidência não-paramétrica de uma trajetória crescente no setor industrial brasileiro. Já no modelo quadrático, observa-se que os coeficientes de LPIBIN² são positivos

e significativos, enquanto o termo linear assume coeficiente negativo. Essa configuração sugere uma relação em forma de U, incompatível com a hipótese tradicional da Curva Ambiental de Kuznets (CAK), que pressupõe uma relação em U invertido ou em N. Embora esse resultado difira da trajetória linear crescente observada na especificação anterior, ele sugere que a relação entre crescimento econômico e emissões pode apresentar certo grau de não linearidade, indicando que a intensidade dos impactos ambientais do crescimento não permanece constante ao longo do tempo.

A evidência de uma curva em U indica que, em vez de reduzir emissões em estágios mais avançados de crescimento, o setor industrial tende a intensificar sua pressão ambiental, resultado que converge com estudos internacionais que apontam heterogeneidade setorial. Wang *et al.* (2017), por exemplo, identificaram crescimento monotônico das emissões em setores de manufatura e mineração na China, enquanto Fujii e Managi (2013) observaram padrões mistos (U e N) em setores de diferentes países da OCDE. Esses achados reforçam que a indústria, por sua elevada intensidade energética, raramente apresenta a trajetória clássica da CAK.

Outro resultado relevante é o papel do consumo relativo de energia renovável (LCEIN). Em todos os modelos, os coeficientes estimados foram negativos e significativos. Isso indica que o aumento da participação de fontes renováveis no setor industrial está associado a uma redução das emissões de GEE. Esse achado é coerente com a literatura internacional, que destaca o papel das energias renováveis na mitigação dos impactos ambientais do crescimento econômico (Jebli; Youssef; Ozturk, 2015; Al-Mulali *et al.*, 2016; Gao *et al.*, 2023). No caso brasileiro, indica que a transição energética constitui um mecanismo efetivo de compatibilização entre expansão industrial e sustentabilidade.

Por fim, a tendência temporal estimada se mostrou positiva e estatisticamente significativa em todos os modelos, sugerindo um padrão de crescimento contínuo nas emissões ao longo do tempo, ainda que moderado. Em conjunto, os resultados apontam para um cenário em que o crescimento econômico industrial, na configuração atual, está associado ao aumento das emissões, e que a transição energética desempenha um papel importante na redução das emissões.

No que se refere ao setor de comércio e serviços, os resultados da estimação da CAK podem ser observados na Tabela 9.

Tabela 9 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) – Setor de Comércio e Serviços

Variáveis	DOLS		FMOLS	
	Modelo Linear	Modelo Quadrático	Modelo Linear	Modelo Quadrático
LPIBCS	0,746*** (0,181)	14,571** (5,836)	0,752*** (0,227)	13,928*** (4,483)
LPIBCS²	-	-0,251** (0,108)	-	-0,244*** (0,085)
LCECS	-0,904*** (0,067)	-0,878*** (0,058)	-0,891*** (0,106)	-0,864*** (0,067)
Constante	-4,505 (4,871)	-194,607** (79,253)	-4,676 (6,066)	-182,717*** (59,168)
Tendência Linear	0,015** (0,0071)	0,018** (0,0079)	0,014 (0,0095)	0,024** (0,0082)
R² ajustado	0,9751	0,9826	0,9703	0,9550
Nº Observações	51	51	53	53

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIBCS, LPIBCS² e LCECS representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB do setor de comércio e serviços, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável no setor de comércio e serviços. Erros padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação de longo prazo entre parênteses. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados sugerem evidências favoráveis à hipótese da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) em sua forma tradicional de U invertido. No modelo linear, o PIB setorial apresentou coeficientes positivos e significativos, indicando que o crescimento econômico está associado ao aumento das emissões de GEE. Já o consumo relativo de energia renovável mostrou coeficientes negativos, reforçando seu papel como fator de mitigação. No modelo quadrático, o termo ao quadrado do PIB foi negativo e significativo, confirmando a presença de um ponto de inflexão na relação PIB–emissões, compatível com a hipótese tradicional da CAK na forma de U invertido.

Esse resultado dialoga diretamente com as características estruturais do setor que, apesar de representar a maior parcela do PIB brasileiro (mais de US\$ 1,8 trilhão em 2023), possui uma das matrizes energéticas mais renováveis, com predominância do consumo de eletricidade. Como a geração de energia elétrica no Brasil é majoritariamente renovável, o setor apresenta

baixa intensidade energética e emissora, com emissões estáveis abaixo de 10 MtCO₂eq ao longo de todo o período analisado. Entretanto, a explicação para esse comportamento não se limita à composição da matriz energética. Diferentemente da indústria, da agropecuária e do transporte, grande parte do valor adicionado gerado pelo setor de comércio e serviços está associada a atividades com reduzida intensidade energética e baixo conteúdo de emissões, como serviços financeiros, atividades administrativas, educação, saúde e tecnologia da informação. Nesses segmentos, o crescimento do PIB setorial não exige necessariamente aumentos proporcionais no consumo de energia ou nas emissões de GEE. Ademais, parcela significativa das emissões associadas aos bens comercializados é contabilizada nos setores responsáveis por sua produção e transporte, e não no próprio setor de comércio.

Sob a ótica da demanda, o aumento da renda também tende a ampliar o consumo de serviços menos intensivos em carbono, favorecendo o crescimento do valor adicionado sem um aumento correspondente das emissões. Em conjunto, esses fatores ajudam a explicar por que, diferentemente dos demais setores analisados, o setor de comércio e serviços apresenta sinais de transição para uma trajetória mais sustentável e foi o único a fornecer evidências compatíveis com a hipótese tradicional da CAK.

A literatura internacional reforça esse padrão. Trabalhos como o de Moutinho, Varum e Madaleno (2017), ao analisarem países europeus, identificaram que setores de serviços tendem a apresentar maior eficiência energética e menor intensidade de carbono, aproximando-se da hipótese da CAK. Congregado *et al.* (2016), por sua vez, destacam que o setor de serviços possui maior capacidade de incorporar tecnologias limpas, o que permite que as emissões sejam reduzidas mesmo em contextos de crescimento. Além disso, Htike, Shrestha e Kakinaka (2021) argumentam que, em escala global, o setor de comércio e serviços apresenta maior probabilidade de exibir trajetórias em forma de U invertido, em contraste com setores industriais pesados.

Com relação a estimação da CAK no setor agropecuário, os resultados são apresentados na Tabela 10 a seguir.

Tabela 10 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - Setor Agropecuário

Variáveis	DOLS		FMOLS	
	Modelo Linear	Modelo Quadrático	Modelo Linear	Modelo Quadrático
LPIBAG	0,197*** (0,035)	9,280 (9,746)	0,153*** (0,046)	22,612*** (6,726)
LPIBAG²	-	-0,178 (0,192)	-	-0,442*** (0,132)
LCEAG	-0,287*** (0,015)	-0,281*** (0,017)	-0,292*** (0,014)	-0,274*** (0,012)
Constante	10,874*** (0,890)	-104,748 (123,771)	11,960*** (1,161)	-273,510*** (85,469)
Tendência Linear	0,018*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,020*** (0,001)
R² ajustado	0,9965	0,9967	0,9929	0,9949
Nº Observações	51	51	53	53

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIBAG, LPIBAG² e LCEAG representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB no setor agropecuário, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável agropecuário. Erros padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação de longo prazo entre parênteses. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Dos resultados tem-se que, no modelo linear, tanto o estimador FMOLS quanto o DOLS indicaram coeficientes positivos e estatisticamente significativos para o logaritmo do PIB agropecuário, sugerindo que o crescimento econômico no setor está associado a um aumento nas emissões de GEE, mantendo constantes os demais fatores. Esse resultado é coerente com as características estruturais do setor, que embora apresente uma matriz energética relativamente renovável, composta principalmente por eletricidade, lenha e derivados da cana-de-açúcar, mantém forte dependência de óleo diesel em função da mecanização das atividades agrícolas. Além disso, o processo de modernização da agropecuária brasileira observado nas últimas décadas foi acompanhado por maior utilização de máquinas, equipamentos e sistemas de transporte de insumos e produtos, ampliando a demanda por energia. Nesse contexto, o crescimento do PIB agropecuário tende a ser acompanhado por maior consumo energético e, consequentemente, por maiores emissões associadas à produção e ao consumo de energia.

No que diz respeito ao modelo quadrático, os resultados das estimações se mostraram diferentes entre os dois estimadores. Enquanto o termo quadrático do PIB não foi estatisticamente significativo no DOLS, o FMOLS indicou um coeficiente negativo e significativo a 1%. Esse resultado, isoladamente, indicaria uma possível inflexão no padrão de emissões, compatível com a hipótese da CAK tradicional no formato de U invertido. No entanto, a ausência de significância no DOLS e o valor elevado do coeficiente linear estimado no FMOLS (22,612) apontam para uma possível instabilidade dos parâmetros ou sensibilidade da especificação quadrática no contexto agropecuário. Esse comportamento é consistente com a literatura internacional, que frequentemente encontra dificuldade em confirmar a hipótese da CAK para o setor agrícola em países em desenvolvimento (Moutinho; Varum; Madaleno, 2017; Htike; Shrestha; Kakinaka, 2021). No Brasil, embora tenham ocorrido avanços importantes em produtividade, mecanização e utilização de fontes renováveis, tais mudanças ainda parecem insuficientes para neutralizar os efeitos do aumento da demanda energética decorrente da expansão da atividade agropecuária.

Ademais, os coeficientes associados ao logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável (LCEAG) foram negativos e significativos em todos os modelos, confirmando que o aumento no uso relativo de fontes renováveis contribui para a redução das emissões no setor agropecuário. Esse achado reforça o papel estratégico da transição energética como mecanismo de mitigação ambiental no setor. Evidências internacionais também apontam nessa direção, destacando que a diversificação energética e o avanço dos biocombustíveis podem reduzir emissões sem comprometer o crescimento econômico (Congregado *et al.*, 2016). No caso brasileiro, esse resultado sugere que políticas voltadas à eletrificação rural, à expansão do uso de biocombustíveis e à substituição gradual de combustíveis fósseis nas atividades mecanizadas podem acelerar a compatibilização entre expansão produtiva e sustentabilidade ambiental.

No geral, os resultados das estimativas apontam para a especificação linear como a representação mais parcimoniosa da relação entre crescimento e emissões no setor agropecuário. A evidência empírica obtida respalda a hipótese de que o crescimento agropecuário está positivamente relacionado às emissões de GEE, mas que esse efeito pode ser parcialmente compensado por um aumento na participação das fontes renováveis na matriz energética do setor.

Para o setor de transportes, os resultados da estimação da CAK são apresentados na Tabela 11.

Tabela 11 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - Setor de Transportes

Variáveis	DOLS		FMOLS	
	Modelo Linear	Modelo Quadrático	Modelo Linear	Modelo Quadrático
LPIBTP	0,544*** (0,08596)	-8,656** (3,5593)	0,599*** (0,07295)	-0,352 (2,4545)
LPIBTP²	—	0,189** (0,07216)	—	0,0207 (0,05063)
LCETP	-0,127*** (0,01861)	-0,0898*** (0,02063)	-0,132*** (0,01675)	-0,117*** (0,01534)
Constante	4,265** (2,0990)	116,37** (43,956)	2,914 (1,7804)	13,863 (29,801)
Tendência Linear	0,0180*** (0,00237)	0,0114*** (0,00278)	0,0172*** (0,00210)	0,0148*** (0,00256)
R² ajustado	0,9917	0,9945	0,9907	0,9893
Nº Observações	51	51	53	53

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIBTP, LPIBTP² e LCETP representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB do setor de transportes, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. Erros padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação de longo prazo entre parênteses. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados mostram que, para o modelo linear, ambos os estimadores indicaram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o crescimento econômico (LPIBTP) e as emissões de gases de efeito estufa (LCOTP). Esse resultado evidencia a forte pressão ambiental exercida pela expansão econômica do setor, cuja matriz energética é majoritariamente baseada em combustíveis fósseis, especialmente diesel e gasolina, que respondem por mais de 80% do consumo energético do setor no Brasil. Apesar da presença de biocombustíveis como etanol e biodiesel, sua penetração ainda parece ser insuficiente para reverter a tendência de crescimento das emissões associadas à atividade econômica do setor.

No que se refere ao modelo quadrático, os resultados foram menos conclusivos. A estimação por DOLS indicou uma relação convexa entre renda e emissões, com o termo linear

negativo e significativo e o termo quadrático positivo e significativo, ambos ao nível de 5%. Essa configuração é compatível com uma trajetória em forma de U, sugerindo que, em níveis mais baixos de renda, o crescimento econômico estaria associado à redução das emissões, enquanto, após determinado ponto, aumentos adicionais do PIB passariam a elevar a degradação ambiental. Esse resultado contraria a hipótese tradicional da CAK, que prevê uma relação em formato de U invertido.

No entanto, no modelo estimado por FMOLS, ambos os coeficientes não foram estatisticamente significativos, o que compromete a robustez da evidência de não linearidade. Diante dessa inconsistência entre os estimadores, a hipótese de uma CAK tradicional no setor de transportes não pode ser confirmada de forma consistente. A especificação linear, mais parcimoniosa e com maior suporte empírico, apresenta-se como a forma funcional mais apropriada para representar a relação entre crescimento econômico e emissões nesse setor.

Estudos como os de Dai *et al.* (2023) e Çatik, İlhan e Akdeniz (2024) mostram que a CAK raramente se confirma no setor de transportes, especialmente em países em desenvolvimento, onde a dependência de combustíveis fósseis é elevada e a penetração de tecnologias limpas ainda é limitada. Em muitos casos, como no Brasil, o crescimento do setor está fortemente atrelado à expansão da frota rodoviária e ao aumento da demanda por transporte de cargas e passageiros, o que tende a intensificar as emissões em vez de reduzi-las. Mesmo em países da OCDE, a evidência de CAK no setor de transporte é restrita a contextos de alta renda e políticas ambientais rigorosas (Çatik; İlhan; Akdeniz (2024).

Ademais, os coeficientes associados ao logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável (LCETP) foram negativos e estatisticamente significativos em todos os modelos estimados. Isso sugere que o aumento no uso relativo de fontes renováveis, como etanol e biodiesel, pode contribuir para a redução das emissões no setor de transportes. Essa relação entre renováveis e mitigação de emissões reforça o papel estratégico da transição energética como mecanismo de compatibilização entre crescimento econômico e sustentabilidade ambiental. Evidências recentes, como as de Solaymani e Botero (2025), indicam que políticas combinadas de eletrificação da frota, incentivo ao transporte coletivo e expansão dos biocombustíveis são essenciais para reverter a trajetória ascendente das emissões no setor.

Por fim, no que se refere ao setor de geração de energia, os resultados da estimação da CAK podem ser observados na Tabela 12.

Tabela 12 – Resultados da estimação da Curva Ambiental de Kuznets (CAK) - Setor de Geração de Energia

Variáveis	DOLS		FMOLS	
	Modelo	Modelo	Modelo	Modelo
	Linear	Quadrático	Linear	Quadrático
LPIBGE	0,497 (0,388)	11,952 (12,597)	1,065** (0,477)	10,453 (11,556)
LPIBGE²	—	-0,229 (0,251)	—	-0,197 (0,235)
LCEGE	-0,111 (0,115)	-0,184 (0,146)	-0,232* (0,143)	-0,246* (0,151)
Constante	4,465 (9,407)	-138,798 (158,319)	-9,264 (11,579)	-121,387 (142,234)
Tendência Linear	0,026** (0,010)	0,029** (0,011)	0,011 (0,013)	0,024 (0,014)
R² ajustado	0,9917	0,9945	0,9943	0,9907
Nº Observações	51	51	53	53

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIBGE, LPIBGE² e LCEGE representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB do setor de geração de energia, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. Erros padrão robustos a heterocedasticidade e autocorrelação de longo prazo entre parênteses. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados do modelo linear revelaram divergência entre os estimadores. O DOLS indicou um coeficiente positivo para a variável LPIBGE, porém sem significância estatística, sugerindo ausência de evidência robusta de que o crescimento do setor impacta diretamente as emissões. Em contraste, o FMOLS indicou um coeficiente positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5%. Essa discrepância entre os estimadores exige cautela na interpretação dos resultados. A significância apenas no FMOLS pode refletir sensibilidade à dinâmica temporal ou à presença de endogeneidade. Ainda assim, o resultado sugere que, sob determinadas condições, o crescimento do setor pode estar associado a um aumento das emissões.

No caso brasileiro, essa relação tende a ser mais complexa do que em setores tradicionalmente intensivos em combustíveis fósseis. A matriz energética do setor de geração de energia apresenta elevada participação de fontes renováveis, especialmente hidrelétrica e biomassa derivada do bagaço de cana-de-açúcar. Dessa forma, o crescimento do produto

setorial não implica necessariamente aumento proporcional das emissões, uma vez que parte significativa da expansão da oferta energética pode ocorrer por meio de fontes de baixa intensidade de carbono. Além disso, a trajetória do setor ao longo do período analisado foi marcada por importantes transformações estruturais, incluindo a expansão das fontes eólica e solar, o que contribui para enfraquecer uma relação direta e estável entre crescimento econômico e emissões.

No que se refere ao modelo quadrático, os coeficientes estimados para os termos linear (LPIBGE) e quadrático (LPIBGE²) do PIB não apresentaram significância estatística em nenhuma das especificações. Embora os sinais dos coeficientes (positivo para o termo linear e negativo para o quadrático) sugiram uma curvatura côncava, compatível com a hipótese da CAK, a ausência de significância impede qualquer inferência sobre a existência de uma relação não linear entre crescimento e emissões no setor. Esse resultado indica que não há suporte empírico para a existência de uma CAK no setor de geração de energia brasileiro. A literatura internacional também aponta para essa dificuldade. Htike, Shrestha e Kakinaka (2021), por exemplo, ao analisarem países do Sudeste Asiático, não encontraram evidência de CAK no setor elétrico, atribuindo esse resultado à rigidez da estrutura energética e ao longo horizonte necessário para mudanças tecnológicas capazes de alterar de forma significativa o padrão de emissões.

Assim como nos demais setores, os coeficientes associados ao logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável (LCEGE) foram negativos em todas as especificações, sugerindo que o aumento relativo no uso de fontes renováveis pode contribuir para a redução das emissões no setor de geração de energia. No entanto, essa relação foi estatisticamente significativa apenas nos modelos estimados por FMOLS, ao nível de 10%, o que revela uma fragilidade na robustez estatística do efeito mitigador das renováveis nesse setor.

Uma possível explicação para esse resultado está relacionada às características da própria matriz energética do setor. Diferentemente dos demais segmentos analisados, a geração de energia já opera historicamente com elevada participação de fontes renováveis, sobretudo hidrelétrica e biomassa. Como consequência, as variações observadas na razão entre consumo de fontes renováveis e não renováveis tendem a ser relativamente limitadas ao longo do tempo, reduzindo o conteúdo informacional da variável para explicar mudanças nas emissões. Além disso, a dinâmica das emissões do setor depende não apenas da participação relativa de fontes renováveis, mas também de fatores conjunturais associados à operação do sistema energético nacional, tais como condições hidrológicas, acionamento de usinas termelétricas e alterações

na composição da oferta de eletricidade. Esses elementos podem fazer com que mudanças na participação relativa de fontes renováveis não se traduzam imediatamente em reduções estatisticamente detectáveis das emissões setoriais.

Como etapa final da análise empírica, foi investigada a existência e a direção da causalidade no sentido de Granger entre os logaritmos naturais das variáveis consideradas (emissões de GEE, PIB setorial e a razão entre consumo de energia renovável e não renovável), a partir da estimação de um Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) para cada um dos setores analisados. Essa abordagem permitiu identificar relações de precedência temporal tanto no curto quanto no longo prazo, com base na significância do termo de correção de erro (ECT) e nos testes de Wald aplicados aos termos defasados das variáveis em primeiras diferenças.

Em se tratando do setor industrial, os resultados do teste de causalidade de Granger no longo prazo são apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 – Resultados do teste de causalidade de Granger de longo prazo (VECM/ECT) - Setor Industrial

Variável Dependente	Termo de Correção de Erro (ECT)	Direção da Causalidade
Modelo Linear		
ΔLCOIN	-0,0236*** (0,0077)	[ΔLPIBIN , ΔLCEIN] $\Rightarrow$ ΔLCOIN
ΔLPIBIN	-0,0104* (0,0063)	
ΔLCEIN	0,0295 (0,0083)	-
Modelo Quadrático		
ΔLCOIN	0,0019 (0,0050)	-
ΔLPIBIN	0,0054 (0,0036)	-
ΔLPIBIN^2	0,2828 (0,1944)	-
ΔLCEIN	-0,0031 (0,0058)	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOIN, LPIBIN, LPIBIN² e LCEIN representam, respectivamente, o logaritmo natural das emissões de CO₂ eq no setor industrial, o logaritmo do PIB industrial, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados indicam que, no modelo linear, o ECT se mostrou estatisticamente significativo em duas das três equações estimadas, sugerindo a existência de um mecanismo de ajuste de longo prazo. Especificamente, a equação de ΔLCOIN apresentou um ECT negativo e significativo, indicando que variações no PIB industrial e no consumo relativo de energia renovável causam no sentido de Granger alterações nas emissões de GEE no longo prazo. De forma semelhante, a equação de ΔLPIBIN também apresentou ECT negativo e significativo, o que implica que as emissões e o consumo relativo de energia renovável também exercem influência de longo prazo sobre o PIB industrial. Por outro lado, a equação de ΔLCEIN não apresentou significância no termo de correção de erro, sugerindo ausência de causalidade de longo prazo com as demais variáveis.

No modelo quadrático, por sua vez, nenhum dos ECTs estimados foi estatisticamente significativo, o que indica ausência de causalidade de longo prazo sob essa especificação funcional. Esse resultado corrobora com a limitação observada anteriormente nos modelos quadráticos, reforçando sua incapacidade de representar a verdadeira dinâmica entre as variáveis, ao menos no setor industrial. No que se refere a análise de causalidade no curto prazo, os resultados podem ser observados na Tabela 14.

Tabela 14 – Resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo (VECM/Wald) - Setor Industrial

Fonte de Causalidade (variável independente)	Variável Dependente			
	ΔLCOIN	ΔLPIBIN	ΔLPIBIN^2	ΔLCEIN
Modelo Linear				
ΔLCOIN	-	3,607115	-	5,800804
ΔLPIBIN	0,870795	-	-	3,918705
ΔLCEIN	0,439086	3,814166	-	-
Modelo Quadrático				
ΔLCOIN	-	2,294203	2,315098	2,863456
ΔLPIBIN	0,241277	-	0,039092	0,006937
ΔLPIBIN^2	0,247530	0,040345	-	0,005172
ΔLCEIN	0,251233	3,205575	3,230184	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOIN, LPIBIN, LPIBIN^2 e LCEIN representam, respectivamente, o logaritmo natural das emissões de CO_2 eq no setor industrial, o logaritmo do PIB industrial, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A partir dos resultados, observa-se que, em ambas as especificações (linear e quadrática), não foi confirmada a existência de causalidade estatisticamente significativa em nenhuma direção entre as variáveis. Esses achados reforçam que os efeitos de curto prazo entre crescimento econômico, emissões e consumo relativo de energia renovável no setor industrial são limitados, sendo a dinâmica da relação predominantemente de longo prazo.

De modo geral, os achados apontam para a existência de uma relação de causalidade bidirecional de longo prazo entre emissões e crescimento econômico no setor industrial, resultado que está em linha com as evidências obtidas na estimação da Curva Ambiental de Kuznets por meio dos estimadores FMOLS e DOLS. Os coeficientes estimados indicaram uma relação positivamente monotônica entre emissões e PIB industrial, reforçando a adequação da especificação linear para representar a dinâmica observada no setor.

A existência de causalidade bidirecional de longo prazo sugere que o crescimento da atividade industrial contribui para elevar as emissões de GEE, ao mesmo tempo em que a trajetória das emissões reflete a própria intensidade produtiva e energética do setor. Esse resultado é compatível com as características da indústria brasileira, cuja expansão permanece fortemente associada ao consumo de energia e à utilização de processos produtivos intensivos em emissões, especialmente nos segmentos de transformação, siderurgia, metalurgia, cimento e química.

Em contraste, não foram encontradas evidências de causalidade significativa no curto prazo entre as variáveis analisadas. Esse resultado sugere que os efeitos do crescimento econômico e das mudanças na composição da matriz energética sobre as emissões industriais tendem a ocorrer de forma gradual, refletindo processos de investimento, modernização tecnológica e substituição energética que demandam horizontes temporais mais longos para produzir impactos observáveis.

Além disso, verificou-se que o consumo relativo de energia renovável exerce papel relevante na determinação das emissões industriais, uma vez que seus coeficientes foram negativos e estatisticamente significativos nas estimações da CAK. Entretanto, a ausência de causalidade direcionada para a variável LCEIN indica que a evolução da participação relativa das fontes renováveis não responde automaticamente às mudanças no crescimento econômico ou nos níveis de emissões. Esse resultado sugere que a transição energética industrial depende fundamentalmente de fatores institucionais, regulatórios e tecnológicos, como incentivos à inovação, disponibilidade de infraestrutura energética e políticas públicas voltadas à descarbonização do setor, conforme destacado por Wang et al. (2017).

Em síntese, os resultados indicam que a redução das emissões industriais no Brasil dificilmente ocorrerá como consequência automática do crescimento econômico. Embora o aumento da participação de fontes renováveis contribua para mitigar os impactos ambientais da atividade industrial, a consolidação de uma trajetória de crescimento menos intensiva em carbono depende da adoção de políticas capazes de acelerar a modernização tecnológica e ampliar o uso de fontes energéticas mais limpas no setor.

Tratando agora do setor de comércio e serviços, os resultados da análise de causalidade no sentido de Granger no longo prazo são apresentados na Tabela 15 a seguir.

Tabela 15 – Resultados do teste de causalidade de Granger de longo prazo (VECM/ECT) - Setor de Comércio e Serviços

Variável Dependente	Termo de Correção de Erro (ECT)	Direção da Causalidade
Modelo Linear		
ΔLCOCS	0,104296 (0,14320)	-
ΔLPIBCS	0,176994*** (0,04910)	$[\Delta\text{LCOCS e } \Delta\text{LCECS}] \Rightarrow \Delta\text{LPIBCS}$
ΔLCECS	-0,136171 (0,14752)	
Modelo Quadrático		
ΔLCOCS	-0,177758*** (0,05234)	$[\Delta\text{LPIBCS}, \Delta\text{LPIBCS}^2, \Delta\text{LCECS}] \Rightarrow \Delta\text{LCOCS}$
ΔLPIBCS	0,045022** (0,01940)	$[\Delta\text{LCOCS}, \Delta\text{LPIBCS}^2, \Delta\text{LCECS}] \Rightarrow \Delta\text{LPIBCS}$
ΔLPIBCS^2	2,442799** (1,06204)	$[\Delta\text{LCOCS}, \Delta\text{LPIBCS}, \Delta\text{LCECS}] \Rightarrow \Delta\text{LPIBCS}^2$
ΔLCECS	0,213404*** (0,05268)	$[\Delta\text{LCOCS}, \Delta\text{LPIBCS}, \Delta\text{LPIBCS}^2] \Rightarrow \Delta\text{LCECS}$

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOCS, LPIBCS, LPIBCS² e LCECS representam, respectivamente, o logaritmo natural das emissões de CO₂ eq no setor de comércio e serviços, o logaritmo do PIB setorial, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No modelo linear, apenas o PIB apresentou ECT significativo, sugerindo que as emissões e o consumo relativo de energia renovável influenciam o crescimento econômico no longo prazo. No modelo quadrático, entretanto, todas as variáveis mostraram significância, indicando a existência de mecanismos de ajuste de longo prazo envolvendo crescimento econômico, emissões e composição da matriz energética. Em outras palavras, alterações em

qualquer uma dessas variáveis tendem a desencadear processos de correção que restauram o equilíbrio de longo prazo do sistema.

Esse resultado reforça a hipótese da CAK em sua forma de U invertido, conforme indicado pelas análises paramétricas e não paramétricas, e sugere que o crescimento econômico, além de inicialmente intensificar as emissões, pode induzir uma maior adoção de renováveis e ganhos de eficiência energética. Trata-se de um resultado particularmente relevante para o setor de comércio e serviços, cuja expansão depende menos do aumento do consumo direto de combustíveis fósseis e mais da incorporação de tecnologias, capital humano e atividades intensivas em conhecimento. Diferentemente dos setores industrial, agropecuário e de transportes, o crescimento econômico nesse segmento tende a estar associado a atividades de menor intensidade energética e menor conteúdo de carbono, favorecendo o surgimento de trajetórias compatíveis com a hipótese tradicional da CAK.

No que se refere a análise de causalidade de Granger de curto prazo no setor de comércio e serviços, os resultados são apresentados na Tabela 16.

Tabela 16 – Resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo (VECM/Wald) - Setor de Comércio e Serviços

Fonte de Causalidade (variável independente)	Variável Dependente			
	ΔLCOCS	ΔLPIBCS	ΔLPIBCS^2	ΔLCECS
Modelo Linear				
ΔLCOCS	-	0,160537	-	3,191393*
ΔLPIBCS	3,593270*	-	-	1,270246
ΔLCECS	1,946468	0,040376	-	-
Modelo Quadrático				
ΔLCOCS	-	0,365378	0,400507	2,286247
ΔLPIBCS	10,69528***	-	1,364199	13,98554***
ΔLPIBCS^2	10,32904***	1,239584	-	13,59981***
ΔLCECS	3,942605	0,256243	0,286426	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOCS, LPIBCS, LPIBCS² e LCECS representam, respectivamente, o logaritmo natural das emissões de CO₂ eq no setor de comércio e serviços, o logaritmo do PIB setorial, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A partir dos resultados, é possível observar, para o modelo linear, a presença de causalidade de Granger unidirecional do PIB para as emissões de GEE e das emissões para o consumo relativo de energia renovável, ambos estatisticamente significativos ao nível de 10%. Tais resultados sugerem que, no curto prazo, o crescimento da atividade econômica do setor é capaz de influenciar as emissões de GEE e que estas, por sua vez, afetam o comportamento do consumo relativo de energia renovável. No modelo quadrático, por sua vez, observa-se forte evidência de causalidade do PIB e do PIB² para as emissões e para o consumo relativo de renováveis, ao nível de significância de 1%. Esses resultados sinalizam que tanto o nível quanto o formato não linear do crescimento econômico impactam diretamente o consumo de energia renovável e as emissões do setor de comércio e serviços, consolidando o papel central do crescimento econômico nas dinâmicas ambientais e energéticas do setor.

A predominância de causalidades partindo do PIB para as demais variáveis reforça a ideia de que a expansão da atividade econômica constitui o principal elemento dinamizador das transformações observadas no setor. À medida que a renda e a demanda por serviços aumentam, cresce também a necessidade de infraestrutura física e digital, modernização tecnológica e incorporação de equipamentos mais eficientes, processos que podem favorecer uma composição energética relativamente mais limpa. Esse mecanismo ajuda a explicar por que o setor apresenta comportamento distinto daquele observado em segmentos mais intensivos em energia, como indústria e transportes, nos quais o crescimento econômico costuma estar diretamente associado ao aumento do consumo de combustíveis fósseis.

Em síntese, os resultados indicam que o setor de comércio e serviços brasileiro apresenta sinais de transição ambiental compatíveis com a hipótese da CAK, com a existência de um ponto de inflexão a partir do qual o crescimento econômico tende a ser acompanhado por uma redução das emissões de GEE. Em especial, observou-se que o aumento do consumo relativo de fontes renováveis responde ao crescimento econômico e, simultaneamente, contribui para a mitigação das emissões, oferecendo suporte empírico à hipótese central deste estudo de que a expansão do uso de energias renováveis pode reduzir impactos ambientais.

Esse padrão é consistente com a literatura internacional (Moutinho; Varum; Madaleno, 2017; Congregado et al., 2016; Htike; Shrestha; Kakinaka, 2021), mas também parece refletir características estruturais próprias do setor brasileiro de comércio e serviços. Além de apresentar baixa intensidade energética, grande parte do valor adicionado gerado pelo setor está associada a atividades como serviços financeiros, tecnologia da informação, educação, saúde e serviços empresariais, cuja expansão não exige aumentos proporcionais no consumo de energia ou nas emissões de GEE. Ademais, parcela significativa das emissões associadas aos bens

comercializados é contabilizada nos setores responsáveis por sua produção e transporte, reduzindo a intensidade emissora das atividades de comércio propriamente ditas.

Nesse contexto, políticas públicas voltadas à eficiência energética, à modernização tecnológica e à ampliação da participação de fontes renováveis podem acelerar ainda mais a compatibilização entre crescimento econômico e sustentabilidade ambiental no setor, reforçando seu potencial de liderar uma trajetória de desenvolvimento de baixo carbono na economia brasileira.

No que se refere ao setor agropecuário, as estimativas do teste de causalidade de Granger no longo prazo são apresentadas na Tabela 17.

Tabela 17 – Resultados do teste de causalidade de Granger de longo prazo (VECM/ECT) - Setor Agropecuário

Variável Dependente	Termo de Correção de Erro (ECT)	Direção da Causalidade
Modelo Linear		
ΔLCOAG	-0,037760** (0,01689)	[ΔLPIBAG , ΔLCEAG] $\Rightarrow$ ΔLCOAG
ΔLPIBAG	0,007915 (0,02926)	
ΔLCEAG	0,092312*** (0,01953)	[ΔLCOAG , ΔLPIBAG] $\Rightarrow$ ΔLCEAG
Modelo Quadrático		
ΔLCOAG	-0,066528** (0,02691)	[ΔLPIBAG , ΔLPIBAG^2 , ΔLCEAG] $\Rightarrow$ ΔLCOAG
ΔLPIBAG	0,023068 (0,04666)	
ΔLPIBAG^2	1,225807 (2,37061)	-
ΔLCEAG	0,142543*** (0,03192)	[ΔLCOAG , ΔLPIBAG , ΔLPIBAG^2] $\Rightarrow$ ΔLCEAG

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOAG, LPIBAG, LPIBAG², LPIBAG³ e LCEAG representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq) no setor agropecuário, o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável agropecuário. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No que se refere à causalidade de longo prazo, observada por meio da significância do termo de correção de erro (ECT) no modelo VECM, os resultados do modelo linear indicam que as variações no PIB agropecuário e no consumo relativo de energia renovável exercem influência sobre as emissões de GEE, como evidenciado pelo coeficiente negativo e

estatisticamente significativo do ECT na equação em que $\Delta LCOAG$ é a variável dependente. Esse achado sugere a existência de um mecanismo de ajuste que conduz as emissões de volta à sua trajetória de equilíbrio de longo prazo após choques temporários nas demais variáveis. Em termos econômicos, os resultados indicam que as emissões do setor não evoluem de forma independente, mas respondem sistematicamente às transformações observadas tanto na atividade econômica quanto na composição da matriz energética.

O consumo relativo de energia renovável (LCEAG) também se mostrou responsivo aos desvios do equilíbrio de longo prazo provocados pelas emissões e pelo PIB, conforme apontado pelo ECT estatisticamente significativo na equação de $\Delta LCEAG$. Isso caracteriza uma relação de causalidade bidirecional entre LCOAG e LCEAG, além de uma relação unidirecional do LPIBAG para LCOAG e do LPIBAG para LCEAG. Esse resultado sugere que o crescimento econômico do setor agropecuário exerce influência simultânea sobre as emissões e sobre as decisões relacionadas ao uso relativo de fontes renováveis de energia. Ao mesmo tempo, alterações na composição da matriz energética tendem a repercutir sobre a trajetória das emissões, evidenciando a existência de um processo de retroalimentação entre energia e meio ambiente no longo prazo.

No contexto brasileiro, esse resultado parece refletir transformações observadas nas últimas décadas, marcadas pela expansão da mecanização agrícola, pelo aumento da demanda por energia nas atividades produtivas e pela crescente incorporação de fontes renováveis, especialmente eletricidade, biomassa e biocombustíveis. Dessa forma, embora a expansão da produção agropecuária contribua para elevar a demanda energética do setor, parte desse aumento tem sido acompanhada pela adoção gradual de fontes relativamente menos intensivas em carbono, o que ajuda a explicar a relação encontrada entre crescimento econômico, consumo relativo de renováveis e emissões.

Em se tratando do modelo quadrático, os resultados reforçam essa dinâmica. O ECT da equação de $\Delta LCOAG$ permanece negativo e significativo, indicando que choques nas variáveis explicativas (PIB, PIB² e LCEAG) afetam o comportamento de longo prazo das emissões. Ao mesmo tempo, o ECT da equação de $\Delta LCEAG$ também é significativo, sugerindo que o consumo relativo de energia renovável responde aos desvios no sistema causados pelo crescimento econômico e pelas emissões. Já as equações de $\Delta LPIBAG$ e $\Delta LPIBAG^2$ não apresentaram significância estatística no ECT, indicando ausência de causalidade de longo prazo partindo das emissões ou da matriz energética para o crescimento econômico do setor. Esse resultado sugere que a dinâmica de longo prazo observada é predominantemente

conduzida pela evolução da atividade econômica, e não por restrições ambientais capazes de limitar o crescimento do setor agropecuário brasileiro.

No que se refere à causalidade de Granger no curto prazo, avaliada por meio dos testes de Wald apresentados na Tabela 18, os achados são mais restritos.

Tabela 18 – Resultados do teste de causalidade de Granger de curto prazo (VECM/Wald) - Setor Agropecuário

Fonte de Causalidade (variável independente)	Variável Dependente			
	Δ LCOAG	Δ LPIBAG	Δ LPIBAG ²	Δ LCEAG
Modelo Linear				
Δ LCOAG	-	0,122050	-	1,797130
Δ LPIBAG	0,076061	-	-	3,873977**
Δ LCEAG	1,558315	0,114736	-	-
Modelo Quadrático				
Δ LCOAG	-	0,143866	0,138752	1,666007
Δ LPIBAG	0,121463	-	0,948973	0,798273
Δ LPIBAG ²	0,121630	0,945328	-	0,784772
Δ LCEAG	0,734008	0,106004	0,115819	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOAG, LPIBAG, LPIBAG², LPIBAG³ e LCEAG representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq) no setor agropecuário, o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável agropecuário. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No modelo linear, identificou-se evidência de causalidade apenas no sentido do PIB para o consumo relativo de energia renovável, com significância ao nível de 5%. Isso sugere que, no curto prazo, o crescimento econômico no setor agropecuário pode impulsionar alterações na composição da matriz energética, favorecendo uma maior participação relativa das fontes renováveis. Esse resultado é compatível com a hipótese de que períodos de expansão econômica ampliam a capacidade de investimento dos produtores rurais, facilitando a adoção de equipamentos mais eficientes, sistemas de eletrificação rural e tecnologias associadas ao uso de biomassa e biocombustíveis.

Já no modelo quadrático, nenhum dos coeficientes testados apresentou significância estatística, o que reforça a instabilidade dessa especificação também no contexto da análise de causalidade. Em conjunto, os resultados sugerem que os efeitos mais relevantes entre

crescimento econômico, consumo relativo de energia renovável e emissões ocorrem predominantemente ao longo do tempo, não se manifestando de forma imediata no curto prazo.

Em síntese, os resultados obtidos para o setor agropecuário reforçam a relevância do consumo relativo de fontes renováveis como fator de mitigação das emissões de GEE, particularmente no longo prazo. A evidência de causalidade recíproca entre emissões e consumo de energia renovável, somada ao efeito significativo do PIB sobre ambas as variáveis, confere robustez à hipótese central deste estudo de que a expansão do uso relativo de fontes renováveis é capaz de contribuir para a redução das emissões associadas ao consumo de energia no setor agropecuário.

Os resultados também indicam que a transição energética do setor não ocorre de forma automática como consequência do crescimento econômico. Embora o aumento do PIB agropecuário estimule a adoção de fontes renováveis, o crescimento econômico continua associado ao aumento das emissões, conforme observado nas estimações da CAK. Isso sugere que os ganhos ambientais decorrentes da expansão das energias renováveis ainda não são suficientes para neutralizar integralmente os efeitos do aumento da atividade produtiva sobre a demanda por energia.

No contexto brasileiro, esse resultado parece refletir a coexistência de dois processos simultâneos. De um lado, observa-se a expansão do uso de fontes renováveis, impulsionada pela eletrificação rural, pela biomassa e pelos biocombustíveis. De outro, permanece elevada a dependência de combustíveis fósseis, especialmente óleo diesel, utilizado em máquinas agrícolas, sistemas de irrigação e transporte da produção. Dessa forma, a redução das emissões depende menos de ganhos automáticos associados ao crescimento econômico e mais da continuidade de políticas públicas voltadas à diversificação da matriz energética, ao estímulo à inovação tecnológica e à ampliação do uso de fontes renováveis no setor.

Ademais, a ausência de evidências robustas favoráveis aos termos quadráticos do PIB tanto nas estimações da CAK quanto nas análises de causalidade reforça a preferência pela especificação linear como representação mais adequada da relação entre crescimento econômico e emissões de GEE na agropecuária brasileira. Desse modo, os resultados permitem rejeitar a hipótese de existência de uma Curva Ambiental de Kuznets para o setor, indicando que o crescimento econômico, isoladamente, não tem sido suficiente para desencadear uma trajetória de redução das emissões associadas ao consumo de energia agropecuário.

Para o setor de transportes, os resultados do teste de causalidade de Granger no longo prazo são apresentados na Tabela 19.

Tabela 19 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Longo Prazo (VECM/ECT) - Setor de Transportes

Variável Dependente	Termo de Correção de Erro (ECT)	Direção da Causalidade
Modelo Linear		
$\Delta LCOTP$	-0,440211*** (0,11391)	$[\Delta LPIBTP, \Delta LCETP] \Rightarrow \Delta LCOTP$
$\Delta LPIBTP$	-0,432312*** (0,14726)	$[\Delta LCOTP, \Delta LCETP] \Rightarrow \Delta LPIBTP$
$\Delta LCETP$	-1,016309** (0,50822)	$[\Delta LCOTP, \Delta LPIBTP] \Rightarrow \Delta LCETP$
Modelo Quadrático		
$\Delta LCOTP$	-0,215792* (0,12262)	$[\Delta LPIBTP, \Delta LPIBTP^2, \Delta LCETP] \Rightarrow \Delta LCOTP$
$\Delta LPIBTP$	0,067602 (0,15011)	-
$\Delta LPIBTP^2$	3,365911 (7,51201)	-
$\Delta LCETP$	2,070738** (0,37173)	$[\Delta LCOTP, \Delta LPIBTP, \Delta LPIBTP^2] \Rightarrow \Delta LCETP$

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOTP, LPIBTP, LPIBTP², LPIBTP³ e LCETP representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq) no setor de transportes, o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As estimativas mostram que, no modelo linear, os ECTs estimados foram negativos e estatisticamente significativos em todas as equações, indicando a existência de mecanismos de correção de longo prazo. O ECT da equação de $\Delta LCOTP$ mostra que as emissões reagem a choques no PIB e no consumo relativo de energia renovável, retornando gradualmente à trajetória de equilíbrio. De forma semelhante, os ECTs das equações de $\Delta LPIBTP$ e $\Delta LCETP$ também foram significativos, sugerindo que tanto a atividade econômica quanto o padrão energético do setor se ajustam diante de desequilíbrios no sistema. Esses resultados caracterizam uma causalidade bidirecional de longo prazo entre todas as variáveis, revelando um sistema interdependente no qual crescimento econômico, emissões e composição da matriz energética evoluem de forma conjunta ao longo do tempo.

No contexto brasileiro, esse resultado é compatível com as características estruturais do setor de transportes, cuja expansão está fortemente associada ao transporte rodoviário de cargas e passageiros. Como esse segmento permanece amplamente dependente de combustíveis fósseis, especialmente diesel e gasolina, aumentos da atividade econômica tendem a repercutir diretamente sobre o consumo energético e as emissões. Ao mesmo tempo, mudanças na

composição da matriz energética, como a ampliação da participação relativa de biocombustíveis, também afetam o comportamento das emissões e a dinâmica econômica do setor, contribuindo para explicar a interdependência observada entre as variáveis.

No modelo quadrático, a tendência geral se mantém, mas com menor robustez. O ECT da equação de $\Delta LCOTP$ permanece negativo e significativo ao nível de 10%, indicando que as emissões continuam a responder a choques nas demais variáveis. O ECT da equação de $\Delta LCETP$, por sua vez, apresentou significância estatística ao nível de 5%, sugerindo que alterações nas emissões e no crescimento econômico afetam o comportamento da matriz energética no longo prazo. Já os ECTs das equações de $\Delta LPIBTP$ e $\Delta LPIBTP^2$ não foram significativos, indicando que o PIB do setor tende a evoluir de forma relativamente autônoma em relação aos desequilíbrios do sistema. Esse resultado reforça a fragilidade da especificação quadrática anteriormente observada na estimação da CAK.

No que se refere à análise de causalidade de Granger de curto prazo, os resultados são apresentados na Tabela 20.

Tabela 20 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Curto Prazo (VECM/Wald) - Setor de Transportes

Fonte de Causalidade (variável independente)	Variável Dependente			
	$\Delta LCOTP$	$\Delta LPIBTP$	$\Delta LPIBTP^2$	$\Delta LCETP$
Modelo Linear				
$\Delta LCOTP$	-	7,537126***	-	0,117339
$\Delta LPIBTP$	1,853691	-	-	0,661881
$\Delta LCETP$	0,063990	0,454191	-	-
Modelo Quadrático				
$\Delta LCOTP$	-	4,889975	4,788862	12,41562***
$\Delta LPIBTP$	3,723256	-	1,342805	26,37107***
$\Delta LPIBTP^2$	3,646140	1,470531	-	26,39703***
$\Delta LCETP$	0,552062	1,398477	1,350343	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LCOTP, LPIBTP, LPIBTP², LPIBTP³ e LCETP representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO2 eq) no setor de transportes, o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No modelo linear, observou-se evidência de causalidade apenas das emissões para o PIB do setor, com significância ao nível de 1%. Esse resultado sugere que variações nas emissões precedem alterações na atividade econômica do setor no curto prazo, possivelmente refletindo o fato de que aumentos no consumo de combustíveis e na movimentação de cargas e passageiros se traduzem simultaneamente em maiores emissões e maior geração de valor adicionado.

No modelo quadrático, os resultados indicaram uma estrutura mais complexa de causalidade. As variáveis de crescimento econômico (LPIBTP e LPIBTP²) apresentaram efeitos estatisticamente significativos sobre o consumo relativo de energia renovável (LCETP), ao nível de 1%. Esse resultado sugere a existência de uma relação dinâmica entre a evolução da atividade econômica e alterações na composição da matriz energética do setor. Contudo, os testes de causalidade de Granger não permitem inferir a direção específica dessas alterações, tampouco identificar os mecanismos responsáveis por elas. Além disso, a trajetória observada para as emissões ao longo do período analisado demonstra que eventuais mudanças na participação relativa de fontes renováveis não foram suficientes para interromper a tendência de crescimento das emissões do setor. Ademais, há evidências de que variações nas emissões também afetam a composição da matriz energética no curto prazo, conforme sugerido pela significância do teste de Wald na equação de Δ LCETP.

De modo geral, os resultados obtidos para o setor de transportes corroboram a hipótese central desta pesquisa ao indicar que o aumento do consumo relativo de fontes renováveis está associado à redução das emissões de GEE. Entretanto, os resultados também revelam que esse efeito mitigador não tem sido suficiente para reverter a trajetória crescente das emissões observada no setor ao longo do período analisado. Tal resultado é compatível com as características estruturais do sistema de transportes brasileiro, marcado pela forte dependência do modal rodoviário e pela predominância de combustíveis fósseis na matriz energética.

A evidência de causalidade recíproca de longo prazo entre emissões, PIB e consumo relativo de energia renovável sugere que essas variáveis evoluem de forma interdependente, ajustando-se conjuntamente ao longo do tempo. Contudo, os resultados não permitem concluir que o próprio crescimento econômico esteja induzindo uma transição energética suficientemente intensa para reduzir as emissões do setor. Pelo contrário, a ausência de evidências favoráveis à hipótese da Curva Ambiental de Kuznets e o crescimento persistente das emissões sugerem que os ganhos associados à expansão das fontes renováveis têm sido insuficientes para compensar o aumento da demanda por transporte.

A robustez do modelo linear, confirmada pelas estimações por FMOLS e DOLS, reforça a preferência por essa especificação funcional. Nesse contexto, os resultados indicam que a

transição energética do setor não ocorrerá automaticamente como consequência do crescimento econômico. A redução sustentada das emissões depende da implementação de políticas públicas específicas voltadas à ampliação do uso de combustíveis de menor intensidade de carbono, à eletrificação da frota (especialmente no transporte coletivo e de cargas urbanas), ao fortalecimento do transporte coletivo e ferroviário e ao aumento da eficiência logística. Em outras palavras, a descarbonização do setor de transportes depende fundamentalmente de mudanças institucionais, regulatórias e tecnológicas capazes de reduzir sua dependência estrutural dos combustíveis fósseis.

Por fim, em se tratando do setor de geração de energia, assim como na investigação conduzida para os demais setores, as estimativas do teste de causalidade de Granger no longo prazo são apresentadas na Tabela 21.

Tabela 21 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Longo Prazo (VECM/ECT) - Setor de Geração de Energia

Variável Dependente	Termo de Correção de Erro (ECT)	Direção da Causalidade
Modelo Linear		
ΔLCOGE	-0,044234 (0,04521)	-
ΔLPIBGE	-0,012961 (0,02582)	-
ΔLCEGE	-0,211562*** (0,05691)	$[\Delta\text{LCOGE}, \Delta\text{LPIBGE}] \Rightarrow \Delta\text{LCEGE}$
Modelo Quadrático		
ΔLCOGE	0,000532 (0,00197)	-
ΔLPIBGE	-0,002188** (0,00105)	$[\Delta\text{LCOGE}, \Delta\text{LPIBGE}^2, \Delta\text{LCEGE}] \Rightarrow \Delta\text{LPIBGE}$
ΔLPIBGE^2	-0,104077* (0,05236)	$[\Delta\text{LCOGE}, \Delta\text{LPIBGE}, \Delta\text{LCEGE}] \Rightarrow \Delta\text{LPIBGE}^2$
ΔLCEGE	-0,006988*** (0,00264)	$[\Delta\text{LCOGE}, \Delta\text{LPIBGE}, \Delta\text{LPIBGE}^2] \Rightarrow \Delta\text{LCEGE}$

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: LPIBGE, LPIBGE² e LCEGE representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB do setor de geração de energia, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No modelo linear, os resultados apontam para uma evidência limitada de causalidade de longo prazo. O ECT foi estatisticamente significativo apenas na equação de ΔLCEGE (ao nível de 1%), com coeficiente negativo (-0,2116), indicando que o padrão de consumo relativo de

energia renovável ajusta-se a desequilíbrios causados por variações no PIB e nas emissões. Por outro lado, os ECTs das equações de $\Delta LCOGE$ e $\Delta LPIBGE$ não foram significativos, sugerindo que nem as emissões nem o produto respondem, no longo prazo, a desvios em relação ao equilíbrio. Isso indica que, nesse modelo, o consumo de renováveis atua como variável de ajuste estrutural, enquanto as demais seguem trajetórias mais autônomas.

No modelo quadrático, os resultados foram mais expressivos. O ECT foi significativo em três equações: $\Delta LPIBGE$ (5%), $\Delta LPIBGE^2$ (10%) e $\Delta LCEGE$ (1%), todos com coeficientes negativos. Esses resultados indicam que tanto o crescimento econômico quanto o padrão energético se ajustam a desequilíbrios no sistema de longo prazo, revelando uma interdependência estrutural entre as variáveis. A ausência de significância no ECT da equação de $\Delta LCOGE$, no entanto, reforça a ideia de que as emissões tendem a evoluir de forma mais autônoma, não atuando como variável de correção no longo prazo. No que se refere à causalidade de curto prazo, as estimativas são apresentadas na Tabela 22.

Tabela 22 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger de Curto Prazo (VECM/Wald) - Setor de Geração de Energia

Fonte de Causalidade (variável independente)	Variável Dependente			
	$\Delta LCOGE$	$\Delta LPIBGE$	$\Delta LPIBGE^2$	$\Delta LCEGE$
Modelo Linear				
$\Delta LCOGE$	-	1,060166	-	0,662341
$\Delta LPIBGE$	0,417531	-	-	4,194973
$\Delta LCEGE$	0,389835	2,423727	-	-
Modelo Quadrático				
$\Delta LCOGE$	-	1,210514	1,181921	0,484553
$\Delta LPIBGE$	1,360145	-	1,776228	5,653443*
$\Delta LPIBGE^2$	1,352438	1,876722	-	5,705274*
$\Delta LCEGE$	0,327998	1,698320	1,703590	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: $LPIBGE$, $LPIBGE^2$ e $LCEGE$ representam, respectivamente, o logaritmo natural do PIB do setor de geração de energia, o termo quadrático do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados do modelo linear revelam uma estrutura fraca de interdependência entre as variáveis, com nenhum coeficiente estatisticamente significativo. Isso sugere que, nesse

modelo, as relações entre crescimento, emissões e consumo energético são predominantemente de longo prazo, ou relativamente inertes no curto prazo. Por outro lado, o modelo quadrático revelou evidências de causalidade de curto prazo do PIB e de seu termo quadrático sobre o consumo relativo de energia renovável ($\Delta LCEGE$), ambos significativos ao nível de 10%. Esses resultados indicam que variações na atividade econômica têm efeito direto, ainda que moderado, sobre a composição da matriz energética do setor. As demais relações não apresentaram significância estatística, reforçando o caráter pontual da interação de curto prazo.

De modo geral, os resultados da análise de causalidade apontam para uma dinâmica em que o consumo relativo de fontes renováveis atua como principal variável de ajuste de longo prazo, com menor reatividade no curto prazo. Já as emissões demonstram comportamento mais autônomo ao longo do tempo, refletindo a rigidez estrutural da matriz elétrica e a dependência de termelétricas fósseis em momentos críticos. A evidência de causalidade das variáveis econômicas sobre o padrão energético, especialmente na forma quadrática, reforça a importância de políticas que vinculem crescimento a medidas de transição energética, promovendo o uso de fontes mais limpas como forma de mitigar os impactos ambientais da expansão do setor.

Adicionalmente, os resultados obtidos para o setor de geração de energia não oferecem suporte robusto à hipótese de uma Curva Ambiental de Kuznets. Embora o modelo linear tenha apresentado significância estatística para o coeficiente do PIB no estimador FMOLS, o mesmo não ocorreu no DOLS, e nenhum dos modelos quadráticos apresentou coeficientes significativos para os termos de PIB. Os achados da análise não-paramétrica também não indicaram padrões claros de curvatura ou ponto de inflexão, enfraquecendo ainda mais a hipótese de uma relação não linear entre crescimento e emissões no setor.

Por fim, o alto grau de variabilidade e instabilidade na significância dos coeficientes estimados sugere que o setor de geração de energia pode demandar abordagens metodológicas distintas daquelas tradicionalmente utilizadas na literatura da CAK. Nesse contexto, embora o modelo linear apresente desempenho relativamente superior em termos de parcimônia e consistência empírica, os resultados não são suficientemente robustos, indicando a necessidade de explorações futuras com métodos mais flexíveis.

Com o objetivo de facilitar a visualização e a comparação dos resultados obtidos para os diferentes setores analisados, o Quadro 1 apresenta uma síntese das principais evidências encontradas.

Quadro 1 – Síntese dos resultados da análise no contexto de séries de tempo

Setor	Relação PIB–GEE	CAK tradicional confirmada?	Efeito de CE sobre GEE	Causalidade de Granger no longo prazo
Indústria	Linear positiva	Não	Negativo	PIB, CE $\Rightarrow$ GEE GEE, CE $\Rightarrow$ PIB
Comércio e Serviços	U invertido	Sim	Negativo	PIB, PIB ² CE $\Rightarrow$ GEE GEE, PIB ² , CE $\Rightarrow$ PIB GEE, PIB. PIB ² $\Rightarrow$ CE
Agropecuária	Linear positiva	Não	Negativo	PIB, CE $\Rightarrow$ GEE GEE, PIB $\Rightarrow$ CE
Transporte	Linear positiva	Não	Negativo	PIB, CE $\Rightarrow$ GEE GEE, CE $\Rightarrow$ PIB GEE, PIB $\Rightarrow$ CE
Geração de Energia	Linear positiva	Não	Negativo	GEE, PIB $\Rightarrow$ CE

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: PIB, GEE e CE representam, respectivamente, o Produto Interno Bruto setorial, as emissões de gases de efeito estufa e o consumo relativo de energia proveniente de fontes renováveis.

De modo geral, observa-se que a hipótese tradicional da CAK foi confirmada apenas para o setor de comércio e serviços, enquanto nos demais setores predominou uma relação linear positiva entre crescimento econômico e emissões de GEE. Adicionalmente, mudanças na composição da matriz energética, representadas pelo aumento do consumo relativo de energia proveniente de fontes renováveis, apresentaram efeito negativo sobre as emissões em todos os setores analisados. Quanto à dinâmica temporal, os resultados indicam que as relações de precedência entre crescimento econômico, emissões de GEE e composição da matriz energética variam entre os setores, reforçando a importância de abordagens desagregadas para a compreensão do processo de transição energética no Brasil.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese teve como objetivo central investigar a relação entre crescimento econômico, consumo relativo de energia renovável e emissões de gases de efeito estufa (GEE) na economia brasileira, com ênfase na hipótese de que a ampliação da participação de fontes renováveis na matriz energética pode contribuir para a mitigação das emissões de GEE. Para

isso, foi adotada uma abordagem metodológica em duas etapas, combinando análise em painel setorial com estimativas em séries temporais desagregadas por setor de atividade.

A análise em painel revelou a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, confirmada pela análise de cointegração. Os resultados indicaram que o consumo relativo de energias renováveis possui coeficientes negativos e estatisticamente significativos em todas as especificações propostas, reforçando seu papel na redução das emissões. Além disso, a análise não paramétrica evidenciou um padrão majoritariamente crescente entre PIB e emissões, sugerindo que, no agregado, a Curva Ambiental de Kuznets (CAK) não se confirma. De forma complementar, os testes de causalidade de Granger em painel indicaram que o crescimento econômico antecede o aumento no consumo de energia renovável, o que sugere que a expansão econômica pode estimular a transição energética, ao passo que o consumo de renováveis exerce efeito redutor sobre as emissões.

Nas análises setoriais, os resultados revelaram importantes heterogeneidades. No setor industrial, agropecuário e de transportes, a especificação linear se mostrou mais adequada, indicando uma relação positiva e monotônica entre crescimento e emissões, sem evidência de ponto de inflexão. Esses achados estão em consonância com a literatura internacional, que frequentemente rejeita a hipótese da CAK em setores intensivos em carbono e com baixa flexibilidade tecnológica. No setor de comércio e serviços, observou-se um comportamento compatível com a hipótese da CAK na forma de U invertido, ainda que em estágio inicial de transição. Já o setor de geração de energia apresentou resultados instáveis entre os modelos, sem evidência robusta de uma CAK, embora o consumo relativo de renováveis também tenha se mostrado importante para mitigar emissões, ainda que com menor robustez estatística, possivelmente em função da elevada participação estrutural de fontes renováveis e da dependência cíclica de termelétricas fósseis.

De modo geral, os resultados obtidos ao longo da tese convergem no sentido de confirmar a hipótese central proposta de que o aumento no consumo relativo de energias renováveis pode, de fato, contribuir para a redução das emissões de GEE, embora esse efeito varie em intensidade entre os diferentes setores produtivos. A consistência do efeito mitigador das fontes renováveis ao longo dos métodos e especificações aplicados destaca seu papel estratégico na promoção de um crescimento mais sustentável e alinhado às metas de descarbonização da economia brasileira. A análise de causalidade de Granger por meio do VECM reforçou esse diagnóstico, ao revelar que, em diversos setores, o consumo relativo de renováveis atua como variável de ajuste de longo prazo, enquanto as emissões tendem a se comportar de forma mais autônoma. Em setores como agropecuária e transportes, observou-se

uma interdependência estrutural entre crescimento, padrão energético e emissões, sugerindo que políticas energéticas bem desenhadas podem alinhar desenvolvimento e sustentabilidade.

Esses achados não apenas reforçam a relevância das políticas públicas voltadas à expansão das energias renováveis, como também alertam para a necessidade de estratégias setoriais específicas, dada a heterogeneidade nas dinâmicas de crescimento e emissões observadas entre os setores. A transição energética na economia brasileira não ocorrerá de forma automática com o crescimento do PIB, como sugerido pela hipótese da CAK, mas dependerá de ações deliberadas, como a eletrificação da frota de transportes, a modernização da infraestrutura elétrica dos setores, o incentivo à produção e consumo de bioenergia e a promoção de eficiência energética principalmente em processos industriais e agrícolas.

Apesar dos avanços analíticos e metodológicos alcançados, este estudo apresenta limitações que também delineiam oportunidades para investigações futuras. A utilização de dados anuais, determinada pela forma como são disponibilizados pelos órgãos oficiais no Brasil, mostrou-se adequada para a análise de relações de longo prazo. No entanto, essa periodicidade restringe a observação de dinâmicas de curto prazo, como efeitos sazonais, choques conjunturais ou respostas imediatas a políticas públicas, aspectos que poderiam ser mais bem explorados em estudos futuros com dados de maior frequência temporal, à medida que tais séries se tornem acessíveis. Adicionalmente, o recorte setorial, fundamental para captar as especificidades de cada segmento da economia, impôs restrições quanto à disponibilidade de variáveis complementares. Indicadores como intensidade energética, investimentos em P&D, grau de regulação ambiental ou composição tecnológica da matriz energética setorial seriam valiosos para aprofundar a compreensão dos mecanismos que conectam crescimento, energia e emissões. A ausência sistemática dessas informações em bases públicas com o nível de desagregação necessário ainda representa um desafio para análises econométricas mais abrangentes.

Essas limitações, portanto, não apenas contextualizam os resultados aqui apresentados, como também sinalizam uma agenda promissora para pesquisas futuras. O avanço na coleta e disponibilização de dados setoriais mais detalhados, aliado à incorporação de novas variáveis explicativas e à ampliação do escopo comparativo para outros países ou regiões, poderá enriquecer significativamente o entendimento sobre os caminhos possíveis para a compatibilização entre crescimento econômico e sustentabilidade ambiental no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ABULIBDEH, A. Time series analysis of environmental quality in the state of Qatar. **Energy Policy**, v. 168, p. 113089, 2022.
- AHMAD, M.; KHAN, Z.; RAHMAN, Z. U.; KHATTAK, S. I.; KHAN, Z. U. Can innovation shocks determine CO₂ emissions (CO₂e) in the OECD economies? A new perspective. **Economics of Innovation and New Technology**, v. 30, n. 1, p. 89-109, 2021.
- AJMI, A. N. *et al.* On the relationships between CO₂ emissions, energy consumption and income: the importance of time variation. **Energy Economics**, v. 49, p. 629-638, 2015.
- ALAM, M. J. *et al.* Energy consumption, carbon emissions and economic growth nexus in Bangladesh: Cointegration and dynamic causality analysis. **Energy Policy**, v. 45, p. 217-225, 2012.
- ALKHARS, M A. *et al.* A literature review of the Environmental Kuznets Curve in GCC for 2010–2020. **Environmental and Sustainability Indicators**, v. 14, p. 100181, 2022.
- ALKHATHLAN, K.; ALAM, M.; JAVID, M. Carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in Saudi Arabia: a multivariate cointegration analysis. **British Journal of Economics, Management and Trade**, v. 2, n. 4, p. 327-339, 2012.
- AL-MULALI, U.; OZTURK, I.; SOLARIN, S. A. Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in seven regions: The role of renewable energy. **Ecological Indicators**, v. 67, p. 267-282, 2016.
- AL-MULALI, U.; TANG, C. F.; TAN, B. W.; OZTURK, I. The nexus of electricity consumption and economic growth in Gulf Cooperation Council economies: evidence from non-stationary panel data methods. **Geosystem Engineering**. v. 22 (1), p. 40-47, 2019.
- ALPER, A; OGUZ, O. The role of renewable energy consumption in economic growth: Evidence from asymmetric causality. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 60, p. 953-959, 2016.
- ALSAEDI, Y. H.; TULARAM, G. A. The relationship between electricity consumption, peak load and GDP in Saudi Arabia: A VAR analysis. **Mathematics and Computers in Simulation**. v. 175, p. 164-178, 2020.
- ANG, J. B. CO₂ emissions, energy consumption, and output in France. **Energy Policy**, v. 35, n. 10, p. 4772-4778, 2007.
- ANG, J. B. Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia. **Journal of Policy Modeling**, v. 30, n. 2, p. 271-278, 2008.
- APERGIS, N.; PAYNE, J. E. A panel study of nuclear energy consumption and economic growth. **Energy Economics**, v. 32, n. 3, p. 545-549, 2010.
- APPIAH, M. O. Investigating the multivariate Granger causality between energy consumption, economic growth and CO₂ emissions in Ghana. **Energy Policy**, v. 112, p. 198-208, 2018.

AYDOGAN, B.; VARDAR, G. Evaluating the role of renewable energy, economic growth and agriculture on CO₂ emission in E7 Countries. *International Journal of Sustainable Energy*, v. 39, n. 4, p. 335-348, 2020.

AZLINA, A. A.; MUSTAPHA, N. N. Energy, economic growth and pollutant emissions nexus: the case of Malaysia. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 65, p. 1-7, 2012.

AZOMAHOU, T.; LAISNEY, F.; VAN, P. N. Economic development and CO₂ emissions: A nonparametric panel approach. **Journal of Public Economics**, v. 90, n. 6-7, p. 1347-1363, 2006.

BALEŽENTIS, T.; STREIMIKIENE, D.; ZHANG, T.; LIOBIKIENE, G. The role of bioenergy in greenhouse gas emission reduction in EU countries: An environmental Kuznets curve modelling. **Resources, Conservation and Recycling**, v. 142, p. 225-231, 2019.

BALTAGI, B. H.; FENG, Q; KAO, C. A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. **Journal of Econometrics**, v. 170, n. 1, p. 164-177, 2012.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 6. ed. Cham: Springer, 2021.

BEKHET, H. A.; OTHMAN, N. S. The role of renewable energy to validate dynamic interaction between CO₂, emissions and GDP towards sustainable development in Malaysia. **Energy Economics**, v. 72, p. 47-61, 2018.

BENAVIDES, M. *et al.* Economic growth, renewable energy and methane emissions: Is there an environmental Kuznets curve in Austria? **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 7, n. 1, p. 259-267, 2017.

BERNARD, Jean-Thomas *et al.* Environmental Kuznets curve: Tipping points, uncertainty and weak identification. **Environmental and Resource Economics**, v. 60, n. 2, p. 285-315, 2015.

BO, S. A Literature Survey on Environmental Kuznets Curve. **Energy Procedia**, v. 5, p. 1322–1325, 2011.

BOUYGHRISSE, S. *et al.* The importance of facilitating renewable energy transition for abating CO₂ emissions in Morocco. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 29, n. 14, p. 20752-20767, 2022.

BOWDEN, N.; PAYNE, J. E. Sectoral analysis of the causal relationship between renewable and non-renewable energy consumption and real output in the US. **Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy**, v. 5, n. 4, p. 400-408, 2010.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.

BROCK, William A.; TAYLOR, M. Scott. Economic growth and the environment: a review of theory and empirics. **Handbook of economic growth**, v. 1, p. 1749-1821, 2005.

CAMARA, DOS DEPUTADOS. Agenda 21-Conferência das nações unidas sobre o meio ambiente e Desenvolvimento. **Brasília: Editora Centro de Documentação e Informação do Senado**, 1995.

CAMARGO, E.; RIBEIRO, F. S.; GUERRA, S. M. G. O programa Luz para Todos: metas e resultados. **Espaço Energia**, v. 9, p. 21-24, 2008.

ÇATIK, A. N.; İLHAN, A.; AKDENİZ, Coşkun. Testing the environmental Kuznets curve hypothesis in the transport sector for OECD countries: a dynamic panel threshold approach. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 31, n. 4, p. 6372-6384, 2024.

CAVALCANTI, H. B. *et al.* O planejamento energético e a questão social: uma análise dos resultados do Programa Luz para Todos. **Simpósio brasileiro de sistemas elétricos**, 2010.

CHANG, C. C. A multivariate causality test of carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in China. **Applied Energy**, v. 87, n. 11, p. 3533-3537, 2010.

CHEN, L.; CHEN, S. The estimation of environmental Kuznets curve in China: nonparametric panel approach. **Computational Economics**, v. 46, n. 3, p. 405-420, 2015.

CHEN, Y. *et al.* CO₂ emissions, economic growth, renewable and non-renewable energy production and foreign trade in China. **Renewable Energy**, v. 131, p. 208-216, 2019.

CHOUDHURY, T. *et al.* Carbon emissions, environmental distortions, and impact on growth. **Energy Economics**, v. 126, p. 107040, 2023.

COLE, M. A. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages. **Ecological Economics**, p. 71–81, 2004.

CONGREGADO, E.; FERIA-GALLARDO, J.; GOLPE, A.; IGLESIAS, J. The environmental Kuznets curve and CO₂ emissions in the USA: Is the relationship between GDP and CO₂ emissions time varying? Evidence across economic sectors. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 23, n. 18, p. 18407-18420, 2016.

COPELAND, B. R.; TAYLOR, M. S. Trade and the environment: Theory and evidence. **Princeton university press**, 2005.

CRIADO, C. Ordás. *et al.* Growth and pollution convergence: Theory and evidence. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 62, n. 2, p. 199-214, 2011.

DAI, J., ALVARADO, R., ALI, S., AHMED, Z., MEO, M. S. Transport infrastructure, economic growth, and transport CO₂ emissions nexus: Does green energy consumption in the transport sector matter? **Environmental Science and Pollution Research**, v. 30, n. 14, p. 40094-40106, 2023.

DANISH. *et al.* Role of renewable energy and non-renewable energy consumption on EKC: evidence from Pakistan. **Journal of Cleaner Production**, v. 156, p. 855-864, 2017.

DANISH; ULUCACK, R.; KHAN, S. U. D. Determinants of the ecological footprint: Role of renewable energy, natural resources, and urbanization. **Sustainable Cities and Society**, v. 54, p. 101996, 2020.

DE BRUYN, S. M.; VAN DEN BERGH, J. CJM.; OPSCHOOR, J. B. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. **Ecological Economics**, v. 25, n. 2, p. 161-175, 1998.

DINDA, S. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. **Ecological economics**, v. 49, n. 4, p. 431-455, 2004.

DOGAN, E. Analyzing the linkage between renewable and non-renewable energy consumption and economic growth by considering structural break in time-series data. **Renewable energy**, v. 99, p. 1126-1136, 2016.

DOGAN, E.; SEKER, F. Determinants of CO2 emissions in the European union: The role of renewable and non-renewable energy. **Renewable Energy**, v. 94, p. 429-439, 2016.

DOGAN, E.; OZTURK, I. The influence of renewable and non-renewable energy consumption and real income on CO2 emissions in the USA: Evidence from structural break tests. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 24, p. 10846-10854, 2017.

DONG, K. *et al.* CO2 emissions, economic and population growth, and renewable energy: empirical evidence across regions. **Energy Economics**, v. 75, p. 180-192, 2018.

DONG, K. *et al.* CO2 emissions, economic growth, and the environmental Kuznets curve in China: What roles can nuclear energy and renewable energy play? **Journal of Cleaner Production**, v. 196, p. 51-63, 2018

DONG, K.; DONG, X.; JIANG, Q. How renewable energy consumption lower global CO2 emissions? Evidence from countries with different income levels. **The World Economy**, v. 43, n. 6, p. 1665-1698, 2020.

DUMITRESCU, E-I.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. **Economic modelling**, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v.64, n.4, p. 813–836, 1992.

ELSHIMY, M.; EL-AASAR, K. M. Carbon footprint, renewable energy, non-renewable energy, and livestock: Testing the environmental Kuznets curve hypothesis for the Arab world. **Environment, Development and Sustainability**, v. 22, n. 7, p. 6985-7012, 2020.

BALANÇO ENERGÉTICO NACIONAL 2024: Ano base 2023 / Empresa de Pesquisa Energética. Rio de Janeiro: EPE, 2024.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

EPANECHNIKOV, V. A. Non-parametric estimation of a multivariate probability density. **Theory of Probability & Its Applications**, v. 14, n. 1, p. 153-158, 1969.

EWING, B.T.; SARI, R; SOYTAS, U. Disaggregate energy consumption and industrial output in the United States. **Energy policy**, v. 35, n. 2, p. 1274-1281, 2007.

FAN, J.; GIJBELS, I. **Local Polynomial Modelling and Its Applications: Monographs on Statistics and Applied Probability 66**. CRC Press, 1996.

FARHANI, S.; REJEB, J. B. Energy consumption, economic growth and CO₂ emissions: Evidence from panel data for MENA region. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 2, n. 2, p. 71-81, 2012.

FERNANDES, K.; REDDY, Y. V. Energy Consumption and Economic Growth in Newly Industrialised Countries of Asia. **International Journal of Energy Economics and Policy**. 10(4), p. 384-391, 2020.

FIGUEIREDO, E. A.; JUNIOR, J. C. A. S.; JACINTO, P. A. A Hipótese de Kuznets para os Municípios Brasileiros: Testes para as Formas Funcionais e Estimções Não-Paramétricas. **Revista Economia**, v.12, n.1, p.149-165, 2011.

FISHER, R. A. Statistical Methods for Research Workers. 4th ed. Edinburgh: Oliver & Boyd 1932.

FLOREA, N. M.; BADIRCEA, R. M.; PIRVU, R. C.; MANTA, A. G.; DORAN, M. D.; JIANU, E. The impact of agriculture and renewable energy on climate change in Central and East European Countries. **Agricultural Economics**, v. 66, n. 10, p. 444-457, 2020.

FUJII, H.; MANAGI, S. Which industry is greener? An empirical study of nine industries in OECD countries. **Energy Policy**, v. 57, p. 381-388, 2013.

FUKS, M. Reflexões sobre o paradigma da economia ecológica para a gestão ambiental. **Estudos Avançados**, v. 26, n. 74, p. 101–119, 2012.

GAO, J. *et al.* The role of clean and unclean energy resources in inspecting N-shaped impact of industrial production on environmental quality: A case of high polluting economies. **Resources Policy**, v. 80, p. 103217, 2023.

GEORGESCU-ROEGEN, N. Selections from energy and economic myths. In: DALY, H. E.; TOWNSEND, K. N. (Ed.). **Valuing the Earth: economics, ecology, ethics**. Massachusetts: The MIT Press Cambridge, p. 75–88, 1993.

GEORGESCU-ROEGEN, N. **The Entropy Law and the economic process**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

GILL, A. R. *et al.* A test of environmental Kuznets curve (EKC) for carbon emission and potential of renewable energy to reduce greenhouse gases (GHG) in Malaysia. **Environment, Development and Sustainability**, v. 20, n. 3, p. 1103-1114, 2018.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, v. 34, p. 541-551, 1969.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In: GARBER, P. (Ed.). The Mexico-US Free Trade Agreement. **Cambridge: MIT Press**, p. 13-56, 1993.

GROSSMAN, G., KRUEGER, A. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **National Bureau of Economics Research**, n. 3194, NBER, Cambridge, 1991.

GROSSMAN, G.; KRUEGER, A. Economic growth and the environment. **The quarterly journal of economics**, v. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

HALKOS, G.; PSARIANOS, I. Exploring the effect of including the environment in the neoclassical growth model. **Environmental Economics and Policy Studies**, v. 18, n. 3, p. 339-358, 2016.

HASHMI, Shabir Mohsin *et al.* Testing the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis amidst climate policy uncertainty: sectoral analysis using the novel Fourier ARDL approach. **Environment, Development and Sustainability**, p. 1-20, 2023.

HASNISAH, A.; AZLINA, A. A.; CHE, C. M. I. The impact of renewable energy consumption on carbon dioxide emissions: Empirical evidence from developing countries in Asia. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 9, n. 3, p. 135, 2019.

HTIKE, M. M.; SHRESTHA, A.; KAKINAKA, M. Investigating whether the environmental Kuznets curve hypothesis holds for sectoral CO₂ emissions: evidence from developed and developing countries. **Environment, Development and Sustainability**, p. 1-28, 2021.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the IPCC. Cambridge University Press, 2021.

INTERNATIONAL ENERGY AGENCY (IEA). Energy Statistics Data Browser. Disponível em: <https://www.iea.org/data-and-statistics/data-tools/energy-statistics-data-browser?country=WORLD&fuel=Energy%20supply&indicator=TESbySource>. Acesso em: 05 de jun. de 2024.

JEBLI, M. B.; YOUSSEF, S. B. The environmental Kuznets curve, economic growth, renewable and non-renewable energy, and trade in Tunisia. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 47, p. 173-185, 2015.

JEBLI, M. B.; YOUSSEF, S. B.; OZTURK, I. The role of renewable energy consumption and trade: Environmental kuznets curve analysis for sub-saharan Africa countries. **African Development Review**, v. 27, n. 3, p. 288-300, 2015.

JEBLI, M. B.; YOUSSEF, S. B.; OZTURK, I. Testing environmental Kuznets curve hypothesis: The role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD Countries. **Ecological Indicators**, v. 60, p. 824-831, 2016.

JENA, P. K.; MUJTABA, A.; JOSHI, D. P. P.; SATROVIC, E.; ADELEYE, B. N. Exploring the nature of EKC hypothesis in Asia's top emitters: Role of human capital, renewable and non-renewable energy consumption. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 29, n. 59, p. 88557-88576, 2022.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JUN, W.; MUGHAL, N.; KAUR, P.; XING, Z.; JAIN, V.; CONG, P. T. Achieving green environment targets in the world's top 10 emitter countries: The role of green innovations and renewable electricity production. **Economic Research-Ekonomska Istraživanja**, v. 35, n. 1, p. 5310-5335, 2022.

KAHIA, M.; JEBLI, M. B.; BELLOUMI, M. Analysis of the impact of renewable energy consumption and economic growth on carbon dioxide emissions in 12 MENA countries. **Clean Technologies and Environmental Policy**, v. 21, n. 4, p. 871-885, 2019.

KAMOUN, M.; ABDELKAFI, I.; GHORBEL, A. The impact of renewable energy on sustainable growth: Evidence from a panel of OECD countries. **Journal of the Knowledge Economy**, v. 10, n. 1, p. 221-237, 2020.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of econometrics**, v. 90, n. 1, p. 1-44, 1999.

KAO, C.; CHIANG, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: BALTAGI, B. H. (Ed.). **Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels**. v. 15, p. 179-222, 2000.

KAO, C.; CHIANG, Min-Hsien. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: **Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels**. Emerald Group Publishing Limited, 2001. p. 179-222.

KHAN, Z.; MURSHED, M.; DONG, K.; YANG, S. The roles of export diversification and composite country risks in carbon emissions abatement: Evidence from the signatories of the Regional Comprehensive Economic Partnership agreement. **Applied Economics**, v. 53, n. 41, p. 4769-4787, 2021.

KHOBAI, H. Electricity consumption and economic growth: A panel data approach for Brazil, Russia, India, China and South Africa countries. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 8, n. 3, p. 283-289, 2018.

KILIAN, L.; LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive analysis. Cambridge University Press, 2017.

KOC, S.; BULUS, G. C. Testing validity of the EKC hypothesis in South Korea: Role of renewable energy and trade openness. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 27, n. 23, p. 29043-29054, 2020.

KOMEN, R.; GERKING, S.; FOLMER, H. Income and environmental R&D: empirical evidence from OECD countries. **Environment and Development Economics**, v. 2, p. 505-515, 1997.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v. 45, p. 1-28, 1955.

KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LAU, L. S.; CHOONG, C. K.; NG, C. F.; LIEW, F. M.; CHING, S. L. Is nuclear energy clean? Revisit of environmental Kuznets curve hypothesis in OECD countries. **Economic Modelling**, v. 77, p. 12-20, 2019.

LAZĂR, D. *et al.* Pollution and economic growth: Evidence from Central and Eastern European countries. **Energy Economics**, v. 81, p. 1121-1131, 2019.

LI, Q; RACINE, J. S. Nonparametric econometrics: theory and practice. **Princeton University Press**, 2023.

LIEB, C. M. The environmental Kuznets curve and satiation: a simple static model. **Environment and development economics**, v. 7, n. 3, p. 429-448, 2002.

LIND, J. T.; MEHLUM, H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 72, n. 1, p. 109-118, 2010.

LOADER, C. R. Bandwidth selection: classical or plug-in? **The Annals of Statistics**, v. 27, n. 2, p. 415-438, 1999.

LOPEZ, R. The environment as a factor of production: The effects of economic growth and trade liberalization 1. In: **International trade and the environment**. Routledge, p. 239-260, 2017.

LU, W-C. Renewable energy, carbon emissions, and economic growth in 24 Asian countries: evidence from panel cointegration analysis. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 24, n. 33, p. 26006-26015, 2017.

LUZZATI, T. *et al.* A multiscale reassessment of the Environmental Kuznets Curve for energy and CO2 emissions. **Energy Policy**, v. 122, p. 612-621, 2018.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 631-652, 1999.

MAHMOOD, H. *et al.* The environmental Kuznets curve and renewable energy consumption: a review. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 13, n. 3, p. 279-291, 2023.

MAHMOUD, H.F. F. Parametric versus semi and nonparametric regression models. *arXiv*, 2019. Disponível em: <https://arxiv.org/abs/1906.10221>. Acesso em: 05 de jun. de 2024.

MAZZANTI, M.; MONTINI, A.; ZOBOLI, R. Environmental Kuznets curves for GHGs and air pollutants in Italy. Evidence from sector environmental accounts and provincial data. **Economia politica**, v. 24, n. 3, p. 369-406, 2007.

MEADOWS, D. H. *et al.* **The limits to growth**. New York: Universe Books, 1972.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-Output Analysis: Foundations and Extensions**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.

MILLIMET, D. L. *et al.* The environmental Kuznets curve: real progress or misspecified models? **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1038-1047, 2003.

MIYAMA, E.; MANAGI, S. Global environmental emissions estimate: application of multiple imputation. **Environmental Economics and Policy Studies**, v. 16, p. 115-135, 2014.

MOUTINHO, V.; VARUM, C.; MADALENO, M. How economic growth affects emissions? An investigation of the environmental Kuznets curve in Portuguese and Spanish economic activity sectors. **Energy Policy**, v. 106, p. 326-344, 2017.

MOUTINHO, V.; MADALENO, M.; ELHEDDAD, M. Determinants of the Environmental Kuznets Curve considering economic activity sector diversification in the OPEC countries. **Journal of cleaner production**, v. 271, p. 122642, 2020.

MUCHRAN, M. *et al.* Influence of the renewable and non-renewable energy consumptions and real-income on environmental degradation in Indonesia. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 11, n. 1, p. 599-606, 2021.

MULLIGAN, Casey B.; SALA-I-MARTIN, Xavier. Transitional dynamics in two-sector models of endogenous growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 3, p. 739-773, 1993.

MUNIR, Q.; LEAN, H.; SMYTH, R. CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: A cross-sectional dependence approach. **Energy Economics**, v. 85, p. 104571, 2020.

MURSHED, M. *et al.* Pathways to Argentina's 2050 carbon-neutrality agenda: The roles of renewable energy transition and trade globalization. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 29, n. 20, p. 29949-29966, 2022.

MURSHED, M. *et al.* The environmental Kuznets curve hypothesis for Bangladesh: the importance of natural gas, liquefied petroleum gas, and hydropower consumption. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 28, n. 14, p. 17208-17227, 2021.

NADARAYA, E. A. On estimating regression. **Theory of Probability & Its Applications**, v. 9, n. 1, p. 141-142, 1964.

NAIN, M. Z.; AHMAD, W.; KAMAIAH, B. Economic growth, energy consumption and CO₂ emissions in India: a disaggregated causal analysis. **International Journal of Sustainable Energy**, v. 36, n. 8, p. 807-824, 2017.

NATHANIEL, S. P.; ADELEYE, N.; ADEDOYIN, F. F. Natural resource abundance, renewable energy, and ecological footprint linkage in MENA countries. **Studies of Applied Economics**, v. 39, n. 2, p. 1-16, 2021.

NAVEED, A. *et al.* What have we learned from Environmental Kuznets Curve hypothesis? A citation-based systematic literature review and content analysis. **Energy Strategy Reviews**, v. 44, p. 100946, 2022.

NEWTON, H. Joseph. **Timeslab: a time series analysis laboratory**. Wadsworth Publ. Co., 1988.

NG, C. F.; CHOONG, C. K.; CHING, S. L.; LAU, L. S. The impact of electricity production from renewable and non-renewable sources on CO₂ emissions: Evidence from OECD countries. **International Journal of Business Society**, v. 20, n. 1, p. 365-382, 2019.

NGUYEN, T. *et al.* The role of renewable energy consumption and FDI in testing the existing of environmental Kuznets curve in Vietnam. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 11, n. 1, p. 293-301, 2021.

Nações Unidas. *International Recommendations for Energy Statistics (IRES)*. New York: United Nations, 2018.

OMRI, A. CO₂ emissions, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Evidence from simultaneous equations models. **Energy economics**, v. 40, p. 657-664, 2013.

PANAYOTOU, T. **Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development**: Working Paper. Geneva: Technology and Employment Programme, 1993.

PAO, H-T; TSAI, C-M. CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries. **Energy policy**, v. 38, n. 12, p. 7850-7860, 2010.

PAO, H. T.; FU, H. C. Renewable energy, non-renewable energy and economic growth in Brazil. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 25, p. 381-392, 2013.

PAO, H. T.; TSAI, C. M. Modeling and forecasting the CO₂ emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil. **Energy**, v. 36, n. 5, p. 2450-2458, 2011.

PARZEN, E. On estimation of a probability density function and mode. **The annals of mathematical statistics**, v. 33, n. 3, p. 1065-1076, 1962.

PASTEN, R.; FIGUEROA, E. The environmental Kuznets curve: a survey of the theoretical literature. **International Review of Environmental and Resource Economics**, v. 6, n. 3, p. 195-224, 2012.

PATA, U. K. Renewable and non-renewable energy consumption, economic complexity, CO₂ emissions, and ecological footprint in the USA: Testing the EKC hypothesis with a structural break. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 28, n. 1, p. 846-861, 2021.

PATA, U. K.; SAMOUR, A. Do renewable and nuclear energy enhance environmental quality in France? A new EKC approach with the load capacity factor. **Progress in Nuclear Energy**, v. 149, p. 104249, 2022.

PAWEENAWAT, S. W.; PLYNGAM, S. Does the causal relationship between renewable energy consumption, CO₂ emissions, and economic growth exist in Thailand? An ARDL approach. **Economics Bulletin**, v. 37, n. 2, p. 697-711, 2017.

PAYNE, J. E. A survey of the electricity consumption-growth literature. **Applied Energy**, v. 87, p. 723-731, 2010.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 653-670, 1999.

PEDRONI, P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. **Advances in Econometrics**, v. 15, p. 93-130, 2000.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. **Econometric Theory**, v. 20, n. 3, p. 597–625, 2004.

PEDRONI, P. Purchasing power parity tests in cointegrated panels. **Review of Economics and statistics**, v. 83, n. 4, p. 727-731, 2001.

PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifaceted error structure. **Econometrica**, v. 74, n. 4, p. 967-1012, 2006.

PESARAN, M.H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of applied econometrics**. v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007.

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

PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika** v.75, p. 335–346, 1988.

PHILLIPS, P. C.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. **Review of Economic Studies**, v. 57, n. 1, p. 99–125, 1990.

PINTO JUNIOR, H. Q. *et al.* **Economia da Energia: Fundamentos Econômicos, Políticas Públicas e Regulação**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

PURCEL. New insights into the environmental Kuznets curve hypothesis in developing and transition economies: a literature survey. **Environmental Economics and Policy Studies**, v. 22, n. 4, p. 585-631, 2020.

QU, F.; XU, L.; ZHENG, B. Directed technical change and pollution emission: evidence from fossil and renewable energy technologies in China. **Frontiers in Energy Research**, v. 10, p. 794104, 2022.

RIDZUAN, N. H. A. M. *et al.* Effects of agriculture, renewable energy, and economic growth on carbon dioxide emissions: Evidence of the environmental Kuznets curve. **Resources, Conservation and Recycling**, v. 160, p. 104879, 2020.

ROBALINO-LÓPEZ, A. *et al.* Studying the relationship between economic growth, CO2 emissions, and the environmental Kuznets curve in Venezuela (1980–2025). **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 41, p. 602-614, 2015.

ROSEN, M. A. Energy sources: renewable versus non-renewable. In: **Managing air quality and energy systems**. Boca Raton: CRC Press, 2020. p. 123–134.

SAIKKONEN, P. Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. **Econometric Theory**, v. 8, n. 1, p. 1–27, 1992.

SALARI, M. *et al.* The nexus between CO2 Emissions, energy consumption, and economic growth in the US. **Economic Analysis and Policy**, v. 69, p. 182-194, 2021.

SALIM, R.; RAFIQ, S.; SHAFIEI, S.; YAO, Y. Does urbanization increase pollutant emission and energy intensity? Evidence from some Asian developing economies. **Applied Economics**, v. 51, n. 36, p. 4008-4024, 2019.

SAQIB, N. *et al.* Integration of renewable energy and technological innovation in realizing environmental sustainability: the role of human capital in EKC framework. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 30, n. 6, p. 16372-16385, 2023.

SAQIB, N.; USMAN, M.; RADULESCU, M.; SINISI, C. I.; SECARA, C. G.; TOLEA, C. Revisiting EKC hypothesis in context of renewable energy, human development and moderating role of technological innovations in E-7 countries. **Frontiers in Environmental Science**, v. 10, p. 1077658, 2022.

SARKODIE, S. A. *et al.* Mitigating degradation and emissions in China: The role of environmental sustainability, human capital and renewable energy. **Science of the Total Environment**, v. 719, p. 137530, 2020.

SARWAT, S.; GODIL, D. I.; ALI, L.; AHMAD, B.; DINCA, G.; KHAN, S. A. R. The role of natural resources, renewable energy, and globalization in testing EKC theory in BRICS countries: Method of moments quantile. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 29, n. 16, p. 23677-23689, 2022.

SAUDI, M. H. M. *et al.* The role of renewable, non-renewable energy consumption and technology innovation in testing environmental Kuznets curve in Malaysia. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 9, n. 1, p. 299-307, 2019.

SEBRI, M; BEN-SALHA, O. On the causal dynamics between economic growth, renewable energy consumption, CO2 emissions and trade openness: Fresh evidence from BRICS countries. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 39, p. 14-23, 2014.

SEEG. Análise das emissões de gases de efeito estufa e suas implicações para as metas climáticas do Brasil. São Paulo: Observatório do Clima, 2024. Disponível em: <https://seeg.eco.br/>. Acesso em: 12 fev. 2025.

SEN, S. *et al.* Identification and Estimation of the Environmental Kuznets Curve: Pairwise Differencing to Deal with Nonlinearity and Nonstationarity. **CESifo Working Paper Series**, n. 5837, 6 abr. 2016.

SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. Economic growth and environmental quality: a time series and cross-country evidence. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 4, p. 1–24, 1992.

SHAHBAZ, M. *et al.* Dynamics of electricity consumption, oil price and economic growth: Global perspective. **Energy Policy**, v. 108, p. 256-270, 2017.

SHAHBAZ, M. *et al.* A nonparametric analysis of energy environmental Kuznets Curve in Chinese Provinces. **Energy Economics**, v. 89, p. 104814, 2020.

SHAHBAZ, M. *et al.* Bounds testing approach to analyzing the environment Kuznets curve hypothesis with structural breaks: The role of biomass energy consumption in the United States. **Energy Economics**, v. 68, p. 548-565, 2017.

SHAHBAZ, M.; MUTASCU, M.; AZIM, P. Environmental Kuznets curve in Romania and the role of energy consumption. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 18, p. 165-173, 2013.

SHAHBAZ, M; SINHA, A. Environmental Kuznets curve for CO₂ emissions: a literature survey. *Journal of Economic Studies*, v. 46, n. 1, p. 106-168, 2019.

SHARIF, A. *et al.* Revisiting the role of renewable and non-renewable energy consumption on Turkey's ecological footprint: Evidence from Quantile ARDL approach. **Sustainable Cities and Society**, v. 57, p. 102138, 2020.

SHARMA, S. S. Determinants of carbon dioxide emissions: Empirical evidence from 69 countries. **Applied Energy**, v. 88, n. 1, p. 376-382, 2011.

SINAGA, O. *et al.* The impact of hydropower energy on the environmental Kuznets curve in Malaysia. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 9, n. 1, p. 308-315, 2019.

SOLARIN, S. A. *et al.* Validating the environmental Kuznets curve hypothesis in India and China: The role of hydroelectricity consumption. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 80, p. 1578-1587, 2017.

SOLAYMANI, S.; BOTERO, J. Reducing Carbon Emissions from Transport Sector: Experience and Policy Design Considerations. **Sustainability**, v. 17, n. 9, p. 3762, 2025.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SOYTAS, U.; SARI, R.; EWING, B. T. Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. **Ecological Economics**, v. 62, n. 3-4, p. 482-489, 2007.

STADNICZEŃKO, D. Development and challenges for the functioning of the renewable energy prosumer in Poland: A legal perspective. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 10, n. 5, p. 623-630, 2020.

STERN, D. I.; COMMON, M. S. Is there an environmental Kuznets curve for sulfur? **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 41, n. 2, p. 162-178, 2001.

STERN, D. I. The rise and fall of the environmental Kuznets curve. **World development**, v. 32, n. 8, p. 1419-1439, 2004.

STERN, D. I. The environmental Kuznets curve after 25 years. **Journal of Bioeconomics**, v. 19, p. 7-28, 2017.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, v. 61, p. 783–820, 1993.

SUN, H. *et al.* Non-linear nexus between CO2 emissions and economic growth: A comparison of OECD and B&R countries. **Energy**, v. 212, p. 118637, 2020.

TAHVONEN, O.; KUULUVAINEN, J. Economic growth, pollution, and renewable resources. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 24, n. 2, p. 101-118, 1993.

TAPIA, R. A.; THOMPSON, J. R. Nonparametric probability density estimation. Baltimore: **Johns Hopkins University Press**, 1978.

TASKIN, F.; ZAIM, O. Searching for a Kuznets curve in environmental efficiency using kernel estimation. **Economics letters**, v. 68, n. 2, p. 217-223, 2000.

TIAN, X. L.; BÉLAÏD, F.; AHMAD, N. Exploring the nexus between tourism development and environmental quality: Role of renewable energy consumption and income. **Structural Change and Economic Dynamics**, v. 56, p. 53-63, 2021.

TIBA, S.; OMRI, A. Literature survey on the relationships between energy, environment and economic growth. **Renewable and sustainable energy reviews**, v. 69, p. 1129-1146, 2017.

TIWARI, A. K.; EAPEN, L. Mary.; NAIR, S. R. Electricity consumption and economic growth at the state and sectoral level in India: Evidence using heterogeneous panel data methods. **Energy Economics**, v. 94, p. 105-064, 2021.

TRACEY, S; ANNE, B. **OECD insights - sustainable development: linking economy, society, environment**. OECD Publishing, 2008.

TSURUMI, T.; MANAGI, S. Decomposition of the environmental Kuznets curve: scale, technique, and composition effects. **Environmental Economics and Policy Studies**, v. 11, p. 19-36, 2010.

VURAL, G. How do output, trade, renewable energy and nonrenewable energy impact carbon emissions in selected Sub-Saharan African Countries? **Resources Policy**, v. 69, p. 101840, 2020.

WACKERNAGEL, M.; REES, W. **Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth**. Gabriola Island, BC: New Society Publishers, 1998.

WANG, Li. A nonparametric analysis on the environmental Kuznets curve. **Environmetrics**, v. 22, n. 3, p. 420-430, 2011.

WANG, Y. *et al.* A disaggregated analysis of the environmental Kuznets curve for industrial CO2 emissions in China. **Applied Energy**, v. 190, p. 172-180, 2017.

WANG, Y. **Smoothing splines: methods and applications**. CRC press, 2011.

WATSON, G. S. Smooth regression analysis. **Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series A**, p. 359-372, 1964.

WEI, Y.; ZHAO, T.; ZHANG, X.; TIAN, Q.; ZHANG, F. Exploring the role of energy transition in shaping the CO2 emissions pattern in China's power sector. **Scientific Reports**, v. 15, n. 1, p. 18794, 2025.

WORLD RESOURCES INSTITUTE (WRI). 4 Charts Explain Greenhouse Gas Emissions by countries and Sectors. Disponível em: < <https://www.wri.org/insights/4-charts-explain-greenhouse-gas-emissions-countries-and-sectors> >. Acesso em: 05 de mai. de 2026.

XEPAPADEAS, A. Economic growth and the environment. **Handbook of environmental economics**, v. 3, p. 1219-1271, 2005.

XUE, B. *et al.* Understanding the causality between carbon dioxide emission, fossil energy consumption and economic growth in developed countries: An empirical study. **Sustainability**, v. 6, n. 2, p. 1037-1045, 2014.

YANG, Z.; ZHAO, Y. Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in India: Evidence from directed acyclic graphs. **Economic Modelling**, v. 38, p. 533-540, 2014.

YAO, S.; ZHANG, S.; ZHANG, X. Renewable energy, carbon emission and economic growth: A revised environmental Kuznets Curve perspective. **Journal of Cleaner Production**, v. 235, p. 1338-1352, 2019.

ZAGHDOUDI, T. Oil prices, renewable energy, CO2 emissions and economic growth in OECD countries. **Economics Bulletin**, v. 37, n. 3, p. 1844-1850, 2017.

ZHANG, Chen *et al.* An integrated specification for the nexus of water pollution and economic growth in China: Panel cointegration, long-run causality and environmental Kuznets curve. **Science of the Total Environment**, v. 609, p. 319-328, 2017.

ZUHAL, M.; GÖCEN, S. The relationship between CO2 emissions, renewable energy and economic growth in the US: evidence from symmetric and asymmetric spectral granger causality analysis. **Environment, Development and Sustainability**, p. 1-22, 2024.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Revisão da literatura empírica usada na estimação da CAK

Tabela 1A – Avaliação da CAK a partir de dados de séries de tempo

Autores	Período	Amostra Geográfica	Medida de Degradação	Método	Hipótese da CAK Confirmada
Jebli e Youssef (2015)	1980–2009	Tunísia	CO ₂	ARDL e VECM	Não
Benavides <i>et al.</i> (2017)	1970–2012	Áustria	CH ₄	ARDL	Sim
Paweenawat e Plyngam (2017)	1986–2012	Tailândia	CO ₂	ARDL	Sim
Shahbaz <i>et al.</i> (2017)	1960–2016	EUA	CO ₂	ARDL	Sim
Dogan e Ozturk (2017)	1980–2014	EUA	CO ₂	ARDL	Não
Solarin <i>et al.</i> (2017)	1965–2013	China e Índia	CO ₂	ARDL	Sim
Danish <i>et al.</i> (2017)	1970–2012	Paquistão	CO ₂	ARDL, FMOLS, DOLS e VECM	Sim
Bekhet e Othman (2018)	1971–2015	Malásia	CO ₂	ARDL	Não
Gill <i>et al.</i> (2018)	1970–2011	Malásia	CO ₂	ARDL	Não
Dong <i>et al.</i> (2018)	1993–2016	China	CO ₂	ARDL, FMOLS e DOLS	Sim
Sinaga <i>et al.</i> (2019)	1978–2016	Malásia	CO ₂	ARDL	Sim
Bekhet e Othman (2018)	1971–2015	Malásia	CO ₂	VECM	Sim
Saudi <i>et al.</i> (2019)	1980–2017	Malásia	CO ₂	ARDL	Sim
Stadniczeńko (2020)	1980–2018	Polônia	CO ₂	ARDL	Sim
Koc e Bulus (2020)	1971–2017	Coreia do Sul	CO ₂	ARDL	Sim
Ridzuan <i>et al.</i> (2020)	1978–2016	Malásia	CO ₂	ARDL	Sim
Sarkodie <i>et al.</i> (2020)	1961–2016	China	CO ₂	ARDL	Sim
Sharif <i>et al.</i> (2020)	1965–2017	Turquia	Pegada Ecológica	ARDL	Sim
Muchran <i>et al.</i> (2021)	1980–2018	Indonésia	CO ₂	ARDL	Sim
Nguyen <i>et al.</i> (2021)	1980–2018	Vietnã	CO ₂	ARDL	Não
Salari <i>et al.</i> (2021)	1997–2016	EUA	CO ₂	System GMM	Sim
Murshed <i>et al.</i> (2021)	1980–2015	Bangladesh	CO ₂	ARDL, FMOLS e DOLS	Sim
Pata (2021)	1980–2016	EUA	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Murshed <i>et al.</i> (2022)	1971–2014	Argentina	CO ₂	ARDL	Sim
Bouyghrissi <i>et al.</i> (2022)	1980–2017	Marrocos	CO ₂	ARDL	Sim

Fonte: Elaboração própria

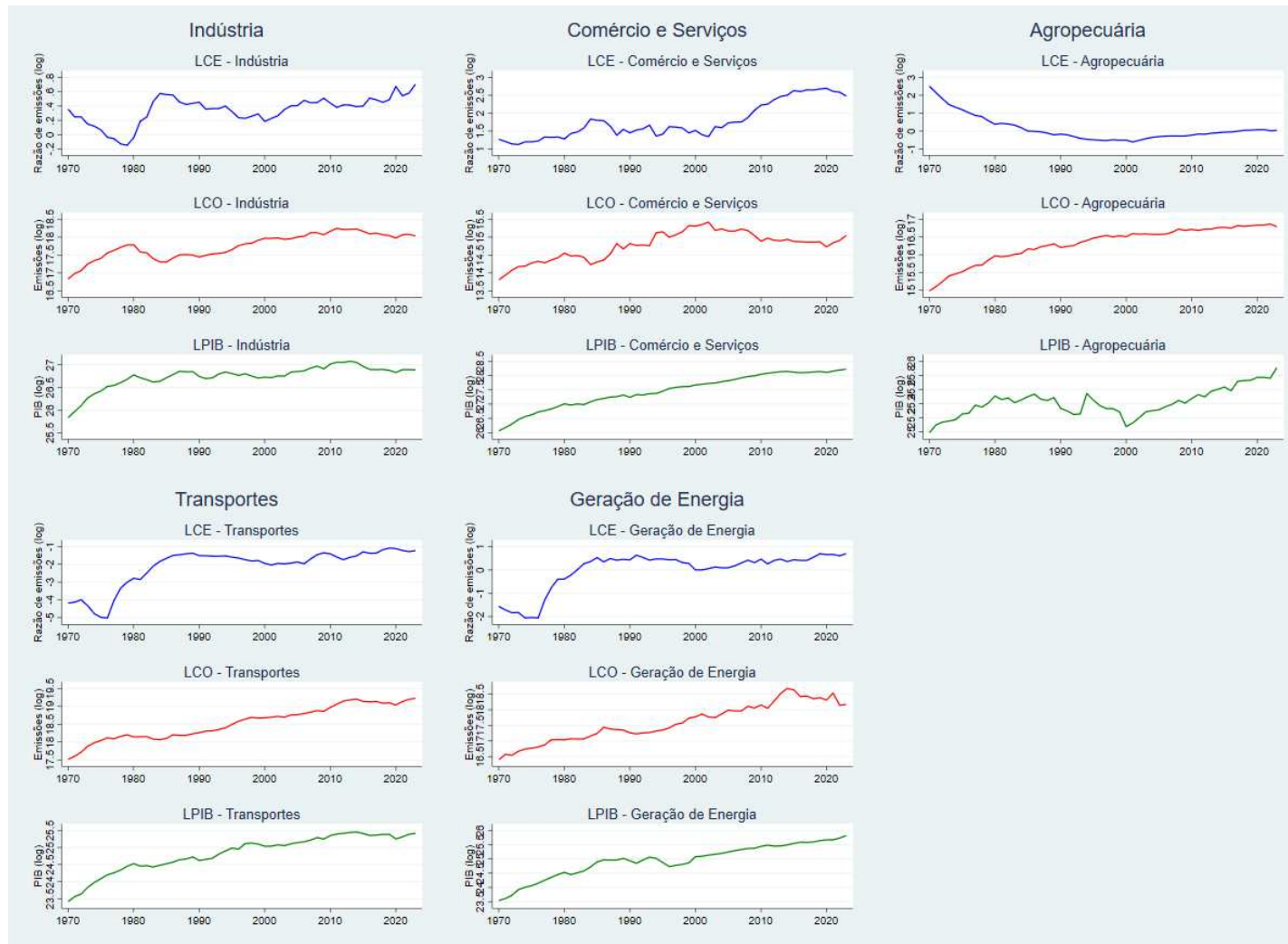
Tabela 2A – Avaliação da CAK a partir de dados em painel

Autores	Período	Amostra Geográfica	Medida de Degradação	Método	Hipótese da CAK Confirmada
Sharma (2011)	1985–2005	69 países	CO ₂	GMM	Sim
Halkos e Psarianos (2016)	1990–2011	43 países	CO ₂	GMM	Não
Dogan e Seker (2016)	1980–2012	UE	CO ₂	DOLS	Sim
Jebli <i>et al.</i> (2016)	1980–2010	OCDE	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Al-Mulali <i>et al.</i> (2016)	1980–2010	7 regiões do globo	CO ₂	DOLS	Sim
Zaghdoudi (2017)	1990–2015	OCDE	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Hasnisah <i>et al.</i> (2019)	1980–2014	Ásia	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Ng <i>et al.</i> (2019)	1990–2013	OCDE	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Balžentis <i>et al.</i> (2019)	1995–2015	UE	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Lau <i>et al.</i> (2019)	1995–2015	OCDE	CO ₂	GMM	Sim
Salim <i>et al.</i> (2019)	1980–2015	Ásia	CO ₂	ARDL	Sim
Florea <i>et al.</i> (2020)	2000–2017	UE	CO ₂	ARDL	Não
Dong <i>et al.</i> (2020)	1995–2015	120 países	CO ₂	GMM	Sim
Elshimy e El-Aasar (2020)	1980–2014	Mundo Árabe	Pegada de Carbono	ARDL	Sim
Vural (2020)	1980–2014	ASS	CO ₂	DOLS	Sim
Kamoun <i>et al.</i> (2020)	1990–2013	OCDE	CO ₂	GMM	Sim
Danish <i>et al.</i> (2020)	1992–2016	BRICS	Pegada Ecológica	FMOLS e DOLS	Sim
Aydogan and Vardar (2020)	1990–2014	E7	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Ahmad <i>et al.</i> (2021)	1990–2014	OCDE	CO ₂	FMOLS	Sim
Nathaniel <i>et al.</i> (2021)	1990–2016	MENA	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Khan <i>et al.</i> (2021)	1987–2017	RCEP	CO ₂	CS-ARDL	Sim
Tian <i>et al.</i> (2021)	1995–2015	G20	CO ₂	FMOLS e DOLS	Sim
Jun <i>et al.</i> (2022)	1995–2019	Top 10 Emissores de Carbono	CO ₂	CS-cointegration	Sim
Jena <i>et al.</i> (2022)	1980–2016	China, Índia e Japão	CO ₂ e Pegada Ecológica	PMG (<i>Pooled Mean Group</i>)	Sim
Saqib <i>et al.</i> (2022)	1995–2019	E7	CO ₂	CS-ARDL e AMG	Sim

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE B - Evolução das variáveis sob análise ao longo do tempo

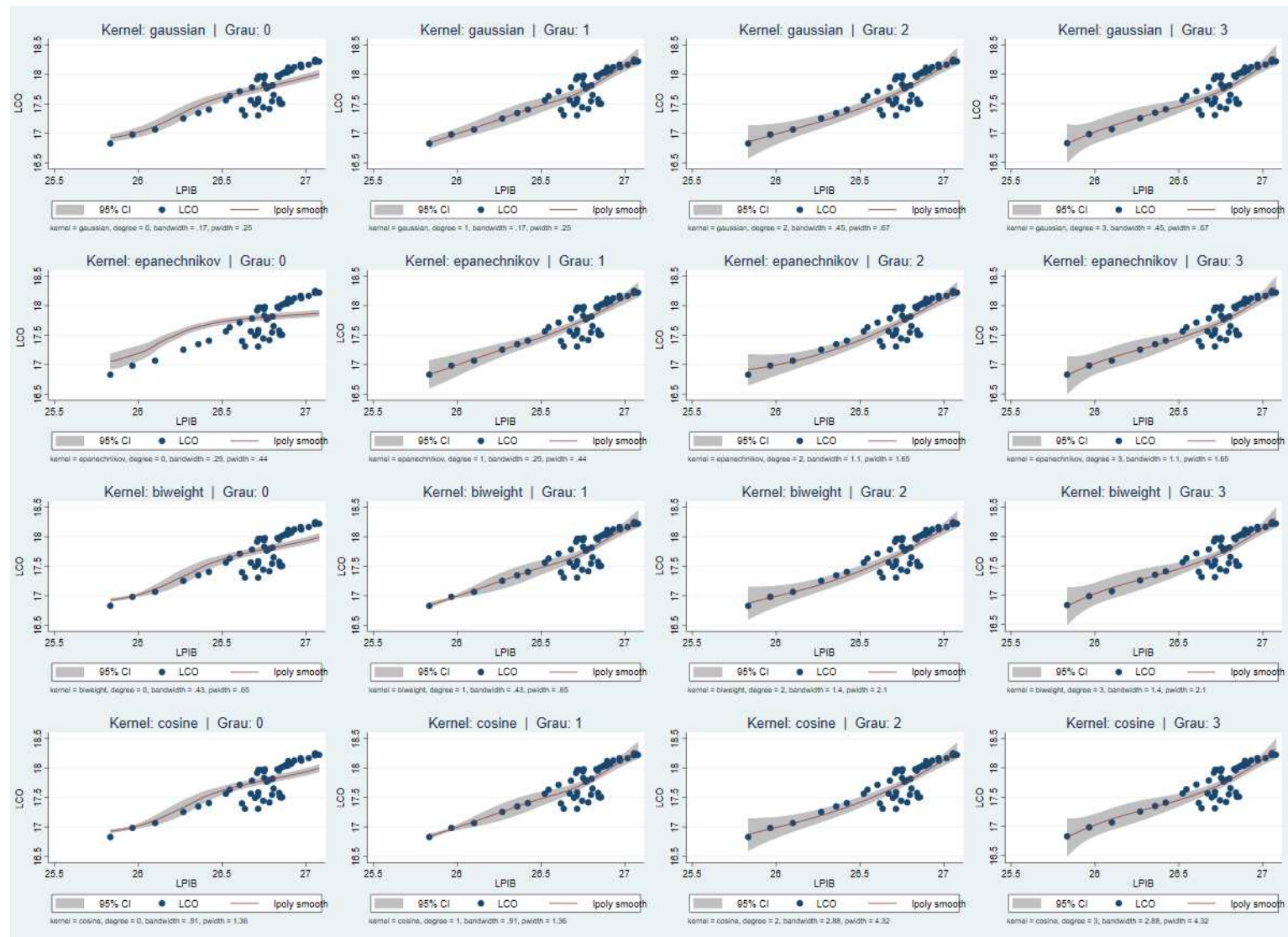
Figura 1B – Evolução temporal da razão de consumo energético (LCE), emissões (LCO) e PIB (LPIB) por setor (1990–2022)



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

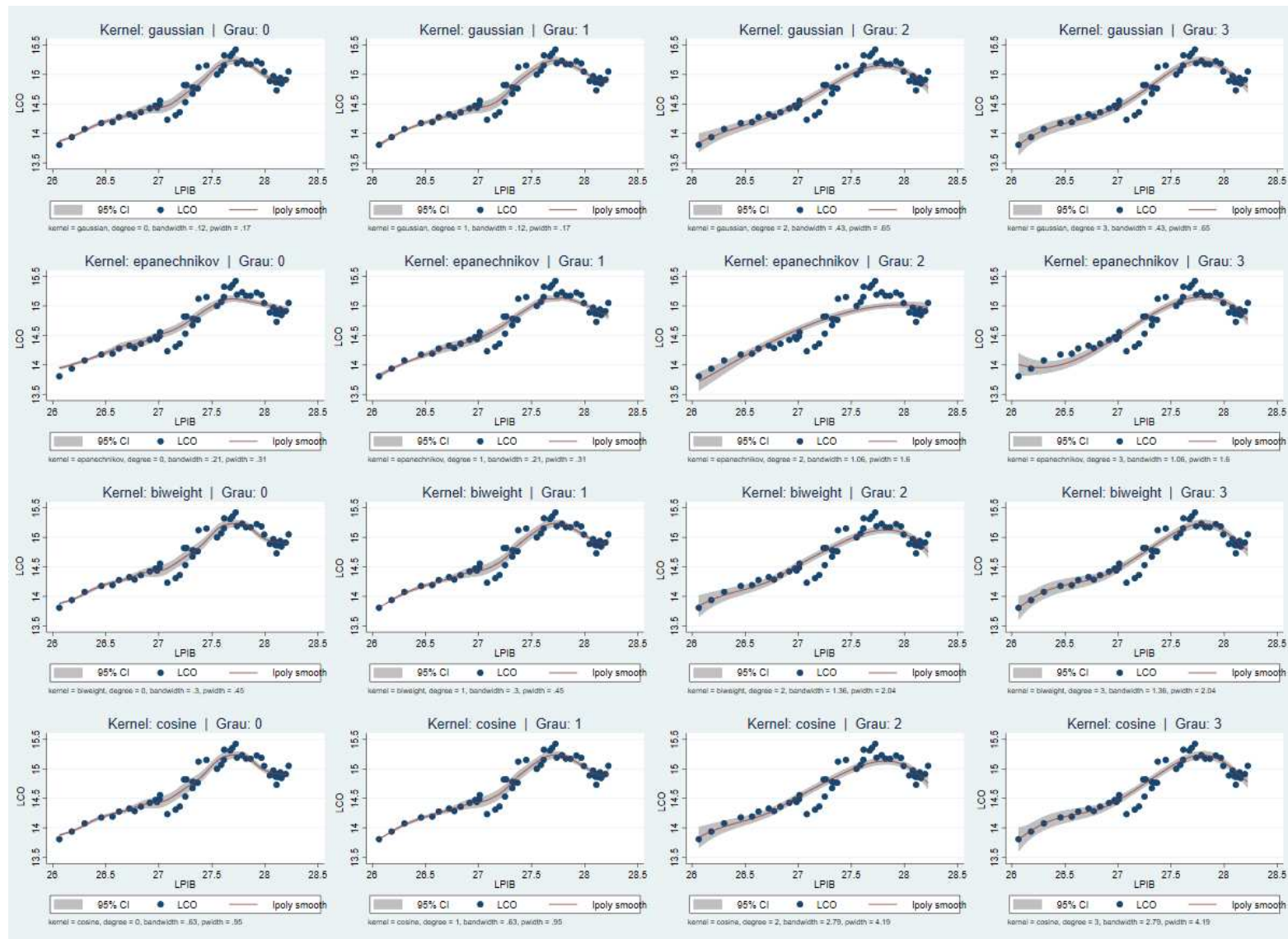
APÊNDICE C - Especificações adicionais das regressões Kernel

Figura 1C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor Industrial



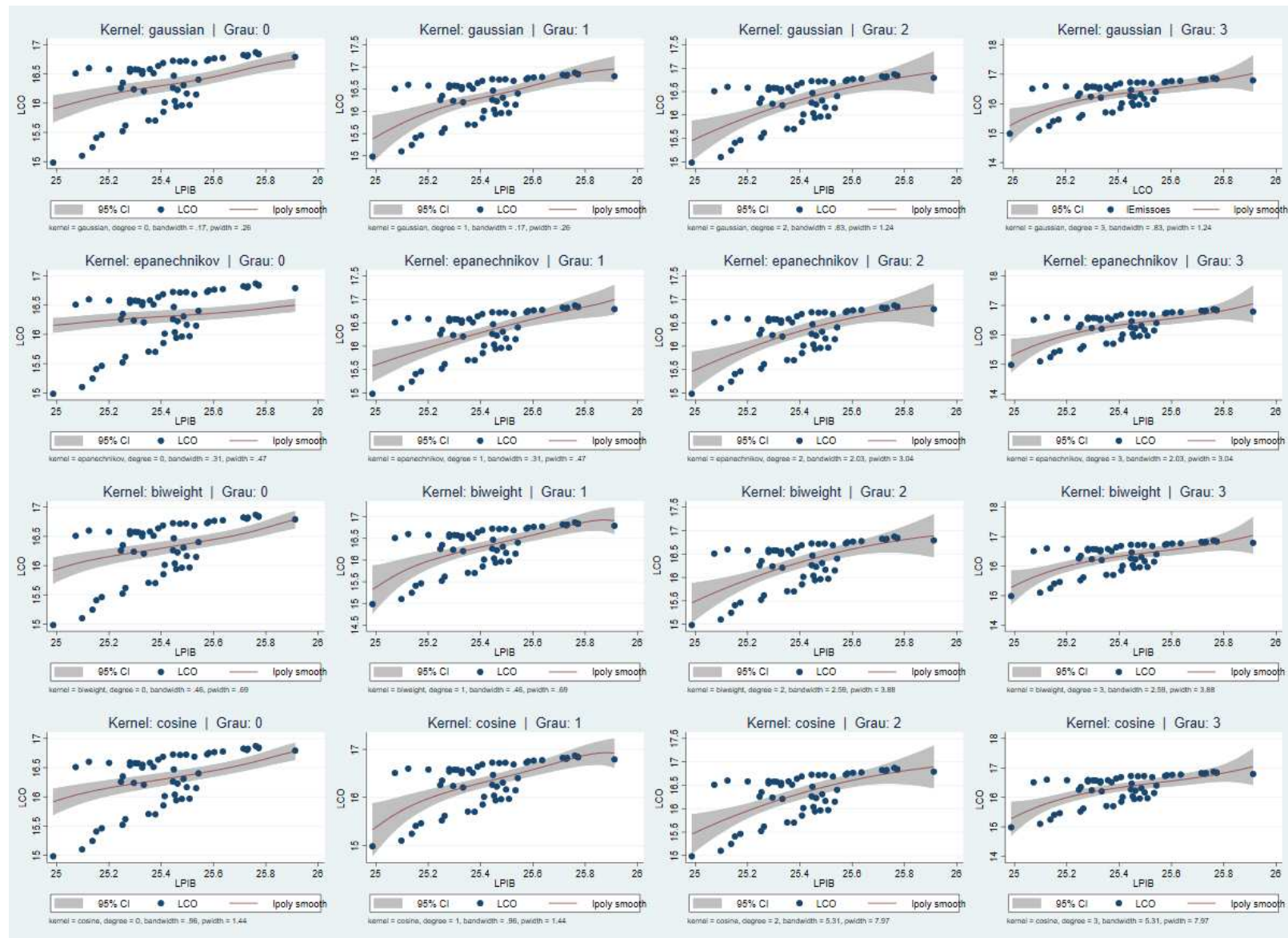
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 2C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor de Comércio e Serviços



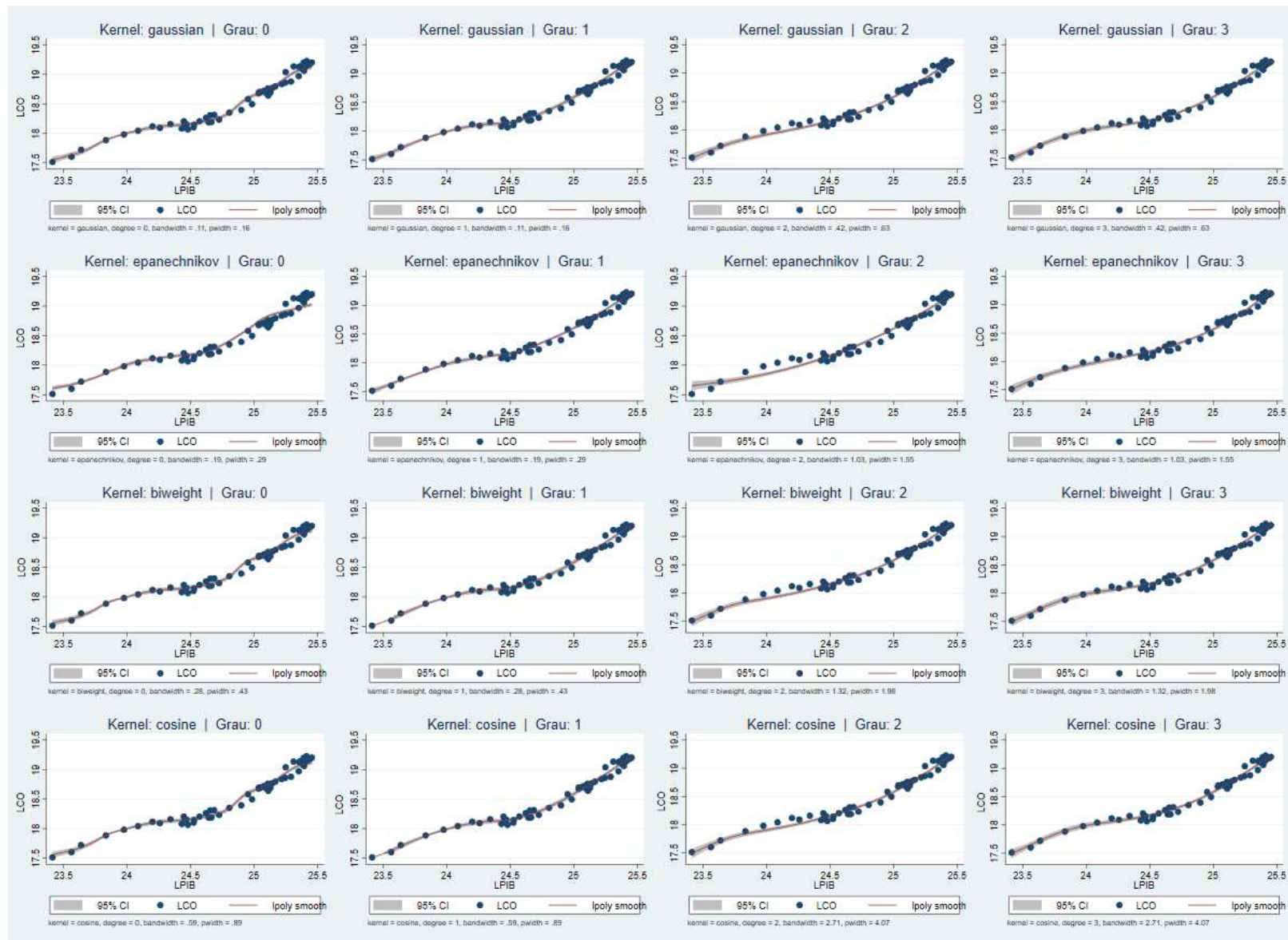
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 3C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor Agropecuário



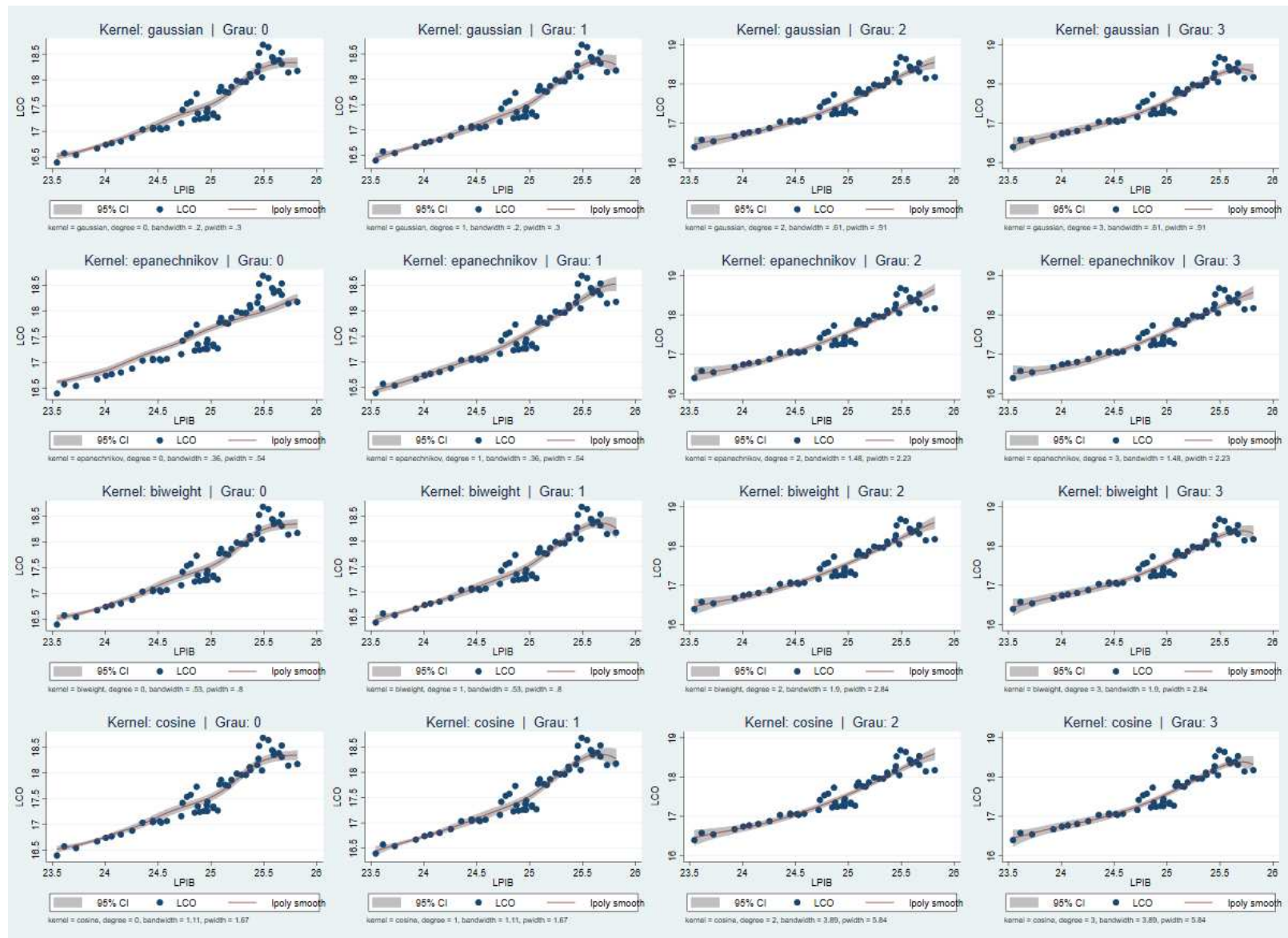
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 4C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor de Transportes



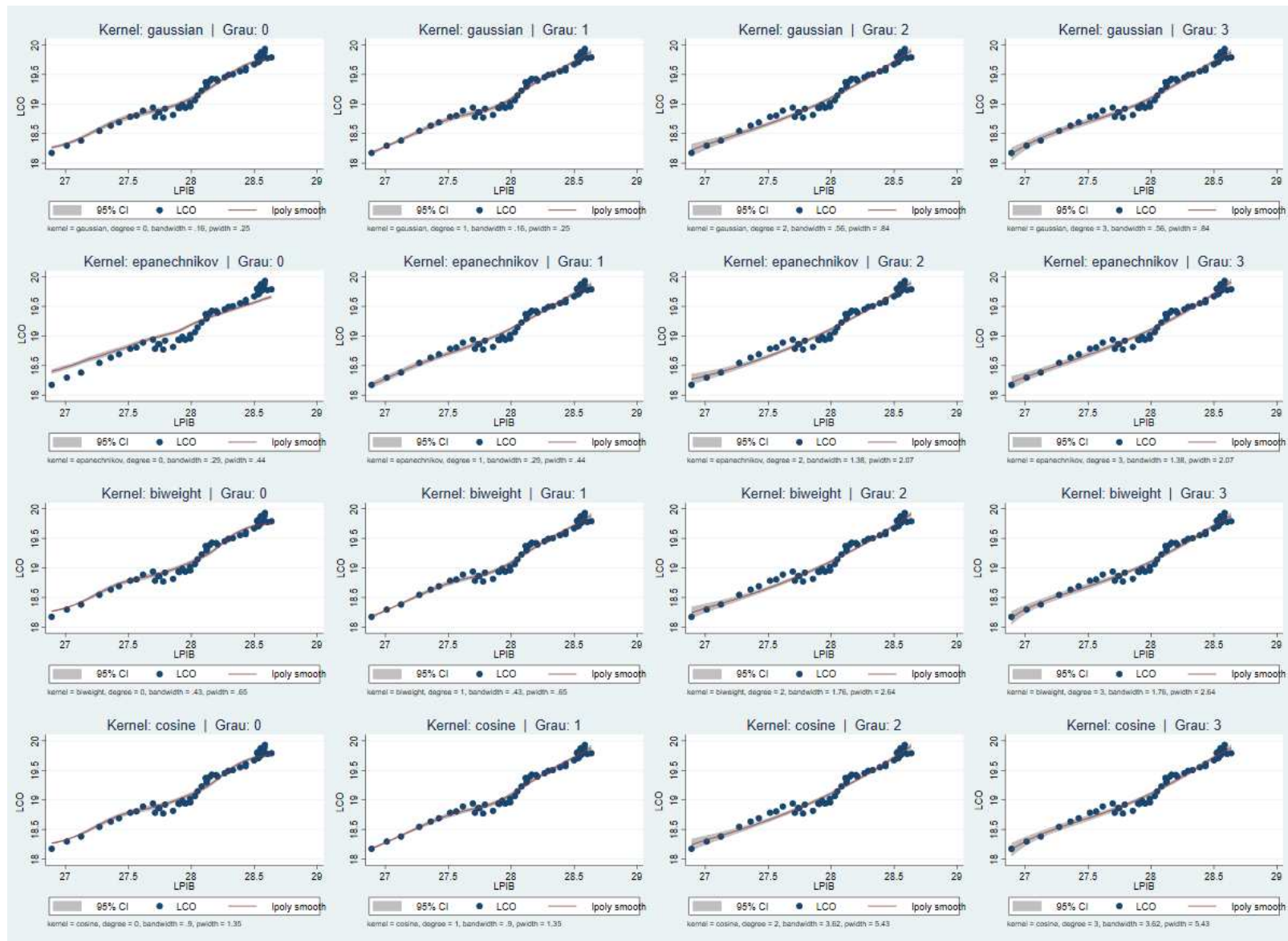
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 5C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Setor de Geração de Energia



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Figura 6C – Regressões kernel por função e grau polinomial – Agregado Setorial



Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

APÊNDICE D – Resultados dos testes de raiz unitária e cointegração no contexto de séries de tempo

Tabela 1D – Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Indústria			
Variáveis	DF-GLS	P-P	KPSS
LCOIN	-1,8110	-2,7042	0,8798***
LPIBIN	-1,2858	-4,1851***	0,7517***
LPIBIN ²	-1,2859	-4,0950**	0,7536***
LPIBIN ³	-1,2864	-4,0081**	0,7555***
LCEIN	-1,8434	-2,6841	0,4989**
ΔLCOIN	-3,3351***	-4,6710***	0,2291
ΔLPIBIN	-3,1055***	-4,5014***	0,4702**
ΔLPIBIN ²	-3,1809***	-4,5342***	0,4657**
ΔLPIBIN ³	-3,2567***	-4,5670***	0,4903**
ΔLCEIN	-1,944*	-5,7541***	0,1079
Comércio e Serviços			
Variáveis	DF-GLS	P-P	KPSS
LCOCS	-1,4307	-1,9759	0,2228***
LPIBCS	-0,9854	-3,8210**	0,2014**
LPIBCS ²	-1,0001	-3,645**	0,1977**
LPIBCS ³	-1,0120	-3,4710*	0,1934**
LCECS	-1,7290	-1,9736	0,1706**
ΔLCOCS	-5,8922***	-7,2536***	0,3004
ΔLPIBCS	-1,8860*	-5,8422***	0,6211**
ΔLPIBCS ²	-1,9787**	-5,9684***	0,6040**
ΔLPIBCS ³	-2,0762**	-6,0932***	0,5849**
ΔLCECS	-6,2284***	-7,2194***	0,1131
Agropecuária			
Variáveis	DF-GLS	P-P	KPSS
LCOAG	-0,8330	-5,1176***	0,2434***
LPIBAG	-1,6573	-1,7372	0,1499**
LPIBAG ²	-1,6480	-1,7098	0,1506**
LPIBAG ³	-1,6385	-1,6821	0,1513**
LCEAG	-0,5888	-6,4511***	0,5817**
ΔLCOAG	-2,4387**	-6,1662***	0,1492**
ΔLPIBAG	-5,2961***	-7,4663***	0,1618
ΔLPIBAG ²	-5,3274***	-7,4710***	0,1635
ΔLPIBAG ³	-5,358***	-7,4658***	0,1654
ΔLCEAG	-3,7608***	-3,6691***	0,822***
Transportes			
Variáveis	DF-GLS	P-P	KPSS
LCOTP	0,6259	-3,1594	0,0580
LPIBTP	-1,0989	-3,3480*	0,2016**
LPIBTP ²	-1,1142	-3,2033*	0,1999**
LPIBTP ³	-1,1326	-3,0693	0,1979**
LCETP	-3,061*	-1,4879	0,1738**
ΔLCOTP	-4,1780***	-4,88663***	0,1577
ΔLPIBTP	-2,2352**	-5,6351***	0,5168**

ΔLPIBTP^2	-2,3655**	-5,7261***	0,5023**
ΔLPIBTP^3	-2,5001**	-5,8165***	0,5339**
ΔLCETP	-4,0413***	-3,7394***	0,1751

Geração de Energia

Variáveis	DF-GLS	P-P	KPSS
LCOGE	-2,1830	-2,2243	0,0686
LPIBGE	-1,9879	-2,8906	0,1469**
LPIBGE ²	-2,0351	-2,8307	0,1426*
LPIBGE ³	-2,0840	-2,7750	0,1381*
LCEGE	-1,0964	-1,5238	0,1763**
ΔLCOGE	-2,4662**	-7,9132***	0,2337
ΔLPIBGE	-4,5775***	-4,4691***	0,3356
ΔLPIBGE^2	-4,6379***	-4,5030***	0,3051
ΔLPIBGE^3	-4,6938***	-4,5340***	0,3783*
ΔLCEGE	-2,7816***	-5,2139***	0,1862

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota: LCO, LPIB, LPIB², LPIB³ e LCE representam, respectivamente, o logaritmo natural do total de emissões de GEE (CO₂ eq), o logaritmo do PIB, o termo quadrático do logaritmo do PIB, o termo cúbico do logaritmo do PIB e o logaritmo da razão entre consumo de energia renovável e não renovável. H₀: série não estacionária para os testes DF-GLS, P-P; H₀: série estacionária para o teste KPSS. (*), (**), (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 2D – Resultados do Teste de Cointegração de Johansen

Indústria				
H ₀ : N° de vetores de cointegração	Modelo Linear		Modelo Quadrático	
	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor
Nenhum	54,8228**	29,4914**	74,4080**	46,1327**
No máximo 1	25,3314**	23,1866**	28,2753	15,1405
No máximo 2	2,1449	2,1449	13,1349	9,6771
No máximo 3	-	-	3,4577	3,4577
Comércio e serviços				
H ₀ : N° de vetores de cointegração	Modelo Linear		Modelo Quadrático	
	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor
Nenhum	37,4906**	21,5027	75,1602**	34,1388**
No máximo 1	15,9879	12,8220	41,0215**	23,8910**
No máximo 2	3,1659	3,1659	17,1215**	13,6119
No máximo 3	-	-	3,5096	3,5096
Agropecuária				
H ₀ : N° de vetores de cointegração	Modelo Linear		Modelo Quadrático	
	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor
Nenhum	45,37392**	32,15474**	58,93859**	31,08869**

No máximo 1	13,21918	10,93981	27,84990	16,50003
No máximo 2	2,279374	2,279374	11,34987	10,15585
No máximo 3	-	-	1,194014	1,194014

Transportes

H₀: N° de vetores de cointegração	Modelo Linear		Modelo Quadrático	
	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor
Nenhum	47,16732**	22,28315**	64,79581**	29,70342**
No máximo 1	24,88417**	16,16859**	35,09239**	21,11823
No máximo 2	8,715580	8,715580	13,97416	12,32997
No máximo 3	-	-	1,644184	1,644184

Geração de energia

H₀: N° de vetores de cointegração	Modelo Linear		Modelo Quadrático	
	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor	Teste do Traço	Teste do Máximo Autovalor
Nenhum	30,93793**	19,75918**	83,07290**	60,05640**
No máximo 1	11,17874	9,037362	23,01650	15,85773
No máximo 2	2,141383	2,141383	7,158771	7,104050
No máximo 3	-	-	0,054721	0,054721

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: Adotou-se o nível de significância de 5% ; (**) denota a rejeição da hipótese ao nível de 5%.