

---

# EMISSIONS DE CARBONO, CONSUMO DE ENERGIA DESAGREGADO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE CAUSALIDADE

*Carbon emissions, disaggregated energy consumption, and economic growth in Brazil:  
a causality analysis*

**Álvaro Robério de Souza Sá**

Economista. Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora.  
Faculdade de Economia – Campus Universitário, Bairro Martelos, Juiz de Fora-MG, 36036-330. alvaro.roberiosa@gmail.com

**Luziane da Silva Gomes**

Economista. Doutoranda em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora.  
Faculdade de Economia – Campus Universitário, Bairro Martelos, Juiz de Fora-MG, 36036-330. luzianne1991@gmail.com

---

**Resumo:** Este estudo investiga as relações de curto e longo prazo entre emissões de carbono, consumo de energia desagregado e crescimento econômico no Brasil entre 1980 e 2019, usando um modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Os resultados revelam a presença de forte cointegração entre as variáveis econômicas. A análise de causalidade de longo prazo mostra uma relação de feedback entre as emissões de carbono e o consumo de energia, incluindo eletricidade, biocombustíveis e gás natural, enquanto uma relação unidirecional é observada com o consumo de carvão. Além disso, foi identificado um processo bidirecional entre emissões de carbono, consumo de petróleo e crescimento econômico. As elasticidades de longo prazo indicam que o crescimento econômico e o consumo de eletricidade, petróleo e carvão aumentam as emissões de carbono, enquanto o uso de gás natural e biocombustíveis as reduz. Tomados em conjunto, esses resultados apoiam políticas que incentivam o uso de fontes de energia renováveis e menos poluentes, como biocombustíveis e gás natural, juntamente com maiores investimentos em tecnologia e infraestrutura para manter um fornecimento de energia sustentável e reduzir as emissões de carbono sem comprometer o crescimento econômico.

**Palavras-chave:** emissões de carbono, consumo de energia, crescimento econômico, séries temporais.

**Abstract:** This study investigates the short- and long-term relationships among carbon emissions, disaggregated energy consumption, and economic growth in Brazil between 1980 and 2019, using a Vector Error Correction (VEC) model. The results reveal strong cointegration among the economic variables. The long-term causality analysis indicates a feedback relationship between carbon emissions and energy consumption – including electricity, biofuels, and natural gas – while a unidirectional relationship is observed with coal consumption. In addition, a bidirectional process is identified among carbon emissions, oil consumption, and economic growth. The long-term elasticities indicate that economic growth and the consumption of electricity, oil, and coal increase carbon emissions, whereas the use of natural gas and biofuels reduces them. Taken together, these findings support policies that encourage the use of renewable and less polluting energy sources, such as biofuels and natural gas, along with greater investments in technology and infrastructure to maintain a sustainable energy supply and reduce carbon emissions without hindering economic growth.

**Keywords:** carbon emissions; energy consumption; economic growth; time series.

# 1 INTRODUÇÃO

As mudanças climáticas tornaram-se um tema central no debate global, impulsionadas pela intensificação produtiva e pelo uso de fontes energéticas não renováveis, que ampliam as emissões de CO<sub>2</sub> e o aquecimento global (Ahmad et al., 2016). A preocupação crescente com seus impactos tem motivado governos e organismos internacionais a aprofundarem análises e buscarem soluções eficazes (Wang; Lee, 2022; Amarante et al., 2021).

A modernização produtiva e a globalização ampliaram o consumo energético e as emissões de carbono (CO<sub>2</sub>), responsáveis por cerca de 60% do agravamento do efeito estufa. Países em desenvolvimento, como o Brasil, enfrentam maior vulnerabilidade ambiental, o que intensifica os desafios para um crescimento sustentável (Adebayo et al., 2021; Montoya; Pasqual, 2015).

Desde a abertura comercial na década de 1990, o Brasil registra forte expansão na demanda por energia primária, tornando-se um dos maiores produtores e consumidores globais.<sup>1</sup> Esse processo foi acompanhado por investimentos no setor energético, mas também elevou a pressão ambiental, posicionando o País entre os principais emissores de gases de efeito estufa, com mais de 488,88 milhões de toneladas de CO<sub>2</sub> em 2021 (Adebayo et al., 2021).<sup>2</sup>

Frente a esse cenário, o Brasil assumiu metas relevantes no Acordo de Paris – redução de 37% das emissões até 2025 e de 43% até 2030 – além do compromisso de neutralidade de carbono até 2050, reafirmado na COP26 (Lima et al., 2020). Mudanças recentes no ambiente político reacenderam a agenda ambiental (Adebayo et al., 2021), reforçando a necessidade de estratégias de médio e longo prazo capazes de conciliar crescimento econômico e baixa intensidade de carbono (Akadiri et al., 2019).

Desde o estudo de Kraft e Kraft (1978), diversas pesquisas evidenciam relação positiva entre crescimento econômico e consumo de energia (Saidi et al., 2017; Pao et al., 2014; Apergis; Payne, 2010). Já a Curva Ambiental de Kuznets (Grossman; Krueger, 1991) aponta relação não linear entre renda e degradação ambiental (Ahmad et al., 2017; Alam et al., 2016). Trabalhos recentes destacam a importância de integrar essas abordagens, dada a possível interdependência causal entre as variáveis (Raihan; Tuspekova, 2022; Munir et al., 2020; Ozturk; Acaravci, 2010).<sup>3</sup> Isso permite testar hipóteses econômicas de conservação, crescimento, *feedback* e neutralidade na relação entre emissões de carbono, consumo de energia e produção agregada – análise essencial para compreender os efeitos de políticas públicas no Brasil.<sup>4</sup>

Este artigo examina a relação causal entre emissões de carbono, consumo de energia desagregado e crescimento econômico no Brasil (1980–2019), empregando modelagem de séries temporais. O estudo: (i) testa cointegração; (ii) avalia causalidade de Granger; e (iii) estima respostas ao impulso e decomposição da variância, considerando também a substituição de combustíveis fósseis por biocombustíveis.

As projeções do International Energy Outlook (IEO) apontam que as energias renováveis tendem a ocupar posição central no sistema energético global. Esse cenário favorece o Brasil, cuja matriz possui cerca de 45% de fontes limpas (Bélaid; Youssef, 2017), reforçando seu potencial como exportador de biocombustíveis e ator relevante em tecnologias de baixo carbono.

1 O acelerado crescimento do consumo energético no Brasil tem colocado o país na posição de 8º maior consumidor e produtor de energia do mundo. No contexto continental, o Brasil destaca-se como a terceira nação que mais produz e consome energia nas Américas, sendo superado apenas pelos Estados Unidos e pelo Canadá.

2 A intensificação da poluição e da degradação ambiental elevou o Brasil à condição de 5º maior emissor de gases de efeito estufa do mundo.

3 Considerando esse quadro, uma análise conjunta desses elementos é essencial para identificar as direções de causalidade de curto e longo prazo, bem como para compreender a influência recíproca entre consumo de energia, crescimento econômico e emissões de carbono. Essa abordagem ampliada permite captar a complexidade das interações entre tais fatores, oferecendo uma base mais robusta para a formulação de estratégias e políticas de sustentabilidade eficazes.

4 As hipóteses que relacionam crescimento econômico e consumo de energia podem ser apresentadas da seguinte forma: Hipótese de Conservação: O crescimento econômico leva a um aumento no consumo de energia; no entanto, políticas de conservação de energia não prejudicam o crescimento econômico. Hipótese de Crescimento: O consumo de energia é um motor para o crescimento econômico. Assim, políticas de conservação de energia podem ter um impacto negativo no crescimento. Hipótese de Feedback: Existe uma relação bidirecional entre consumo de energia e crescimento econômico, em que ambos se influenciam mutuamente. Hipótese de Neutralidade: O consumo de energia não afeta o crescimento econômico. Consequentemente, políticas energéticas, sejam conservadoras ou expansivas, não exercem impacto significativo sobre o crescimento econômico (Gorus; Aydin, 2019).

O estudo contribui para a literatura ao incluir um conjunto mais amplo de fontes energéticas – eletricidade, biocombustíveis, petróleo, gás natural e carvão – ampliando achados de pesquisas anteriores (Raihan; Tuspekova, 2022; Adebayo et al., 2021; Amarante et al., 2021; Lima et al., 2020; Noronha et al., 2019; Pao; Tsai, 2012; Pao; Fu, 2013). Os resultados oferecem subsídios para políticas de crescimento sustentável, permitindo identificar combinações energéticas capazes de reduzir emissões sem comprometer a atividade econômica. Por fim, o artigo apresenta a metodologia, os resultados empíricos e, por último, as conclusões e recomendações de política econômica.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Modelo econômico

A poluição mantém relação estreita com o crescimento econômico. Grossman e Krueger (1991) mostraram que, nas fases iniciais do desenvolvimento, a expansão econômica tende a intensificar a degradação ambiental. Contudo, em estágios mais avançados, o progresso tecnológico e a maior conscientização social podem reverter esse padrão, estimulando a adoção de tecnologias limpas e a melhoria da qualidade ambiental. Assim, a relação empírica entre poluição e crescimento pode ser sintetizada da seguinte forma:

$$E=f(Y) \quad (1)$$

onde  $E$  é o crescimento econômico e  $Y$  emissão de poluição.<sup>5</sup>

A poluição é um subproduto do consumo, e estudos recentes adaptam esse modelo às dinâmicas das sociedades modernas (Nasir; Rehman, 2011). Incorporar o uso de energia torna-se essencial, pois mudanças nos padrões de consumo industrial e doméstico afetam a relação entre poluição e crescimento econômico. Com o aumento da renda, a demanda energética cresce, estimulando a atividade produtiva, mas também ampliando a degradação ambiental, especialmente as emissões de carbono. Assim, o modelo pode ser ampliado da seguinte forma:

$$E=f(Y, CE) \quad (2)$$

onde  $CE$  são os hábitos de consumo medidos pelo consumo de energia.

Com o avanço tecnológico e a expansão das fontes de energia limpa, o consumo energético passou a ser desagregado entre fontes renováveis e não renováveis da seguinte forma:

$$E=f(Y, CR, CNR) \quad (3)$$

onde  $CR$  representa o consumo de energia renovável e  $CNR$  o consumo de energia não renovável.

### 2.2 Modelo empírico

Para investigar a relação causal entre emissões de carbono, consumo de energia e crescimento econômico, são utilizados modelos empíricos que incorporam o consumo energético desagregado por fonte, além de um modelo geral que distingue entre energia renovável e não renovável. Esses modelos seguem a estrutura teórica previamente apresentada:

$$EC_t = \gamma_0 + \beta_1 CE_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 T + \epsilon_t \quad (4)$$

$$EC_t = \gamma_0 + \beta_1 CB_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 T + \epsilon_t \quad (5)$$

$$EC_t = \gamma_0 + \beta_1 CP_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 T + \epsilon_t \quad (6)$$

$$EC_t = \gamma_0 + \beta_1 CG_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 T + \epsilon_t \quad (7)$$

$$EC_t = \gamma_0 + \beta_1 CC_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 T + \epsilon_t \quad (8)$$

$$EC_t = \gamma_0 + \beta_1 CB_t + \beta_2 CP_t + \beta_3 Y_t + \epsilon_t \quad (9)$$

<sup>5</sup> Estrutura análoga foi empregada por Amarante et al. (2021) em sua análise das emissões de carbono nos estados brasileiros.

onde  $EC_t$  são emissões de carbono ( $\text{CO}_2$ );  $Y_t$  crescimento econômico medido pela produção agregada da economia;  $CE_t$  consumo de eletricidade;  $CB_t$  consumo de biocombustíveis;  $CP_t$  consumo de petróleo;  $CG_t$  consumo de gás natural e  $CC_t$  consumo de carvão. Além disso,  $T$  são variáveis *dummies* para quebras estruturais;  $\gamma_0$  interceptos;  $\beta$  coeficientes das variáveis;  $t$  é o tempo medido em anos, enquanto  $\epsilon_t$  é um distúrbio aleatório.

Entre as fontes de energia consideradas, apenas os biocombustíveis – etanol e diesel de biomassa – são efetivamente renováveis; as demais pertencem à categoria não renovável. Todas as variáveis foram convertidas para logaritmo natural para aprimorar as estimativas e reduzir problemas de heterocedasticidade. O modelo geral segue a especificação da equação (9), equivalente à equação (3) do modelo teórico. Neste estudo, os biocombustíveis são utilizados como proxy de energia renovável, enquanto o petróleo representa a energia não renovável (Rahman et al., 2020; Tugcu et al., 2012). As equações (4) a (8) são empregadas nos testes de cointegração e nas análises de causalidade de curto e longo prazo, ao passo que a equação (9) fundamenta a estimação do modelo VAR, incluindo funções de resposta ao impulso e decomposição da variância dos erros de previsão.

## 2.3 Modelagem de séries temporais

Este estudo investiga a relação causal entre emissões de carbono, consumo de energia e crescimento econômico no Brasil por meio de modelagem de séries temporais. Inicialmente, realiza-se uma caracterização descritiva das variáveis, com gráficos e estatísticas resumidas, a fim de identificar padrões, tendências e possíveis quebras estruturais.

Em seguida, são aplicados testes estatísticos formais para avaliar tendências e estacionariedade. As tendências são examinadas pelo teste não paramétrico de Mann-Kendall (Mann, 1945), cuja hipótese nula é a ausência de tendência. Antes dos testes de raiz unitária, investigam-se quebras estruturais segundo Bai e Perron (1998, 2003), utilizando o algoritmo sequencial para detecção de múltiplas rupturas, conforme operacionalizado por Ditzen et al. (2021). Essa etapa incorpora mudanças estruturais decorrentes das reformas econômicas e energéticas observadas no País (Pao e Fu, 2013).

A estacionariedade é avaliada pelos testes DF-GLS (Elliott et al., 1996), ADF, PP e KPSS. Como esses testes podem ser afetados por quebras estruturais (Perron, 1989), aplica-se também o teste de Zivot e Andrews (1992), adequado para identificar raízes unitárias em presença de rupturas endógenas (Kirik-Kaleli et al., 2021). Confirmada a integração das variáveis em  $I(1)$ , estimam-se relações de longo prazo por meio do teste de cointegração de Johansen, com seleção ótima de defasagens pelo critério de Akaike (AIC). Esse teste, baseado em um VAR em níveis e diferenças, verifica a existência de vetores de cointegração entre as variáveis (Rahman et al., 2020).

Reconhecendo que o teste de Johansen pode ser sensível a quebras estruturais, adota-se adicionalmente o teste de limites da abordagem ARDL como medida de robustez. O ARDL tem a vantagem de admitir variáveis  $I(0)$  ou  $I(1)$ , desde que nenhuma seja  $I(2)$ . Sua aplicação envolve duas etapas: (i) seleção de defasagens ótimas via AIC; e (ii) estimação da estatística F para verificar a significância conjunta das variáveis em nível, conforme valores críticos de Pesaran et al. (2001).

Como a amostra é pequena ( $T=40$ ,  $K=3$ ), utilizam-se os valores críticos ajustados para pequenas amostras propostos por Narayan (2005) e Narayan e Narayan (2005). Considerando variáveis integradas em  $I(1)$ , a hipótese nula de ausência de cointegração é testada com base no limite superior, em modelo com intercepto e tendência irrestrita (Ahmad et al., 2016).

### 2.3.1 Análise de causalidade

A confirmação de cointegração entre emissões de carbono, consumo de energia desagregado e crescimento econômico requer analisar as dinâmicas de curto e longo prazo. Para isso, utiliza-se o modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), que estende o teste de causalidade de Granger para sistemas cointegrados. O VEC permite identificar direções de causalidade, estimar elasticidades e medir a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo por meio do termo defasado de correção de erros (Granger, 1988).



As equações apresentadas na Seção (2.2) fundamentam a análise de causalidade VEC–Granger, que pode ser generalizada da seguinte forma:

$$\Delta EC_t = a_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta EC_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta C_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \phi_1 ECT_{t-1} \varepsilon_{2t} \quad (10.1)$$

$$\Delta C_t = a_2 + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta EC_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta C_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \phi_1 ECT_{t-1} \varepsilon_{2t} \quad (10.2)$$

$$\Delta Y_t = a_2 + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta EC_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \Delta C_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \phi_1 ECT_{t-1} \varepsilon_{2t} \quad (10.3)$$

onde  $EC_t$  são emissões de carbono ( $CO_2$ );  $Y_t$  é o crescimento econômico medido pela produção agregada da economia; enquanto  $C_t$  é o consumo de energia desagregado. As equações 10.1 a 10.3 são usadas para o consumo de cada fonte de energia.

O teste de causalidade de Granger permite identificar a direção da causalidade tanto no curto quanto no longo prazo. No longo prazo, a presença de uma relação causal é confirmada pela significância estatística do termo de correção de erro ( $ECT_{t-1}$ ), sendo essencial que ele apresente sinal negativo para validar essa relação. Já no curto prazo, a causalidade é avaliada por meio do teste de Wald, aplicado às variáveis econômicas em suas formas diferenciadas e defasadas. De forma semelhante, a causalidade conjunta, que abrange tanto o curto quanto o longo prazo, também pode ser verificada pelo teste de Wald (Ahmad *et al.*, 2016).

### 2.3.2 Análise de impulso-resposta

Este estudo utiliza o modelo VAR para examinar a relação entre as emissões de carbono, o consumo de energia renovável e não renovável, e o crescimento econômico. O principal objetivo é estimar as funções de resposta ao impulso (*Impulse Response Functions* – IRFs) e realizar a decomposição da variância dos erros de previsão (*Forecast Error Variance Decomposition* – FEVD). As IRFs são aplicadas para investigar os efeitos dinâmicos de curto e médio prazo entre as variáveis, avaliando como o sistema reage a choques exógenos. O foco recai sobre as funções de resposta ao impulso acumuladas, que capturam os efeitos cumulativos dos choques nas variáveis associadas à poluição, produção e energia ao longo do tempo.

O modelo VAR de ordem  $p$  é representado pela seguinte equação:

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde  $X_t$  é o vetor das variáveis que compõe a equação empírica (9), enquanto  $A_0$  é uma matriz de interceptos,  $A_i$  com  $i = 1, 2, 3, \dots, p$  são matrizes dos termos das equações, enquanto  $\varepsilon_t$  são os termos de erros não correlacionados. Para garantir a estabilidade do sistema, as raízes do polinômio característico devem ser maiores que uma unidade em valor absoluto.

## 2.4 Dados e descrição das variáveis

Para a análise, foram usados dados anuais de séries temporais, abrangendo o período de 1980 a 2019, com o objetivo de examinar a relação entre emissões de carbono, consumo de energia e crescimento econômico no Brasil. O crescimento econômico, medido pelo Produto Interno Bruto (PIB), e o consumo de energia desagregado em diferentes fontes – eletricidade, biocombustíveis, petróleo, gás natural e carvão – são as variáveis independentes. A variável dependente é a poluição, representada pelas emissões de dióxido de carbono ( $CO_2$ ), originadas de atividades industriais, agrícolas e energéticas. As fontes dos dados incluem *World Development Indicators* (WDI), *Energy Information Administration* (EIA) e o Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG).

Tabela 1 – Descrição das variáveis dos modelos de séries temporais, 1980-2019

Variáveis		Descrição	Fonte
Crescimento econômico	Y	Log do PIB em milhões de dólares a preços de 2015.	WDI
Emissões de carbono	EC	Log das emissões de CO <sub>2</sub> em milhões de toneladas.	SEEG
Eletricidade	CE	Log do consumo de eletricidade em bilhões de kWh.	EIA
Biocombustíveis	CB	Log do consumo de biocombustíveis (etanol e diesel de biomassa) em Mb/d.	EIA
Petróleo	CP	Log do consumo de produtos petrolíferos refinados em Mb/d.	EIA
Gás natural	CG	Log do consumo de gás natural seco em Bcf.	EIA
Carvão	CC	Log do consumo de carvão em Mst.	EIA

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Descrição das medidas: kWh = Quilowatts-hora; Mb/d = Mil barris por dia; Bcf = Bilhões de pés cúbicos; Mst = Bilhões de pés cúbicos.

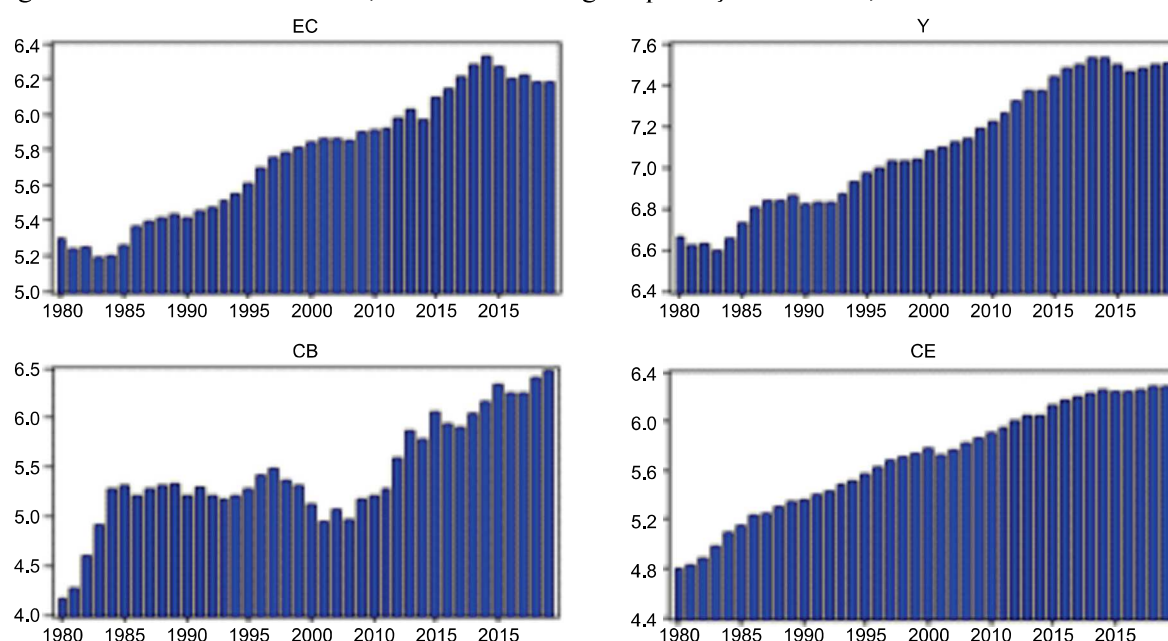
A Tabela 1 apresenta uma descrição detalhada das variáveis consideradas nos modelos empíricos de séries temporais. No caso de as variáveis estarem em logaritmo natural, ao aplicar as primeiras diferenças, elas se convertem em taxas de crescimento. Optou-se por utilizar valores totais em vez de *per capita* devido aos tratados internacionais assinados pelo Brasil, como o Acordo de Paris, que estabelecem reduções percentuais nas emissões totais de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>). Além disso, como nossa análise econômica se concentra em um único país, a normalização dos dados pela população apenas reduz a escala das variáveis (Pao; Tsai, 2011).

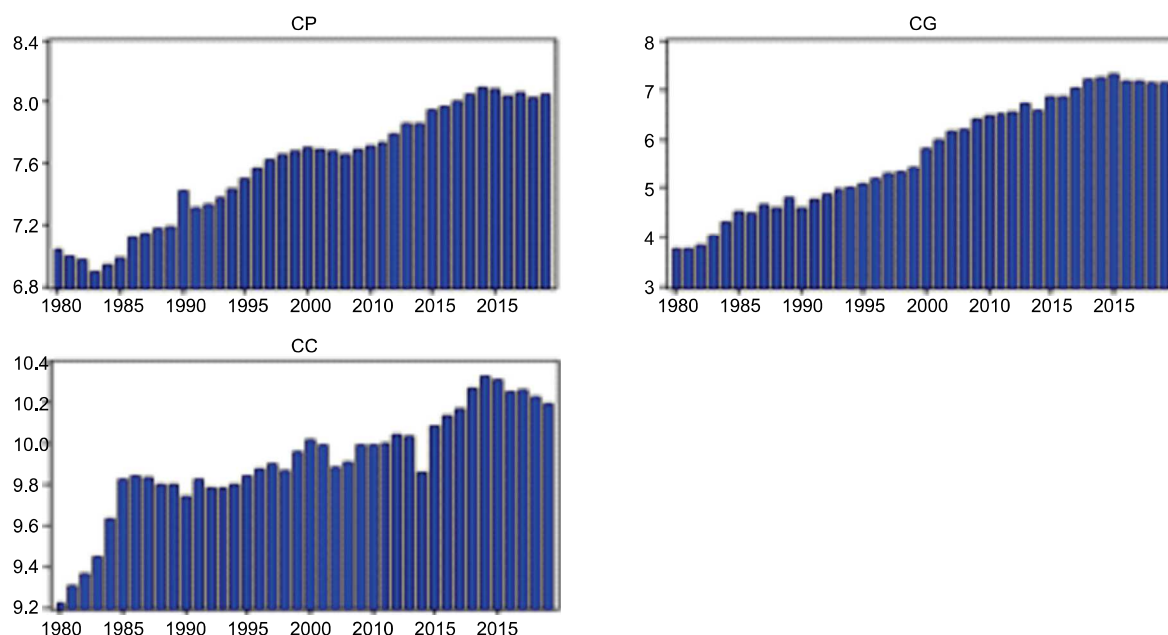
### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1 Análise descritiva dos dados de séries temporais

A Figura 1 mostra a tendência temporal das variáveis entre 1980 e 2019, destacando a evolução conjunta das emissões de carbono, do consumo de energia renovável e não renovável e do crescimento econômico no Brasil. Nesse período, as emissões de CO<sub>2</sub> e o PIB cresceram, em média, 2,4% e 2,23% ao ano. O consumo de energia renovável (biocombustíveis) avançou mais rapidamente, a 7,25% anuais. Entre as fontes não renováveis, destacam-se as taxas de crescimento do gás natural (9,89%), eletricidade (3,93%), petróleo (2,78%) e carvão (2,81%). No conjunto, os dados indicam trajetórias ascendentes e relativamente consistentes da matriz energética e da atividade econômica ao longo das quatro décadas.

Figura 1 – Emissões de carbono, consumo de energia e produção no Brasil, 1980-2019

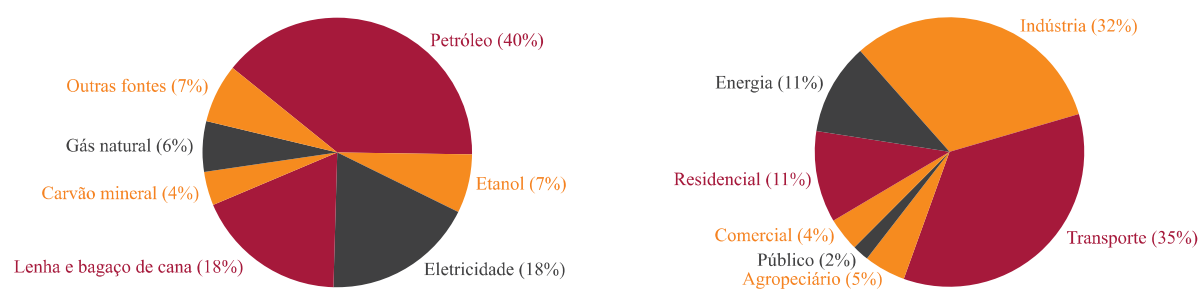




Fonte: Elaborado pelos autores.

O consumo de energia na economia brasileira concentra-se majoritariamente no petróleo (39%), seguido pela eletricidade (18%), pela lenha e pelo bagaço de cana (18%), pelo etanol (7%), pelo gás natural (6%) e pelo carvão mineral (4%). Quanto à distribuição por setor econômico, observa-se que o segmento de transporte é o principal demandante de energia, respondendo por 35% do total, seguido da indústria (32%). Os setores de energia e residencial representam, cada um, 11% do consumo, enquanto o setor agropecuário contribui com os 5% restantes (ver Figura 2).

Figura 2 – Distribuição do consumo de energia por fonte e setor econômico – Brasil, 2019



Fonte: Elaborado pelos autores, com dados da Empresa de Pesquisa Energética do Brasil (EPE).

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo, após a aplicação do logaritmo natural. Observa-se que as emissões de carbono e a produção econômica no Brasil exibem níveis de volatilidade bastante semelhantes. Em contraste, os consumos de gás natural (20,26%), biocombustíveis (9,96%) e eletricidade (7,88%) revelam variações expressivas ao longo do período analisado. As demais variáveis apresentam coeficientes de variação inferiores a 5%, indicando baixa dispersão em relação às respectivas médias. A seção seguinte discute os principais resultados derivados desse conjunto de variáveis.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis dos modelos de séries temporais, 1980-2019

Variáveis	EC	Y	CE	CB	CP	CG	CC
Média	5.757	7.091	5.688	5.434	7.576	5.697	9.911
Mediana	5.826	7.058	5.729	5.298	7.668	5.626	9.891
Máximo	6.324	7.533	6.288	6.473	8.095	7.316	10.331
Mínimo	5.187	6.600	4.802	4.159	6.896	3.738	9.223
Desvio-Padrão	0.355	0.305	0.448	0.541	0.378	1.154	0.262
CV (%)	6.172	4.306	7.884	9.964	4.987	20.263	2.642
Observações	40	40	40	40	40	40	40

Fonte: Elaborado pelos autores.

## 3.2 Elasticidades de longo prazo e análise de causalidade

A Tabela 3 apresenta os resultados do teste sequencial de quebras estruturais múltiplas de Bai e Perron (2003), cuja hipótese nula é a ausência de ruptura. Todos os modelos da Seção 2.2 exibem ao menos uma quebra estrutural, rejeitando a hipótese nula ao nível de 5%.

A Tabela 4 reúne os testes de tendência e raiz unitária, com e sem quebra estrutural. O teste de Mann-Kendall indica tendência temporal em todas as variáveis, rejeitando a hipótese nula a 1%, razão pela qual os testes de raiz unitária foram estimados com intercepto e tendência. Embora o DF-GLS tenha sido aplicado, o teste de Zivot-Andrews (ZA) mostrou-se mais adequado por considerar rupturas endógenas. Os resultados indicam que todas as variáveis são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença. Dado que todas as séries são integradas de primeira ordem (I(1)), admite-se a possibilidade de cointegração. Para avaliá-la, aplica-se o teste de Johansen a partir de um modelo VAR, precedido da seleção do número ótimo de defasagens via critério AIC, assegurando ausência de autocorrelação e heterocedasticidade.

Tabela 3 – Teste sequencial para múltiplas quebras desconhecidas nas séries temporais, 1980-2019

Modelo	Teste de múltiplas quebras	
	<i>F – statistic</i>	<i>Time breaks</i>
EC CE Y	10.23*	T1985, T1996, T2011
EC CB Y	8.22*	T1995, T2002, T2012
EC CP Y	12.78*	T1995
EC CG Y	12.76*	T1990, T1999, T2008
EC CC Y	61.46*	T1996

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Teste de quebra estrutural de Ditzgen et al. (2021). Valores críticos de 5% de Bai & Perron para a rejeição da hipótese nula de nenhuma quebra estrutural no modelo. A estatística do teste refere-se à última vez que a hipótese nula foi rejeitada ao nível de 5% de significância estatística.

Tabela 4 – Testes de tendência e raiz unitária com e sem quebra estrutural, 1980-2019

	Mann-Kendall		DF-GLS		Zivot – Andrews				I(d)
	Ta	P-val	Level	1ª Diferença	Level	Break	1ª Diferença	Break	
EC	0.907	0.000	-1.867368	-4.587890***	-4.165	2011	-6.3697***	2013	1
Y	0.908	0.000	-2.414208	-4.090446***	-3.4943	2009	-5.4321**	2013	1
CE	0.982	0.000	-1.002232	-5.454050***	-2.7622	1982	-6.8455***	2001	1
CB	0.589	0.000	-1.648239	-4.860073***	-3.9885	2006	-6.5355***	1983	1
CP	0.907	0.000	-2.121453	-6.326442***	-4.0425	2000	-8.3116***	1989	1
CG	0.937	0.000	-2.303491	-3.081431*	-3.1099	1999	-9.2453***	1998	1
CC	0.794	0.000	-2.196788	-5.646120***	-3.925	1983	-7.0608***	1984	1

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: A hipótese nula do teste de Mann-Kendall é ausência de tendência. Os testes de raiz unitária são realizados com intercepto e tendência e máximo de seis lags. O teste de Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) tem como hipótese nula a presença de raiz unitária com intercepto e tendência. O teste de Zivot-Andrews (ZA) tem como hipótese nula um processo de raiz unitária com intercepto e tendência com quebra estrutural.

\*\*\* Indica significância ao nível de 1%, \*\* 5% e \*\*\* 10%.

O teste de cointegração de Johansen utiliza duas estatísticas – traço e autovalor máximo – apresentadas na Tabela 5. Como os modelos incluem dummies de quebras estruturais e as estatísticas de Johansen não são ajustadas para esse efeito, considera-se a presença de cointegração apenas quando ambas as estatísticas são significativas ao nível de 5%. Os resultados da Tabela 5 rejeitam a hipótese nula de ausência de cointegração em todos os modelos, indicando uma relação de longo prazo entre emissões de carbono, consumo de energia desagregado e crescimento econômico no Brasil.

Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen

Hipótese de cointegração	Teste de traço	Teste de Max-Eigen	Cointegração
<b>Modelo: EC, CE, Y, T (3 lags)</b>			
$R \leq 0$	50.03213*	31.47383*	Sim
$R \leq 1$	18.55831	9.947953	Não
$R \leq 2$	8.610354	8.610354	Não
<b>Modelo: EC, CB, Y, T (2 lags)</b>			
$R \leq 0$	55.03827*	29.81306*	Sim
$R \leq 1$	25.22521	16.89244	Não
$R \leq 2$	8.332775	8.332775	Não
<b>Modelo: EC, CP, Y, T (3 lags)</b>			
$R \leq 0$	32.09221*	24.01751*	Sim
$R \leq 1$	8.074701	7.526238	Não
$R \leq 2$	0.548464	0.548464	Não
<b>Modelo: EC, CG, Y, T (2 lags)</b>			
$R \leq 0$	39.97482*	24.83689*	Sim
$R \leq 1$	15.13793	13.05581	Não
$R \leq 2$	2.082115	2.082115	Não
<b>Modelo: EC, CC, Y, T (2 lags)</b>			
$R \leq 0$	35.46784*	22.99788*	Sim
$R \leq 1$	12.46996	11.00112	Não
$R \leq 2$	1.468841	1.468841	Não

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: O lag ótimo do teste estatístico de Johansen foi definido de acordo com o critério de AIC. Os testes foram realizados permitindo tendência linear nos dados. \*Indica a rejeição da hipótese nula de ausência de relação de cointegração entre as variáveis ao nível de significância de 5%. P-valor de MacKinnon–Haug–Michelis.

Em seguida, aplica-se o teste de limite ARDL para verificar a robustez dos resultados do teste de Johansen com quebras estruturais. O ARDL é adequado por manter imparcialidade na presença de rupturas. Após selecionar as defasagens ótimas via AIC, realiza-se o teste, cujos resultados estão na Tabela 6. Em todos os modelos, a estatística F supera o valor crítico superior, permitindo rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração. Assim, confirma-se a existência de relação de longo prazo entre emissões de carbono (CO<sub>2</sub>), consumo de energia (eletricidade, biocombustíveis, petróleo, gás natural e carvão) e crescimento econômico, mesmo com *dummies* de quebra estrutural. Os valores do teste *Durbin-Watson* (1,5 a 2,5) e demais diagnósticos indicam ausência de autocorrelação e heterocedasticidade, reforçando a robustez dos resultados.



Tabela 6 – Resultado do teste de limite ARDL para cointegração

Modelo	Modelos empíricos				
	EC, CE, Y, T	EC, CB, Y, T	EC, CP, Y, T	EC, CG, Y, T	EC, CC, Y, T
Quebras estruturais	1985, 1996, 2011	1995, 2002, 2012	1995	1990, 1999, 2008	1996
Teste de Limite (Est. F)	5.54	7.33	7.42	8.43	6.42
Cointegração	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Modelo ARDL	(2,2,2)	(1,0,2)	(1,0,2)	(2,4,0)	(4,4,4)
Diagnóstico					
Estatística F	722.96***	967.41***	1437.28***	638.21***	508.64***
Durbin-Watson	2.24	2.20	2.00	2.5	1.98
Correlação serial	1.53	0.56	0.014	2.9	0.70
Heterocedasticidade	0.89	0.43	0.97	0.64	0.83
Cusum	Estável	Estável	Estável	Estável	Estável
Cusum Squares	Estável	Estável	Estável	Estável	Estável
Pesaran <i>et al.</i> (2001)	10%	5%	1%		
Limites superiores	5.06	5.85	7.52		
Limites inferiores	4.19	4.87	6.34		
Narayan (2005)	10%	5%	1%	(K=3, T=40)	
Limites superiores	4.79	5.64	7.74		
Limites inferiores	3.76	4.51	6.24		

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: A ordem ótima de defasagens do modelo ARDL foi determinada pelo AIC de maneira automática com o máximo de 4 lags devido ao tamanho da amostra. Os testes foram realizados permitindo tendência linear nos dados. \*\*\* Indica significância ao nível de 1%, \*\* 5% e \*10%.

Após identificar a cointegração, analisam-se os resultados do modelo VEC (Tabela 7) para a relação entre emissões de carbono, crescimento econômico e consumo desagregado de energia no Brasil. As estatísticas qui-quadrado ( $\chi^2$ ) (curto e longo prazo) e as estatísticas  $F$  (longo prazo) são apresentadas para cada termo de correção de erro (ECT). Os ECTs das emissões de carbono (EC) são negativos e estatisticamente significativos, indicando que choques de curto prazo são corrigidos e o sistema converge para o equilíbrio de longo prazo. A velocidade de ajuste corresponde ao coeficiente associado ao ECT, refletindo a parcela do desequilíbrio corrigida anualmente.

A velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo das emissões de carbono varia conforme a fonte energética. No caso do gás natural, o ajuste anual é de aproximadamente 9%, enquanto, para o petróleo, atinge cerca de 90%. Os demais modelos exibem velocidades dentro desse intervalo, sendo a maioria superior a 40%. Isso indica que, no Brasil, as emissões de carbono tendem a convergir rapidamente para o equilíbrio de longo prazo, mesmo diante de choques de curto prazo. Tais desvios podem refletir transformações econômicas e tecnológicas, intervenções governamentais ou mudanças estruturais na economia (Zhang et al., 2019).

As elasticidades de longo prazo mostram que o consumo de eletricidade, petróleo e carvão eleva significativamente as emissões de CO<sub>2</sub> no Brasil: um aumento de 1% nesses insumos aumenta o CO<sub>2</sub> em 0,86%, 0,30% e 0,33%, respectivamente. Já biocombustíveis e gás natural reduzem as emissões em 0,13% e 1,33% para cada incremento de 1%. O crescimento econômico também está positivamente associado ao CO<sub>2</sub>: nos modelos com eletricidade, petróleo e carvão, 1% de aumento no PIB eleva as emissões em cerca de 0,7%; nos modelos com biocombustíveis e gás natural, esse efeito varia de 1,17% a 5,87%. Os resultados reforçam a importância de ampliar as fontes renováveis na matriz energética para mitigar a degradação ambiental de longo prazo.

Após analisar o termo de correção de erros e as elasticidades de longo prazo, aplicou-se o teste de causalidade de Granger no VECM para identificar os vínculos causais entre as variáveis (Tabela 7). No curto prazo, observa-se causalidade unidirecional das emissões de carbono para o crescimento econômico nos modelos de eletricidade, gás natural e carvão. Também há causalidade do crescimento econômico para as emissões nos modelos de gás natural e biocombustíveis. A causalidade do crescimento para o consumo de biocombustíveis confirma a hipótese de conservação, sugerindo que reduzir o uso dessa

fonte renovável tende a ter efeitos limitados sobre o crescimento no curto prazo. Verifica-se ainda que o consumo de petróleo causa crescimento econômico, reforçando seu papel determinante na atividade produtiva. Já os biocombustíveis causam emissões no curto prazo, indicando potencial mitigador dessa fonte renovável.

No longo prazo, há causalidade bidirecional entre emissões de carbono e consumo de eletricidade, biocombustíveis e gás natural, evidenciando retroalimentação. Identifica-se também causalidade bidirecional entre emissões, consumo de petróleo e crescimento econômico, mostrando que choques levam ao ajuste conjunto das variáveis até o equilíbrio de longo prazo. No modelo do carvão, porém, a causalidade é unidirecional, das emissões para o consumo e para o crescimento.

As relações entre crescimento econômico e consumo de eletricidade e carvão confirmam a hipótese de neutralidade no curto e no longo prazo, indicando impacto limitado dessas fontes sobre o crescimento – resultado reforçado pelo teste de causalidade forte de Granger (Tabela 7).

A relação bidirecional entre emissões, petróleo e crescimento sugere que políticas de redução de CO<sub>2</sub> podem afetar a atividade econômica caso não venham acompanhadas de incentivos ao uso de fontes alternativas, tecnologias eficientes ou investimentos em infraestrutura. Sem tais medidas, a contenção do consumo de petróleo pode reduzir a produção nacional no médio e longo prazo (Jaunky, 2011). Esses achados orientam políticas econômicas, ambientais e energéticas no Brasil, ao destacar a necessidade de ampliar a participação de fontes limpas, elevar a eficiência do uso de fontes poluentes e mitigar seus impactos.

As evidências são consistentes com a literatura internacional e nacional. Pao e Tsai (2011) identificaram causalidade bidirecional entre produção, energia e emissões, embora com viés de agregação. Ao usar dados desagregados, este estudo confirma retroalimentação especialmente forte entre emissões, petróleo e crescimento, em linha com Adebayo et al. (2021). Amarante et al. (2021) também encontraram causalidade bidirecional entre crescimento, emissões e uso de energia renovável e não renovável, além de causalidade unidirecional do uso de energia para as emissões. Aqui, reforça-se a causalidade bidirecional de longo prazo entre emissões e consumo de biocombustíveis e petróleo, e a existência de retroalimentação apenas entre crescimento e energia não renovável. Resultados semelhantes foram obtidos para a Índia por Ahmad et al. (2016), que também identificaram relações de feedback entre consumo energético, emissões e crescimento, inclusive quando analisadas fontes específicas. Para o Brasil, observaram-se padrões análogos no curto e no longo prazo.

A Tabela 8 apresenta os resultados dos testes de diagnóstico do modelo VEC para cada especificação empírica. Os testes de autocorrelação e heterocedasticidade não rejeitam as hipóteses nulas em níveis de significância convencionais, indicando ausência de autocorrelação serial e de heterocedasticidade nos resíduos. A normalidade multivariada também é confirmada para a maior parte dos modelos, com exceção daqueles que incluem o consumo de eletricidade e petróleo. Adicionalmente, a estabilidade dos parâmetros do VAR/VEC foi avaliada por meio dos testes recursivos CUSUM e MOSUM, conforme Zeileis et al. (2002), com o objetivo de identificar possíveis quebras estruturais. Os resultados rejeitam a hipótese nula de instabilidade dos parâmetros em todos os modelos ao nível de 5%, indicando que suas trajetórias de flutuação permanecem dentro dos limites de confiança estabelecidos.

Tabela 7 – Resultado da análise de causalidade de Granger com base nas estimados do modelo VEC

Modelo	Causalidade de Granger								Elasticidade de longo prazo	
	Curto Prazo ()			Longo Prazo (t)		Curto Prazo e Longo Prazo ()			Coeficiente	t-statistics
Eletricidade	$\Delta EC$	$\Delta CE$	$\Delta Y$	ECT	t-statistics	$\Delta EC$ e ECT	$\Delta CE$ e ECT	$\Delta Y$ e ECT		
$\Delta EC$		6.010470**	9.670685***	-0.513348***	[-2.87220]		3.045229	1.652468		
$\Delta CE$	0.389461		2.630961	-0.193315*	[-1.64198]	10.53242***		1.954625	-0.861138***	[-2.37775]
$\Delta Y$	1.180441	3.700987		0.02271	[0.17668]	8.406139**	2.705598		-0.745296***	[-3.31387]
Biocombustíveis	$\Delta EC$	$\Delta CB$	$\Delta Y$	ECT	t-statistics	$\Delta EC$ e ECT	$\Delta CB$ e ECT	$\Delta Y$ e ECT		
$\Delta EC$		0.29786	1.010505	-0.531748***	[-3.23012]		15.54776***	2.61281		
$\Delta CB$	3.876925**		1.278341	-2.08881***	[-3.88957]	15.27844***		2.256384	0.133781***	[3.67994]
$\Delta Y$	0.064056	5.392241**		-0.113896	[-0.90718]	13.14509***	15.88761***		-1.172359***	[-7.38342]
Petróleo	$\Delta EC$	$\Delta CP$	$\Delta Y$	ECT	t-statistics	$\Delta EC$ e ECT	$\Delta CP$ e ECT	$\Delta Y$ e ECT		
$\Delta EC$		2.443798	1.529883	-0.88025***	[-3.59426]		4.766316*	4.473115		
$\Delta CP$	2.306489		5.762927*	-0.654815**	[-2.05732]	13.1114***		4.926432*	-0.302680**	[-2.05865]
$\Delta Y$	0.396876	2.490556		-0.344738**	[-2.05186]	13.50523***	10.53876***		-0.685472***	[-4.86948]
Gás natural	$\Delta EC$	$\Delta CG$	$\Delta Y$	ECT	t-statistics	$\Delta EC$ e ECT	$\Delta CG$ e ECT	$\Delta Y$ e ECT		
$\Delta EC$		2.935173	5.148227*	-0.095074*	[-1.89003]		10.22284***	0.612652		
$\Delta CG$	3.885259		2.879926	-0.31738**	[-2.38954]	3.701457		0.05097	1.330476***	[4.38313]
$\Delta Y$	5.472988*	3.789587		0.00619	[0.18330]	4.35519	8.714574**		-5.871371***	[-4.43809]
Carvão	$\Delta EC$	$\Delta CC$	$\Delta Y$	ECT	t-statistics	$\Delta EC$ e ECT	$\Delta CC$ e ECT	$\Delta Y$ e ECT		
$\Delta EC$		1.791326	2.757733*	-0.434203**	[-2.47572]		1.82459	4.977494*		
$\Delta CC$	0.037725		0.460505	-0.018388	[-0.05607]	6.129648**		2.107704	-0.334544***	[-2.81492]
$\Delta Y$	0.000105	0.012002		-0.161467	[-1.32759]	7.841524**	0.012029		-0.719109***	[-6.27210]

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Variáveis em logaritmo natural: EC = Emissões de carbono ( $CO_2$ ); Y = Crescimento econômico; CE = Consumo de Eletricidade; CB = Consumo de Biocombustíveis; CP = Consumo de Petróleo; CG = Consumo de Gás Natural; CC = Consumo de Carvão. \*\*\* Indica significância ao nível de 1%, \*\* 5% e \*\*\* 10%. O modelo VEC foi estimado permitindo tendência linear nos dados. As elasticidades de longo prazo são interpretadas com o sinal invertido.

Tabela 8 – Diagnóstico do modelo vetorial de correção de erros (VEC)

Modelo	Diagnóstico do modelo VEC				Estabilidade	
	Lag	Autocorrelação	Heterocedasticidade	Normalidade	Cusum	Mosum
EC, CE, Y, T	2	5.752529	96.94196	258.7368***	Estável	Estável
EC, CB, Y, T	1	11.21989	77.52058	3.165027	Estável	Estável
EC, CP, Y, T	2	17.53067	75.46426	233.7151***	Estável	Estável
EC, CG, Y, T	2	14.18686	97.70922	4.748712	Estável	Estável
EC, CC, Y, T	1	12.6176	139.486	1.909979	Estável	Estável

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: O número de lags é selecionado de maneira ótima pelo AIC. \*\*\* Significância ao nível de 1%, \*\* 5% e \*\*\* 10%. Os gráficos dos testes de estabilidade para cada modelo empírico estão disponíveis mediante solicitação razoável

### 3.3 Análise do modelo VAR

Para analisar a dinâmica entre emissões de carbono, consumo de energia renovável e não renovável e crescimento econômico, empregam-se funções de resposta ao impulso e decomposição da variância com base em um VAR. Como as variáveis são  $I(1)$  e cointegradas, o modelo é estimado em níveis, preservando a informação de longo prazo. Para obter estimativas robustas dos choques de curto e médio prazo, aplica-se o procedimento de Toda e Yamamoto (1995), que adiciona uma defasagem extra ao número ótimo selecionado pelos critérios AIC, SC e HQ e pela adequação estatística da amostra. Assim, utilizam-se duas defasagens: a ótima definida pelos critérios convencionais e a adicional prevista pelo método TY. Devido à alta correlação entre os resíduos, sobretudo entre produção e emissões, adota-se a função de impulso-resposta generalizada (FIRG), em vez da decomposição de Cholesky, conforme Albiman et al. (2015).

A Tabela A1 do Apêndice reúne os testes de inferência do modelo VAR, incluindo estabilidade recursiva dos parâmetros. Os diagnósticos mostram que, a 5%, não se rejeitam as hipóteses nulas de ausência

de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade multivariada dos resíduos. O modelo também se mostra estável, pois todas as raízes do polinômio característico permanecem dentro do círculo unitário.

A Tabela 9 apresenta os resultados das funções de resposta ao impulso, que avaliam a dinâmica entre emissões de carbono, consumo de energia renovável e não renovável e crescimento econômico, considerando choques de um desvio-padrão e GIRFs acumuladas por dez anos, expressas em termos percentuais em relação à média da variável resposta.

Os resultados indicam que um choque de um desvio-padrão no consumo de petróleo – fonte não renovável – eleva as emissões de carbono em até 2,3% no médio prazo, com significância estatística. De forma semelhante, um choque de igual magnitude no crescimento econômico aumenta as emissões de CO<sub>2</sub> em até 5,8% ao longo de dez anos. A relação, porém, é bidirecional: choques nas emissões também impulsionam o crescimento econômico em até 2,4% no médio prazo. Esses resultados são consistentes com a hipótese da Curva Ambiental de Kuznets, segundo a qual, nas etapas iniciais do desenvolvimento, a expansão econômica tende a intensificar a degradação ambiental. Assim, a análise evidencia a complexidade das interações entre crescimento e sustentabilidade e ressalta a necessidade de políticas que reconheçam e tratem esses efeitos interdependentes.

Ao longo do horizonte analisado, um choque de um desvio-padrão no crescimento econômico aumenta o consumo de energia renovável em até 11,1% e o de energia não renovável em 3,7%, ambos com significância estatística. No médio prazo, um choque no consumo de energia renovável reduz o uso de fontes não renováveis em até 5,8%. Em sentido oposto, um choque no consumo de energia não renovável eleva o uso de renováveis em até 1,9%, embora com baixa significância. Os resultados sugerem um efeito de substituição entre combustíveis fósseis e biocombustíveis, possivelmente associado à redução do custo relativo das fontes renováveis.

Tabela 9 – GIRFs acumuladas para emissões de CO<sub>2</sub>, consumo de energia e crescimento econômico

Períodos	Emissões de carbono			Consumo de energia				Crescimento econômico		
	EC-CB	EC-CP	EC-Y	CB-Y	CP-Y	CB-CP	CP-CB	Y-EC	Y-CB	Y-CP
1	0.2%	0.2%	0.5%	0.8%	0.1%	0.0%	0.0%	0.3%	0.1%	0.0%
2	0.2%	0.5%	1.0%	0.8%	0.4%	0.0%	-0.2%	0.6%	0.2%	0.1%
3	0.2%	0.8%	1.6%	1.1%	0.8%	0.1%	-0.8%	0.8%	0.3%	0.1%
4	0.3%	1.1%	2.3%	1.8%	1.2%	0.3%	-1.6%	1.0%	0.4%	0.1%
5	0.4%	1.4%	2.9%	2.9%	1.6%	0.6%	-2.5%	1.3%	0.6%	0.1%
6	0.6%	1.6%	3.5%	4.3%	2.0%	0.9%	-3.4%	1.5%	0.7%	0.2%
7	0.8%	1.9%	4.1%	5.9%	2.4%	1.1%	-4.2%	1.7%	0.8%	0.2%
8	1.0%	2.1%	4.7%	7.7%	2.8%	1.4%	-4.9%	1.9%	0.8%	0.3%
9	1.2%	2.2%	5.2%	9.4%	3.3%	1.7%	-5.4%	2.2%	0.9%	0.4%
10	1.4%	2.3%	5.8%	11.1%	3.7%	1.9%	-5.8%	2.4%	1.0%	0.5%

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Variáveis em logaritmo natural: EC = Emissões de carbono (CO<sub>2</sub>); Y = Crescimento econômico; CB = Consumo de biocombustíveis (renovável); CP = Consumo de petróleo (não renovável). Modelo estimado com base no procedimento de Toda e Yamamoto (1995). Exemplo para interpretação: resposta (EC) ao impulso (CB): EC – CB. As funções de resposta ao impulso acumuladas em termos percentuais são calculadas em relação à média da variável de resposta, ou seja, indicam o quanto cada choque acumulado período a período representa na média da variável. Esses resultados são calculados com uma margem de confiança de  $\pm 2$  S.E. Ordenação das variáveis: EC, CB, CP e Y.

As GIRFs acumuladas indicam que reduzir as emissões de carbono no Brasil sem afetar o crescimento econômico é desafiador, evidenciando o alto custo da mitigação e dificultando o cumprimento das metas do Acordo de Paris. Choques no consumo de biocombustíveis não reduzem as emissões de CO<sub>2</sub> no médio prazo; ao contrário, um choque de um desvio-padrão pode elevá-las em até 1,4% ao longo de dez anos, efeito estatisticamente pouco relevante.

No entanto, aumentos no uso de combustíveis renováveis têm impactos cumulativos menores sobre as emissões em comparação aos choques no consumo de energia não renovável, indicando que os biocombustíveis são menos poluentes que derivados de petróleo. Assim, políticas de incentivo aos biocombustíveis constituem uma estratégia promissora para mitigação da poluição (Amarante et al., 2021).

Por fim, um choque de um desvio-padrão no consumo de biocombustíveis (1%) tem efeito sobre o crescimento econômico cerca de duas vezes maior que um choque equivalente em energia não renovável (0,5%), mas ambos são estatisticamente insignificantes, mostrando impacto econômico irrelevante.

### 3.3.1 Decomposição da variância dos erros de previsão

A Tabela 9 apresenta a decomposição da variância dos erros de previsão das emissões de carbono, do consumo de energia renovável e não renovável e do crescimento econômico. Inicialmente, as emissões de CO<sub>2</sub> explicam 100% de sua própria variação, mas no curto prazo sua contribuição diminui à medida que os efeitos das inovações em energia e crescimento econômico aumentam. No quinto período, as emissões respondem por 47,08% da variância própria, enquanto energia renovável, não renovável e crescimento econômico explicam 2,15%, 3,82% e 46,94%, respectivamente. No médio prazo (10 períodos), a participação das inovações em energia permanece baixa, enquanto a do crescimento econômico sobe para 62,52%. Assim, inovações no consumo de energia têm baixo poder explicativo sobre a dinâmica das emissões de carbono.

No primeiro período, cerca de 91,61% das variações no consumo de energia renovável são explicadas pelo próprio choque de inovação. No médio prazo, choques de produção respondem por 32,43% das variações, enquanto emissões de carbono e energia não renovável explicam 5,87% e 27,19%, respectivamente. Para o consumo de energia não renovável, 86,98% das variações permanecem determinadas pelo próprio choque, com o crescimento econômico, emissões de carbono e energia renovável respondendo por 56,57%, 13,96% e 5,06%, respectivamente.

No crescimento econômico, inovações em emissões de carbono explicam 52,51% dos erros de previsão no primeiro período, enquanto energia renovável e não renovável contribuem com 1,67% e 3,21%. Após dez períodos, a participação das emissões cai para 18,17%, com o consumo de energia permanecendo pouco relevante.

Em síntese, a decomposição da variância mostra que o consumo de energia possui baixo poder explicativo tanto para o crescimento econômico quanto para as emissões de carbono. Em contraste, o crescimento econômico exerce influência expressiva sobre o uso de energia renovável e não renovável no médio prazo. Ademais, os resultados corroboram o teste de causalidade, que evidencia uma relação bidirecional entre as emissões de CO<sub>2</sub> e o crescimento econômico. Essa interação sugere que políticas públicas voltadas à redução da poluição podem gerar efeitos relevantes sobre a atividade econômica, devendo, portanto, ser formuladas com atenção às possíveis implicações sobre o crescimento.

Tabela 10 – Decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis do modelo VAR (%)

Períodos	S.E.	EC	CB	CP	Y
<b>Emissões de carbono</b>					
1	0.04	100.00	0.00	0.00	0.00
5	0.09	47.08	2.15	3.82	46.94
10	0.13	30.89	2.83	3.76	62.52
<b>Consumo de energia renovável</b>					
1	0.12	8.39	91.61	0.00	0.00
5	0.23	2.81	73.54	18.32	5.33
10	0.34	5.87	34.51	27.19	32.43
<b>Consumo de energia não renovável</b>					
1	0.05	12.11	0.91	86.98	0.00
5	0.10	15.47	2.28	40.09	42.16
10	0.13	13.96	5.06	24.41	56.57
<b>Crescimento econômico</b>					
1	0.03	52.51	1.67	3.21	42.60
5	0.09	19.95	0.54	1.12	78.39
10	0.13	18.17	0.39	0.64	80.81

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Variáveis em logaritmo natural: EC = Emissões de carbono (CO<sub>2</sub>); Y = Crescimento econômico; CB = Consumo de biocombustíveis (renovável); CP = Consumo de petróleo (não renovável). Ordenação das variáveis: EC, CB, CP e Y.



## 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a relação dinâmica entre emissões de carbono, consumo de energia e crescimento econômico no Brasil entre 1980 e 2019. A investigação considerou o consumo desagregado de energia – eletricidade, biocombustíveis, petróleo, gás natural e carvão – e avaliou a causalidade de curto e longo prazo com base em fundamentos da teoria econômica. Além disso, os vínculos dinâmicos entre emissões de carbono, consumo de energia renovável e não renovável e crescimento econômico foram examinados por meio de funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão no médio prazo.

O estudo apresenta contribuições relevantes à literatura nacional ao incorporar quebras estruturais e ao analisar um conjunto abrangente de fontes de energia associadas ao avanço da degradação ambiental. De modo geral, os resultados empíricos obtidos oferecem subsídios mais robustos para o desenho de políticas econômicas, energéticas e ambientais.

Nesse sentido, o trabalho fornece aos formuladores de políticas diretrizes inovadoras para o desenvolvimento de estratégias abrangentes e integradas, capazes de considerar a complexa interação entre emissões de carbono, consumo desagregado de energia e crescimento econômico. As evidências apresentadas são fundamentais para a elaboração de políticas que articulem eficientemente diferentes fontes de energia, com o objetivo de reduzir a poluição, garantir um suprimento sustentável e promover um crescimento econômico de baixa emissão de carbono. Com base nos resultados, o estudo propõe recomendações voltadas à mitigação das emissões de CO<sub>2</sub>, ao aumento da eficiência energética e ao fomento de um desenvolvimento econômico sustentável no Brasil.

### 4.1 Recomendações de políticas

As evidências apresentadas neste estudo destacam um dos principais desafios da economia brasileira: reduzir as emissões de carbono sem comprometer o crescimento econômico e o consumo de energia, sobretudo no que se refere aos combustíveis fósseis, como o petróleo. Embora o País tenha avançado no uso de fontes renováveis, a dependência de energia não renovável permanece significativa para sustentar a produtividade. Nas últimas décadas, o aumento da demanda energética foi suprido pela expansão do uso de recursos não renováveis, intensificando as emissões de CO<sub>2</sub>. Sem uma mudança decisiva na política energética, essa trajetória tende a persistir, colocando em risco os esforços de sustentabilidade e a transição para uma economia de baixo carbono.

Os resultados indicam que, sem uma ação governamental mais incisiva, será difícil cumprir os compromissos assumidos no Acordo de Paris. Dessa forma, torna-se essencial implementar políticas públicas direcionadas à reestruturação do setor energético e à promoção de um modelo de crescimento baseado em baixas emissões. Isso envolve investimentos robustos em energias renováveis, melhorias na eficiência energética e estímulos à adoção de práticas sustentáveis nos setores industrial e agrícola. Além disso, são indispensáveis metas claras e mecanismos de incentivo que mobilizem tanto empresas quanto a sociedade a reduzir suas emissões.

Para alcançar as metas de conservação ambiental, o governo brasileiro deve priorizar incentivos e investimentos na produção e no uso de gás natural e biocombustíveis, fontes que apresentam menores emissões de carbono e não comprometem o crescimento econômico. No médio prazo, essas alternativas são fundamentais para a redução da poluição. As análises de causalidade sugerem que políticas voltadas ao consumo de eletricidade e carvão – sejam conservadoras ou expansivas – têm impacto limitado sobre o crescimento econômico. Assim, políticas de conservação devem concentrar-se na redução do uso de carvão, uma das principais fontes de emissões de CO<sub>2</sub>.

Dada a abundância de recursos naturais no Brasil, é recomendável que os planejadores governamentais busquem ampliar a atração de investimentos estrangeiros para a exploração de fontes renováveis e o desenvolvimento de tecnologias energeticamente eficientes, além de fortalecer a infraestrutura energética nacional. Essas ações podem acelerar a transição da matriz energética e atender à crescente demanda

por melhor qualidade ambiental. Finalmente, sugere-se que pesquisas futuras incorporem análises setoriais envolvendo emissões de CO<sub>2</sub>, consumo desagregado de energia e produção econômica, de modo a fornecer subsídios adicionais e mais precisos aos formuladores de políticas públicas.

## REFERÊNCIAS

- ACHEAMPONG, A. O. Economic growth, CO<sub>2</sub> emissions and energy consumption: what causes what and where? **Energy Economics**, v. 74, p. 677-692, 2018.
- ADEBAYO, T. S. *et al.* Sustainability of energy-induced growth nexus in Brazil: do carbon emissions and urbanization matter? **Sustainability**, v. 13, n. 8, p. 4371, 2021.
- AHMAD, A. *et al.* Carbon emissions, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. **Energy Policy**, v. 96, p. 131-143, 2016.
- AHMAD, N. *et al.* Modelling the CO<sub>2</sub> emissions and economic growth in Croatia: is there any environmental Kuznets curve? **Energy**, v. 123, p. 164-172, 2017.
- AHMED, M.; AZAM, M. Causal nexus between energy consumption and economic growth for high-, middle- and low-income countries using frequency domain analysis. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 60, p. 653-678, 2016.
- AKADIRI, S. S. *et al.* Carbon emissions, energy consumption and economic growth: causality evidence. **International Journal of Energy Technology and Policy**, v. 15, n. 2-3, p. 320-336, 2019.
- ALAM, M. *et al.* Relationships among carbon emissions, economic growth, energy consumption and population growth: Testing Environmental Kuznets Curve hypothesis for Brazil, China, India and Indonesia. **Ecological Indicators**, v. 70, p. 466-479, 2016.
- ALBIMAN, M. M.; SULEIMAN, N. N.; BAKA, H. O. The relationship between energy consumption, CO<sub>2</sub> emissions and economic growth in Tanzania. **International Journal of Energy Sector Management**, v. 9, n. 3, p. 361-375, 2015.
- ALKHATHLAN, K.; JAVID, M. Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Saudi Arabia: An aggregate and disaggregate analysis. **Energy Policy**, v. 62, p. 1525-1532, 2013.
- 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.
- AMARANTE, J. C. A. *et al.* The relationship between economic growth, renewable and nonrenewable energy use and CO<sub>2</sub> emissions: empirical evidences for Brazil. **Greenhouse Gases: Science and Technology**, v. 11, n. 3, p. 411-431, 2021.
- ANASTACIO, J. A. R. Economic growth, CO<sub>2</sub> emissions and electric consumption: Is there an environmental Kuznets curve? An empirical study for North America countries. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 7, n. 2, p. 65-71, 2017.

- APERGIS, N.; PAYNE, J. E. Renewable and non-renewable energy consumption-growth nexus: Evidence from a panel error correction model. **Energy economics**, v. 34, n. 3, p. 733-738, 2012.
- APERGIS, N.; PAYNE, J. E. Renewable energy consumption and growth in Eurasia. **Energy economics**, v. 32, n. 6, p. 1392-1397, 2010.
- AWAD, A.; ABUGAMOS, H. Income-carbon emissions nexus for Middle East and North Africa countries: a semi-parametric approach. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 7, n. 2, p. 152-159, 2017.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of applied econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, p. 47-78, 1998.
- BÉLAÏD, F.; YOUSSEF, M. Environmental degradation, renewable and non-renewable electricity consumption, and economic growth: Assessing the evidence from Algeria. **Energy policy**, v. 102, p. 277-287, 2017.
- CABRAL, J.; LEGEY, L. F. L.; DE FREITAS CABRAL, M. V. Electricity consumption forecasting in Brazil: A spatial econometrics approach. **Energy**, v. 126, p. 124-131, 2017.
- DITZEN, J.; KARAVIAS, Y.; WESTERLUND, J. Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in stata. **The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata**, v. 25, n. 3, p. 526-560, 2025.  
<https://doi.org/10.1177/1536867X251365449>
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- GEIGES, A. *et al.* Incremental improvements of 2030 targets insufficient to achieve the Paris Agreement goals. **Earth System Dynamics**, v. 11, n. 3, p. 697-708, 2020.
- GORUS, M. S.; AYDIN, M. The relationship between energy consumption, economic growth, and CO2 emission in MENA countries: causality analysis in the frequency domain. **Energy**, v. 168, p. 815-822, 2019.
- GRANGER, C. W. J. Causality, cointegration, and control. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 551-559, 1988.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **NBER Working Papers Series**, n. 3914, 1991.
- HATZIGEORGIOU, E.; POLATIDIS, H.; HARALAMBOPOULOS, D. CO2 emissions, GDP and energy intensity: a multivariate cointegration and causality analysis for Greece, 1977–2007. **Applied Energy**, v. 88, n. 4, p. 1377-1385, 2011.

JAUNKY, V. C. The CO<sub>2</sub> emissions-income nexus: evidence from rich countries. **Energy policy**, v. 39, n. 3, p. 1228-1240, 2011.

JIAN, J. *et al.* The effects of energy consumption, economic growth and financial development on CO<sub>2</sub> emissions in China: A VECM approach. **Sustainability**, v. 11, n. 18, p. 4850, 2019.

KARIMI, M. S. *et al.* Dynamic linkages between renewable energy, carbon emissions and economic growth through nonlinear ARDL approach: Evidence from Iran. **Plos one**, v. 16, n. 7, p. e0253464, 2021.

KAYA, Y. *et al.* (Ed.). **Environment, energy, and economy: strategies for sustainability**. Tokyo: United Nations University Press, 1997.

KHAN, M. K.; KHAN, M. I.; REHAN, M. The relationship between energy consumption, economic growth and carbon dioxide emissions in Pakistan. **Financial Innovation**, v. 6, n. 1, p. 1-13, 2020.

KHAN, M. K.; TENG, J.-Z.; KHAN, M. I. Effect of energy consumption and economic growth on carbon dioxide emissions in Pakistan with dynamic ARDL simulations approach. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 26, n. 23, p. 23480-23490, 2019.

KIRIKKALELI, D. *et al.* Does globalization matter for ecological footprint in Turkey? Evidence from dual adjustment approach. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 28, n. 11, p. 14009-14017, 2021.

LIMA, M. A. *et al.* Renewable energy in reducing greenhouse gas emissions: Reaching the goals of the Paris agreement in Brazil. **Environmental Development**, v. 33, p. 100504, 2020.

LIU, Y.; HAO, Y. The dynamic links between CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic development in the countries along “the Belt and Road”. **Science of the total Environment**, v. 645, p. 674-683, 2018.

MANN, H. B. Nonparametric tests against trend. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 245-259, 1945.

MONTOYA, M. A.; PASQUAL, C. A. O Uso Setorial de Energia Renovável versus Não Renovável e as Emissões de CO<sub>2</sub> na Economia Brasileira: Um Modelo Insumo-Produto Híbrido para 53 Setores. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 2, p. 288-335, 2015.

MUNIR, Q.; LEAN, H. H.; SMYTH, R. CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: a cross-sectional dependence approach. **Energy Economics**, v. 85, p. 104571, 2020.

NARAYAN, P. K. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. **Applied economics**, v. 37, n. 17, p. 1979-1990, 2005.

NARAYAN, P. K.; NARAYAN, S. Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. **Economic Modelling**, v. 22, n. 3, p. 423-438, 2005.

- NASIR, M.; REHMAN, F. Ur. Environmental Kuznets curve for carbon emissions in Pakistan: an empirical investigation. **Energy policy**, v. 39, n. 3, p. 1857-1864, 2011.
- NORONHA, M.; ZANINI, R. R.; SOUZA, A. M. The impact of electric generation capacity by renewable and non-renewable energy in Brazilian economic growth. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 26, n. 32, p. 33236-33259, 2019.
- OZCAN, B.; TZEREMES, P. G.; TZEREMES, N. G. Energy consumption, economic growth and environmental degradation in OECD countries. **Economic Modelling**, v. 84, p. 203-213, 2020.
- OZTURK, I.; ACARAVCI, A. CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 14, n. 9, p. 3220-3225, 2010.
- PAO, H.; FU, H. Renewable energy, non-renewable energy and economic growth in Brazil. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 25, p. 381-392, 2013.
- PAO, H.; LI, Y.; FU, H. Causality relationship between energy consumption and economic growth in Brazil. **Smart Grid and Renewable Energy**, p. 198-205, 2014.
- PAO, H.; TSAI, C. Modeling and forecasting the CO2 emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil. **Energy**, v. 36, n. 5, p. 2450-2458, 2011.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, p. 1361-1401, 1989.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.
- RAHMAN, Z. Ur. *et al.* A disaggregated-level analysis of the relationship among energy production, energy consumption and economic growth: Evidence from China. **Energy**, v. 194, p. 116836, 2020.
- RAIHAN, A. *et al.* Dynamic impacts of energy use, agricultural land expansion, and deforestation on CO2 emissions in Malaysia. **Environmental and Ecological Statistics**, p. 1-31, 2022.
- RAIHAN, A.; TUSPEKOVA, A. Nexus between emission reduction factors and anthropogenic carbon emissions in India. **Anthropocene Science**, v. 1, n. 2, p. 295-310, 2022.
- SAIDI, K.; RAHMAN, M. M.; AMAMRI, M. The causal nexus between economic growth and energy consumption: New evidence from global panel of 53 countries. **Sustainable cities and society**, v. 33, p. 45-56, 2017.
- SALARI, M.; JAVID, R. J.; NOGHANIBEHAMBARI, H. The nexus between CO2 emissions, energy consumption, and economic growth in the US. **Economic Analysis and Policy**, v. 69, p. 182-194, 2021.
- SHAHBAZ, M. Does trade openness affect long run growth? Cointegration, causality and forecast error variance decomposition tests for Pakistan. **Economic Modelling**, v. 29, n. 6, p. 2325-2339, 2012.



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.

STERN, N.; STERN, N. H. **The economics of climate change: the Stern review**. Cambridge University press, 2007.

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

TUGCU, C. T.; OZTURK, I.; ASLAN, A. Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth relationship revisited: evidence from G7 countries. **Energy Economics**, v. 34, n. 6, p. 1942-1950, 2012.

USMAN, O.; AKADIRI, S. S.; ADESHOLA, I. Role of renewable energy and globalization on ecological footprint in the USA: implications for environmental sustainability. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 27, n. 24, p. 30681-30693, 2020.

WANG, E.; LEE, C. The impact of clean energy consumption on economic growth in China: is environmental regulation a curse or a blessing? **International Review of Economics & Finance**, v. 77, p. 39-58, 2022.

ZEILEIS, A. *et al.* Strucchange: An R package for testing for structural change in linear regression models. **Journal of statistical software**, v. 7, p. 1-38, 2002.

ZHANG, L. *et al.* Carbon emissions, energy consumption and economic growth: Evidence from the agricultural sector of China's main grain-producing areas. **Science of the Total Environment**, v. 665, p. 1017-1025, 2019.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of business & economic statistics**, v. 20, n. 1, p. 25-44, 1992.

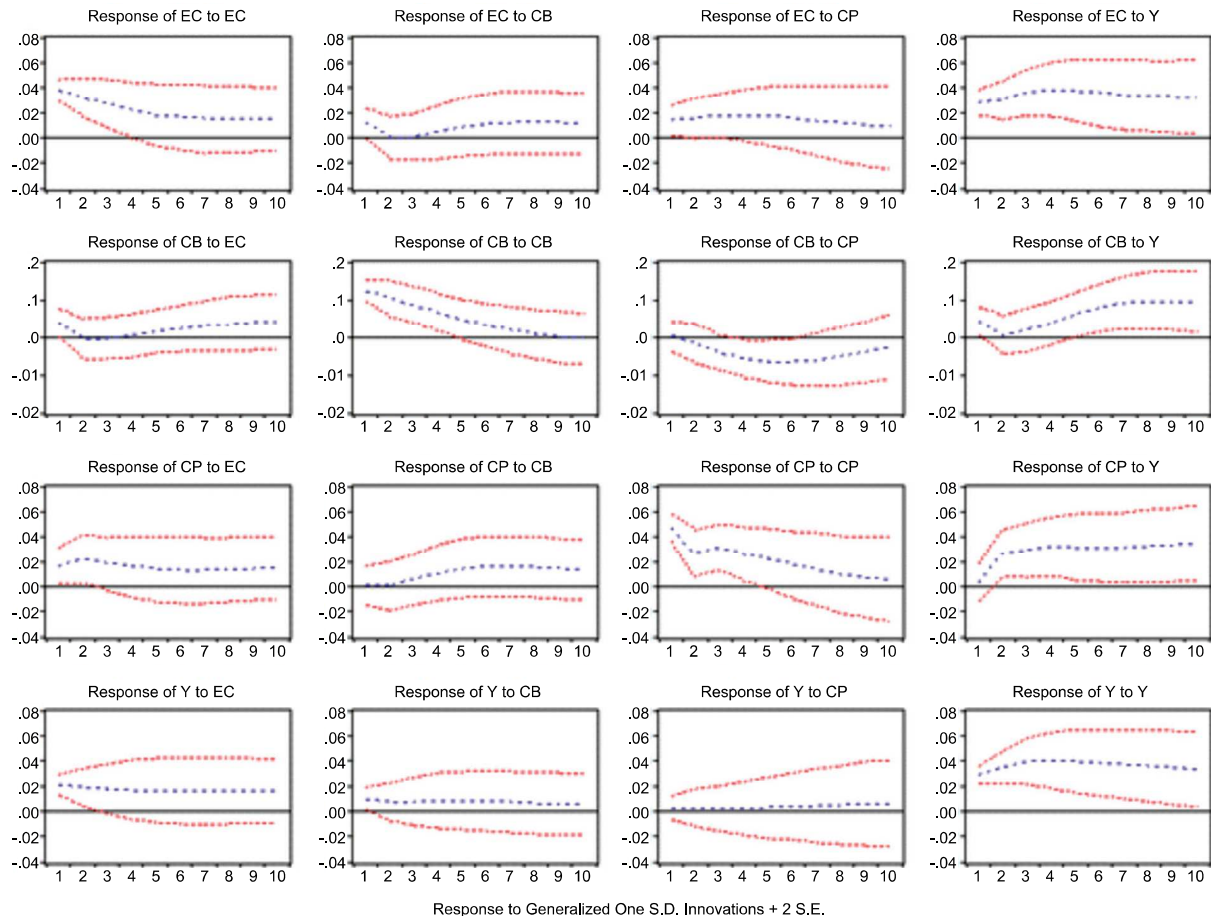
## APÊNDICE

Tabela A1 – Diagnóstico das estimativas do modelo VAR

Teste	Estatística
Autocorrelação	11.981
Heterocedasticidade	173.5408
Normalidade	194.988
Estabilidade (root)	0.975

Fonte: Elaborado pelos autores.

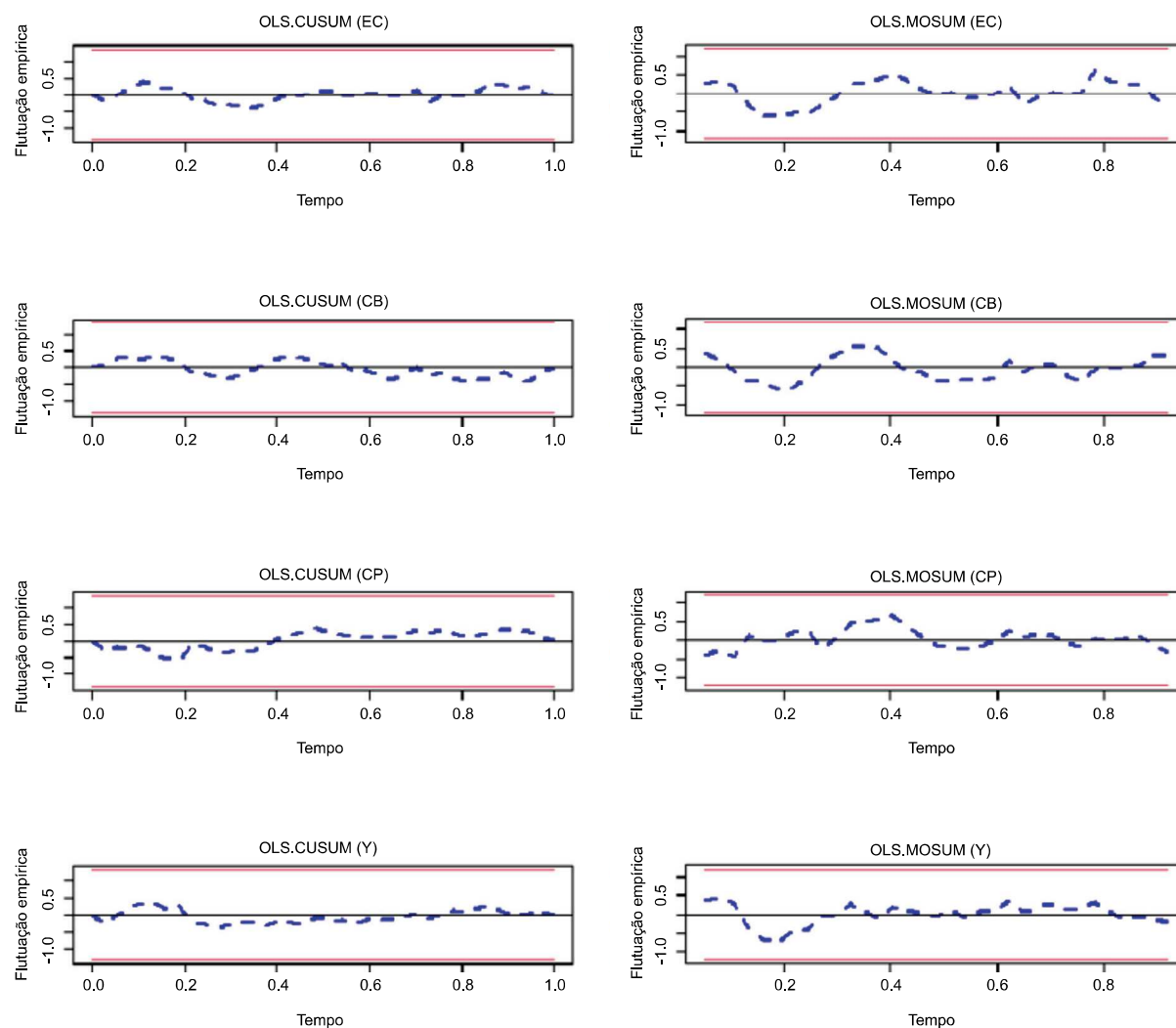
Figura A1 – FIRGs para emissões de CO<sub>2</sub>, consumo de energia e crescimento econômico



Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Variáveis em logaritmo natural: EC = Emissões de carbono (CO<sub>2</sub>); Y = Produto Interno Bruto (PIB); CB = Consumo de biocombustíveis (renovável); CP = Consumo de petróleo (não renovável). Modelo VAR estimado com 2 lags pelo método de Toda e Yamamoto (1995).

Figura A2 – Teste de estabilidade dos parâmetros para o modelo VAR



Fonte: Elaborado pelos autores.