

A Incerteza da Política Econômica, a Transição Energética e a Inovação Ecológica Afetam a Degradação Ambiental no Brasil?

André Luiz Ramos Takano * Karina Oliveira Belarmino de Almeida †
Weslem Rodrigues Faria ‡

2024

RESUMO

Este estudo investiga a relação entre variáveis climáticas, como emissões de gases poluentes, transição para energias renováveis e inovações ecológicas, e eventos econômicos, como globalização e incerteza econômica, com foco no contexto brasileiro. Utilizando o modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) e o *Bounds Test* para a detecção de cointegração, a análise revela uma cointegração significativa entre essas variáveis, o que indica uma relação de longo prazo e destaca a importância da estabilidade macroeconômica e da redução da incerteza política para fomentar aecoinovação e diminuir as emissões de gases do efeito estufa.

Palavras-chave: Incerteza. Ecoinovação. ARDL. Cointegração.

ABSTRACT

This study investigates the relationship between climate variables, such as greenhouse gas emissions, renewable energy transition and green innovations, and economic events, such as globalization and economic uncertainty, focusing on the Brazilian context. Using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and the Bounds Test for cointegration detection, the analysis reveals significant cointegration between these variables, indicating a long-term relationship and highlighting the importance of macroeconomic stability and reduced policy uncertainty to foster eco-innovation and reduce greenhouse gas emissions.

Keywords: Uncertainty. Eco-innovation. ARDL. Cointegration.

*Economista. Doutorando em Economia Aplicada no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE/UFJF), Brasil.

†Economista. Doutoranda em Economia Aplicada no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE/UFJF), Brasil.

‡Economista. Doutor em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo (IPE/USP) e Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF).

1 INTRODUÇÃO

A sustentabilidade dos recursos ambientais, dada sua escassez, é um tema amplamente discutido na atualidade, enfatizando a necessidade de um uso racional e sustentável dos mesmos. Conforme definido por Barbier (2011), sustentabilidade implica um desenvolvimento que atende às necessidades presentes sem comprometer a capacidade das futuras gerações de satisfazerem suas próprias necessidades. Tal definição sublinha a importância de garantir que o bem-estar desfrutado atualmente seja igualmente acessível às gerações vindouras. Contudo, o desenvolvimento econômico, embora tenha trazido benefícios significativos à sociedade, também resultou em mudanças drásticas nos ecossistemas.

Em 2021, o mundo emitiu 52,8 gigatoneladas (Gt) de CO_2 equivalente em gases do efeito estufa, excluindo as emissões decorrentes do uso da terra. Entre os maiores poluidores globais, incluindo o transporte internacional, destacam-se China, Estados Unidos, Índia, Rússia, União Europeia e Brasil (PNUMA, 2022). No Brasil, as emissões de gases do efeito estufa totalizaram 2,4 Gt de CO_2 equivalente. Segundo, o Observatório do Clima (2023), a composição das emissões por setor é a seguinte: 18% provenientes da energia, 25% da agropecuária, 49% das mudanças no uso da terra, 4% de resíduos e 4% de processos industriais. Esta distribuição destaca a necessidade de políticas setoriais específicas para mitigar as emissões.

Historicamente, os países industrializados têm sido os principais responsáveis pelo acúmulo de gases do efeito estufa na atmosfera. No entanto, essa tendência está sendo revertida graças aos esforços globais de redução de emissões. Apesar disso, as mudanças nas cadeias globais de valor, através do *outsourcing* e *offshoring*, têm transferido a produção industrial para países mais pobres, em busca de redução de custos na manufatura. Isso resultou na realocação de indústrias intensivas em emissões para essas nações, exacerbando a poluição (SESSO et al., 2020; OLIVEIRA, 2019; VALE; PEROBELLI; CHIMELI, 2018).

Este cenário evidencia a necessidade de ações políticas coordenadas para enfrentar as mudanças climáticas e líderes mundiais têm adotado medidas políticas como os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) e o Acordo de Paris, com metas a serem alcançadas até 2030. O objetivo central dessas iniciativas é estabilizar o aumento da temperatura global em 1,5° C até o final deste século. Cada país desenvolveu suas Contribuições Nacionalmente Determinadas (CND), revisadas a cada cinco anos, com o intuito de reduzir suas emissões e promover a eficiência energética, energias renováveis e a conservação das florestas, entre outras medidas (ZHANG et al., 2023; PNUMA, 2022).

A partir da matriz de emissão brasileira, este estudo propõe utilizar a metodologia abordada por Zhang et al. (2023) e proposta por Sam, McNown e Goh (2019), que emprega o modelo *Augmented Autoregressive Distributed Lag* (AARDL) e a análise de causalidade de mudança gradual. O objetivo é explorar o papel da transição energética, inovação ecológica, globalização e emissões de gases do efeito estufa sob a ótica da incerteza de política econômica.

A incerteza na política econômica pode influenciar significativamente os esforços de mitigação das mudanças climáticas, podendo impactar negativamente as políticas ambientais e os investimentos em tecnologias verdes. A incapacidade de prever os resultados econômicos potenciais das políticas governamentais pela maioria dos agentes econômicos afeta o ambiente em que tais entidades econômicas operam, e quaisquer mudanças provavelmente podem influenciar suas decisões que, por sua vez, estimulariam ou retardariam as emissões de CO_2 (LIU; ZHANG, 2022). Além disso, a globalização tem implicações complexas para a degradação ambiental. Enquanto facilita a disseminação de tecnologias e práticas sustentáveis, também pode contribuir para o aumento das emissões devido à intensificação das atividades econômicas e ao deslocamento da produção para regiões com regulamentações ambientais menos rígidas. Analisar esses efeitos no contexto brasileiro ganha, portanto, relevância para desenvolver estratégias eficazes de mitigação.

A transição energética, que envolve a mudança de uma matriz energética baseada em combustíveis fósseis para fontes renováveis, é uma das principais estratégias para reduzir as emissões de gases do efeito estufa. Em paralelo, a inovação ecológica é essencial para alcançar a sustentabilidade, ao promover desenvolvimento e implementação de novas tecnologias e práticas que minimizam os impactos ambientais. No entanto, a adoção de tais medidas enfrenta desafios significativos, incluindo barreiras tecnológicas, econômicas e políticas. Investigando como a incerteza econômica afeta essa transição energética e os investimentos em inovação ecológica pode trazer luz para formuladores de políticas, afetando a capacidade do Brasil de reduzir suas emissões e proteger seus ecossistemas.

Compreender como variáveis climáticas, como emissões de CO_2 , transição para energias renováveis e inovações ecológicas, se relacionam com eventos econômicos, como globalização e incerteza na política econômica, é essencial por várias razões, incluindo os impactos econômicos, riscos financeiros, sustentabilidade no uso de recursos a longo prazo e cooperação internacional em questões climáticas. No Brasil, essa compreensão é especialmente relevante devido à riqueza em recursos naturais, exposição a eventos climáticos extremos, importância de setores econômicos específicos e compromissos internacionais assumidos. Entender essas interações é fundamental para o desenvolvimento sustentável, adaptação às mudanças climáticas e busca por soluções que beneficiem tanto o meio ambiente quanto a economia brasileira.

O presente estudo explora o papel da transição energética, inovação ecológica, globalização e emissões de gases do efeito estufa sob a perspectiva da incerteza econômica, utilizando um modelo *Augmented Autoregressive Distributed Lag* (AARDL) para identificar relações de cointegração entre essas variáveis. Conforme apontado por Goh et al. (2017), o ARDL Aumentado introduziu um novo teste capaz de identificar a relação precisa de cointegração entre as variáveis. Os resultados apontam para uma relação significativa de longo prazo, o que permite analisar os impactos das ações econômicas e políticas nas questões ambientais e formular estratégias para mitigar emissões de CO_2 , promover energias renováveis e incentivar inovações ecológicas. A detecção de cointegração entre essas variáveis é fundamental para entender as dinâmicas de longo prazo e informar políticas econômicas e ambientais, proporcionando uma compreensão mais abrangente para a tomada de decisões no âmbito nacional e internacional.

Este artigo se divide em cinco seções, além desta introdutória. A segunda seção é dedicada à revisão de literatura. A base de dados e a metodologia são discutidas na terceira seção. A quarta seção foca nos resultados do modelo. Por fim, na quinta seção, são apresentadas as conclusões e recomendações de futuros estudos.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nos últimos anos, a relação entre a Incerteza da Política Econômica (EPU) e as emissões de CO_2 tem sido amplamente investigada utilizando a metodologia ARDL, com estudos focados tanto em países desenvolvidos quanto em desenvolvimento. Pesquisas, como a de Syed e Bouri (2022), mostram que a relação entre EPU e emissões de CO_2 pode ser positiva no curto prazo e negativa no longo prazo, apoiando a hipótese da Curva de Kuznets. Isso sugere que a incerteza pode inicialmente desincentivar a inovação e, posteriormente, influenciar negativamente variáveis macroeconômicas, como o PIB e o consumo de energia.

Outros estudos, como os de Ahmed et al. (2021) e Anser, Apergis e Syed (2021), identificaram uma relação negativa de longo prazo entre EPU e emissões de CO_2 , observada principalmente nos 10 maiores emissores. No entanto, para o Reino Unido, a relação observada foi oposta, com uma relação negativa no curto prazo que pode ser atribuída ao aumento no uso de fontes de energia renováveis para mitigar as emissões, revertendo essa tendência no longo prazo.

A pesquisa de Iqbal, Chand e Haq (2023) amplia o escopo para vários países e revela que a relação entre EPU e emissões de CO_2 é positiva tanto no curto quanto no longo prazo em todos os países analisados. No entanto, Adedoyin e Zakari (2020) não encontraram efeitos significativos na China, indicando que a incerteza pode não impactar as emissões de CO_2 nesse país de maneira substancial.

A relação entre incerteza e investimentos em inovação é contraditória, com algumas teorias sugerindo que a incerteza pode desincentivar investimentos, enquanto outras argumentam que ela pode estimulá-los. Estudos como os de Han, Yue e He (2023) e Feng e Zheng (2022) destacam que, em alguns contextos, a incerteza pode ter um efeito de incentivo, particularmente na inovação ecológica, enquanto a pesquisa de Zhang et al. (2021) e Qamruzzaman, Karim e Jahan (2022) mostra que a redução da incerteza está associada a um aumento no consumo de energias renováveis. Estes resultados indicam a importância da estabilidade macroeconômica na transição para uma matriz energética mais sustentável.

A globalização influencia as emissões de CO_2 através de três efeitos principais, conforme descrito por Grossman e Krueger (1991). O efeito escala sugere que o aumento do comércio internacional leva a um maior consumo de energia e, conseqüentemente, a mais poluição. O efeito composição indica que o crescimento da degradação ambiental ocorre em indústrias pesadas, mas pode haver uma redução na

poluição em indústrias leves e de serviços devido ao estímulo econômico do comércio. O efeito técnico está relacionado à importação de tecnologias mais limpas, o que pode reduzir as emissões. A combinação desses efeitos resulta em uma relação negativa com as emissões em países desenvolvidos e positiva em países em desenvolvimento.

Estudos como o de Yurtkuran (2021) identificaram o efeito escala da globalização política na Turquia, enquanto formas de globalização econômica e social, medidas pelo Índice KOF, foram associadas a uma diminuição das emissões a longo prazo. Em contraste, Azam et al. (2022) não encontraram evidências dos efeitos mencionados nos países da Associação Sul-Asiática para a Cooperação Regional (SAARC), sugerindo que a globalização contribuiu para a melhoria da qualidade ambiental nesses países devido às suas condições econômicas menos desenvolvidas.

Pesquisas adicionais, como a de Khan et al. (2019), identificaram o efeito escala para os três tipos de globalização no Paquistão, com um modelo ARDL dinâmico, enquanto Pata e Caglar (2021) descobriram uma relação positiva entre globalização e emissões tanto no curto quanto no longo prazo. Esses estudos destacam a complexidade da relação entre globalização e emissões de CO_2 , dependendo do contexto e das características do país.

Outros estudos mostram resultados variados: Teng et al. (2021), usando um modelo QARDL em 10 países da OECD, encontraram que a globalização tem um impacto dinâmico, aumentando a degradação a curto prazo e diminuindo-a a longo prazo. Por outro lado, ??) encontraram uma relação positiva entre globalização e emissões em todos os quantis para os Estados Unidos. Em Cingapura, Mehmood (2021) identificaram uma relação negativa entre globalização social e econômica e emissões a curto e longo prazo, enquanto a globalização política apresentou uma relação positiva a longo prazo, mas com uma melhoria na qualidade do ar a curto prazo.

A ecoinovação é definida como a introdução de novos ou aprimorados produtos ou práticas que resultam em menores impactos ambientais em comparação com as alternativas anteriores, e que estão disponíveis para uso ou aplicação por outras unidades, conforme Kemp et al. (2019). Segundo Horbach (2014), as ecoinovações são relevantes para a redução do impacto ambiental e do consumo de energia, destacando sua importância na mitigação dos efeitos ambientais negativos das atividades econômicas. Elas têm um papel significativo na proteção do clima e na promoção de práticas mais sustentáveis.

A pesquisa sobre a relação entre ecoinovação e emissões de CO_2 revela que, para os países do BRICS, como indicado por Sadiq et al. (2023), Jin et al. (2022), e Song et al. (2022), a ecoinovação tem uma correlação negativa com as emissões tanto no curto quanto no longo prazo, ajudando a reduzir a degradação ambiental. No entanto, Hafeez et al. (2022) observaram que, para Rússia, China, Índia e Japão, a relação entre ecoinovação e emissões não foi significativa no curto prazo, mas foi negativa e significativa no longo prazo.

Para os Estados Unidos, Hossain et al. (2023) encontraram que, apesar de ecoinovações e outras tecnologias ambientais aumentarem o peso fator de capacidade (uma medida de sustentabilidade ambiental), a degradação ambiental persiste tanto no curto quanto no longo prazo. Esse resultado pode ser atribuído à alta dependência dos EUA de combustíveis fósseis, o que dificulta uma rápida restauração da biocapacidade e uma redução significativa da pegada ecológica.

A investigação sobre energias renováveis destaca que sua adoção é vista como uma solução chave para a redução das emissões de CO_2 . Estudos como os de Adedoyin et al. (2021), Wang (2022), e Apergis et al. (2023) demonstram uma relação negativa entre energias renováveis e emissões tanto no curto quanto no longo prazo em países como Japão, China e Uzbequistão. Análises adicionais, como a de Udeagha e Ngepah (2022), mostram que a energia nuclear e hidroelétrica têm efeitos positivos na mitigação ambiental a longo prazo, com a energia nuclear mostrando também efeitos significativos a curto prazo. No entanto, Kartal (2023) encontraram que, para a economia americana, energias renováveis podem inicialmente aumentar a degradação ambiental a curto prazo, mas contribuem para a redução das emissões a longo prazo.

O exame da relação entre ecoinovação, energias sustentáveis e emissões de CO_2 revela um panorama complexo e multifacetado. As ecoinovações demonstram um papel importante na redução das emissões e na mitigação dos impactos ambientais, com efeitos mais evidentes a longo prazo, conforme indicado pelos estudos sobre o BRICS e os Estados Unidos. No entanto, a eficácia das ecoinovações e energias renováveis na redução das emissões pode variar substancialmente dependendo do contexto econômico e da

dependência de combustíveis fósseis, como observado nos Estados Unidos.

Os estudos existentes destacam a necessidade de uma análise detalhada que considere os efeitos temporais e contextuais dasecoinovações e das energias sustentáveis. A transição para uma matriz energética mais sustentável e a promoção de inovações ecológicas são influenciadas por uma série de fatores, incluindo a incerteza política e a globalização. A seção seguinte abordará a metodologia utilizada para explorar essas dinâmicas complexas, empregando novas abordagens econométricas aumentadas de ARDL e causalidade de mudança gradual para fornecer uma compreensão mais profunda da interação entre esses fatores e suas implicações para a sustentabilidade ambiental.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de Dados

O presente trabalho vale-se de dados com frequência anual, variando de 1991 a 2020, totalizando 30 observações. A Tabela ?? apresenta as variáveis utilizadas, com suas respectivas fontes. As séries em nível podem ser verificadas no Anexo A deste artigo.

Tabela 1 – Dados e Fontes

Variável	Descrição	Fonte	Unidade de Medida
ET	Emissões Totais	SEEG (2023)	Gigatoneladas (Gt)
EPU	Incerteza de Política Econômica	Baker, Bloom, Davis (2016)	Indicador
ER	Energias Renováveis	Banco Mundial (2023)	% do consumo total de energia
KOF	Globalização	KOF (2023)	Indicador
P	Inovação Ecológica	Banco Mundial (2023)	Aplicações de patentes (residentes + não-residentes)

Fonte: Elaboração Própria

A degradação ambiental é analisada através das emissões totais de gases do efeito estufa em toneladas, incluindo o dióxido de carbono (CO_2), o metano (CH_4) e o óxido nitroso (N_2O), extraídas do Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG). Esta variável é usada como uma *proxy* para medir o impacto das atividades econômicas na saúde humana e no meio ambiente.

A incerteza da política econômica foi incluída a partir dos dados de Baker, Bloom e Davis (2016), que incluem relatos de notícias políticas, disposições tributárias futuras e discordâncias nos modelos institucionais. A variável de transmissão de energias renováveis é composta pelo percentual total final no consumo de energias renováveis do país, tendo como fonte o Banco Mundial. Do mesmo banco de dados, foi coletada uma *proxy* para ecoinovação, representando a soma das patentes de residentes e não-residentes. Essas patentes são importantes para medir a inovação ambiental e a capacidade tecnológica dos países, bem como o desenvolvimento da capacidade inovativa nos Sistemas Nacionais de Inovação (SNIs) (ARCHIBUGI; PLANTA, 1996). Embora ofereçam vantagens como comparabilidade entre países e custos reduzidos, também têm desvantagens, já que muitas patentes não são comercializadas e ficam como segredo industrial (MONTENEGRO, 2016).

Por fim, a globalização foi medida pelo *KOF Globalisation Index*, que avalia diversas dimensões da globalização, incluindo fluxos internacionais e condições que promovem esses fluxos (DREHER, 2006; GYGLI et al., 2019). Este índice, atualizado para incluir globalização *de facto* e *de jure*, será utilizado em sua média para representar uma visão geral dos três tipos de globalização Gygli et al. (2019).

3.2 Estratégia Empírica

Para analisar os efeitos das variáveis independentes sobre as emissões de CO_2 no Brasil, o artigo utiliza a abordagem de teste de limites ARDL aumentada para cointegração proposta por Sam, McNown e Goh (2019). Esse modelo é vantajoso porque oferece versatilidade, sendo aplicável a variáveis com ordens

de integração diferentes, como I(0) e I(1), embora não seja adequado para variáveis I(2). Além disso, o ARDL pode ser usado de forma confiável com pequenos conjuntos de dados e, ao adotar uma seleção por defasagem para as variáveis explicadas e explicativas, ajuda a lidar com problemas de endogeneidade que possam surgir.

Em uma análise preliminar, por conseguinte, deve-se fazer uma avaliação da estacionariedade do conjunto de dados por meio de testes de raiz unitária. Realizar testes de raiz unitária no conjunto de dados antes de implementar um modelo ARDL é fundamental para garantir a validade das estimativas econométricas. A presença de raiz unitária indica que uma série temporal é não estacionária, o que pode levar a resultados espúrios se não for adequadamente tratada (HAMILTON, 2020). Testes de raiz unitária, como o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o *Phillips-Perron* (PP), ajudam a identificar a natureza da estacionariedade das séries temporais, permitindo a diferenciação adequada das séries não estacionárias. Isso assegura que as variáveis utilizadas no modelo ARDL sejam estacionárias ou, no mínimo, integradas da mesma ordem, evitando a obtenção de coeficientes não confiáveis e inferências incorretas.

Na análise, serão utilizados os testes ADF e PP para avaliar a presença de raiz unitária nas séries temporais do conjunto de dados. O teste ADF é amplamente utilizado para verificar a estacionariedade ao incluir termos de defasagem nas diferenças da série, corrigindo a autocorrelação serial (DICKEY; FULLER, 1979; DICKEY; FULLER, 1981). O teste PP, por sua vez, ajusta os erros padrão da estatística de teste, proporcionando uma robustez adicional contra possíveis heterocedasticidades e autocorrelação (PHILLIPS; PERRON, 1988)s. A combinação desses testes oferece uma análise robusta da estacionariedade das séries, garantindo que o modelo ARDL seja construído sobre uma base sólida de dados estacionários ou adequadamente transformados, permitindo estimativas mais precisas e interpretações confiáveis dos resultados econométricos.

O modelo ARDL é amplamente utilizado entre os pesquisadores. McNown e Goh (2018) e Sam, McNown e Goh (2019) afirmaram que esse teste é bastante flexível, pois permite que as variáveis de controle sejam I(0) ou I(1) se a variável de resposta for I(1). Para resolver esse problema, McNown e Goh (2018) e Sam, McNown e Goh (2019) aprimoraram o modelo ARDL criado por Pesaran, Shin e Smith (2001), referindo-se a ele como o ARDL aumentado. Além disso, eles recomendaram o teste F para variáveis explicativas como uma alternativa ao teste F e ao teste t. Um teste t ou teste F extra para os coeficientes de variáveis explicativas defasadas é utilizado neste modelo.

O teste primário na pesquisa de modelagem ARDL é um teste F para medir o impacto cumulativo dos parâmetros de nível (PESARAN; SHIN; SMITH, 2001; PESARAN; PESARAN, 1997). O segundo teste para as variáveis explicadas defasadas é um teste t . Quer os regressores sejam I(0) ou I(1), os valores abaixo de H_0 revelam uma distribuição não padronizada na ausência de afiliação de nível.

Apesar de empregar valores críticos padrão, Pesaran, Shin e Smith (2001) e Sam, McNown e Goh (2019) propuseram dois conjuntos de valores críticos de aproximação: um para regressores puramente I(1) e outro para regressores totalmente I(0). Se as estatísticas do teste F e do teste t forem menores que o valor crítico do limite inferior, uma H_0 de "conexão não longa" não pode ser rejeitada, mostrando que não há relação de longo prazo entre as variáveis. Por outro lado, se os valores estatísticos do teste F e do teste t ultrapassarem o valor crítico do limite superior, a H_0 seria desconsiderada, indicando a presença de relações longas entre os parâmetros. Por fim, se o valor da estatística de teste não for menor nem maior que os dois valores críticos, mostrando que o valor caiu entre os dois valores críticos, a conclusão sobre as correlações de longo-prazo permanece incerta.

A Equação (1) ilustra o modelo ARDL aplicado:

$$\begin{aligned} \Delta ET_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_2 \Delta EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^r \beta_3 \Delta ER_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^s \beta_4 \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^t \beta_5 \Delta KOF_{t-i} + \gamma_1 ET_{t-i} + \gamma_2 EPU_{t-i} + \gamma_3 ER_{t-i} + \\ & \gamma_4 P_{t-i} + \gamma_5 KOF_{t-i} + \sigma D_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Onde ϵ_t representa o ruído branco e significa a primeira diferença. Enquanto o agregado reflete a dinâmica de curto prazo, γ_1 até γ_5 refletem os eventos de longo-prazo. D_t é incorporado para acomodar

irregularidades estruturais.

O modelo de correção de erros é apresentado na Equação (2):

$$\Delta ET_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \theta_1 \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_2 \Delta EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^r \theta_3 \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^s \theta_4 \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^t \theta_5 \Delta KOF_{t-i} + \omega ECT_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

Onde θ_5 denota ineficiências de curto prazo, ECT é o termo de correção de erro que mede a taxa na qual cada período retorna ao equilíbrio após um choque e é o parâmetro correspondente que oferece uma estimativa. O valor esperado do parâmetro ECT está entre -1 e 0 , com 0 indicando ausência de divergência em direção ao equilíbrio e 1 representando convergência perfeita, o que implica que se o valor for -1 , qualquer choque no período determinado é devidamente ajustado no período seguinte.

As Equações (3) e (4) descrevem os testes citados:

$$F_{mdia}^{teste} H_0 : \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0 \quad (3)$$

$$t_{DV}^{teste} H_0 : \phi_1 = 0 \quad (4)$$

$$F_{IDV}^{teste} H_0 : \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0 \quad (5)$$

Neste estudo, a estrutura de ARDL examina os efeitos da transição de energia renovável, inovação ecológica, incerteza da política econômica e globalização nas emissões de gases do efeito estufa brasileiras. O modelo é estimado em dois métodos, um de longo prazo e de curto prazo.

A Equação (6) estima a relação de longo-prazo, onde o modelo ARDL determina se existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis usando o seguinte modelo:

$$\Delta ET_t = \beta_0 + \beta_1 ET_{t-i} + \beta_2 EPU_{t-i} + \beta_3 ER_{t-i} + \beta_4 P_{t-i} + \beta_5 KOF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_6 \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_7 \Delta EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^r \beta_8 \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^s \beta_9 \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^t \beta_{10} \Delta KOF_{t-i} + \epsilon_t \quad (6)$$

O Δ significa que a variável de emissões está em primeira diferença, ϵ_t é o termo de erro enquanto $a-h$ são as defasagens especificadas pelo critério AIC . A estatística F examina se os índices lineares têm uma relação de equilíbrio de longo-prazo. O modelo ARDL também avalia as interações entre as variáveis no longo e no curto prazo nas Equações (7) e (8).

$$\Delta ET_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_2 \Delta EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^r \gamma_3 \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_4 \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_5 \Delta KOF_{t-i} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta ET_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_1 \Delta ET_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_2 \Delta EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^r \gamma_3 \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_4 \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_5 \Delta KOF_{t-i} + \gamma_6 ECM_{t-i} + \epsilon_t + \quad (8)$$

Nazlioglu, Gormus e Soytaş (2019) expandiram o teste de causalidade *Fourier Toda - Yamamoto* em cinco estruturas distintas para capturar mudanças estruturais na análise de causalidade de Granger e adicionar mudanças suaves. O teste de causalidade de *Fourier Granger* foi criado recentemente, empregando frequência única (SF) e frequências cumulativas (CF), respectivamente, e é conhecido como abordagem de Fourier (NAZLIOGLU; GORMUS; SOYTAS, 2019). A estatística de teste de *Wald* redesenhada combina a avaliação *TY-VAR* com a estimativa de *Fourier* (MWALT). Considerando que os coeficientes de interceptação são constantes ao longo do tempo, o modelo VAR é modificado na Equação 6 conforme especificado na Equação (9):

$$y_t = \sigma(t) + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \quad (9)$$

A causalidade *Fourier Toda-Yamamoto* com uma única frequência é expressa na Equação (??) através de uma modificação na Equação (10):

$$y_t = \sigma_0 + \gamma_1 \text{sen} \frac{2\pi kt}{T} + \gamma_2 \text{sen} \frac{2\pi kt}{T} \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \quad (10)$$

Neste caso, testa-se a H_0 para não causalidade e utiliza-se a estatística de *Wald* para confirmar a hipótese. Também utiliza-se a inspeção diagnóstica *CUSUM* e *CUSUMQs* para avaliar a robustez do modelo. Para validar a correlação serial, o teste *Breusch Godfrey LM* é utilizado. Para detectar heterocedasticidade, o teste *BG* é realizado. O teste *JB* também é usado para determinar a normalidade residual *ARCH*. Finalmente, o teste de redefinição de *Ramsey* foi usado para especificar o modelo.

4 RESULTADOS

Nesta seção, discutem-se os resultados das análises empíricas, ressaltando as principais descobertas e suas respectivas interpretações. Inicialmente, descreve-se a estacionariedade das séries através dos testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) de raiz unitária. Em seguida, criam-se modelos *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) e constrói-se um *Error Correction Model* (ECM), fornecendo apenas a melhor ordem de atraso. Por fim, realizam-se os testes de limites para cointegração conforme descrito em Pesaran, Shin e Smith (2001), fornecendo os multiplicadores e a equação de cointegração. Os exercícios de estimação são realizados utilizando o pacote “ARDL” do *software* estatístico *R*. A validade e a precisão deste pacote são verificadas pela replicação bem-sucedida dos resultados de Pesaran, Shin e Smith (2001) e Natsiopoulou e Tzeremes (2022).

As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados dos testes ADF e PP. Em conformidade com a análise visual e descritiva das séries, considera-se a presença determinística bem definida somente na série KOF. Na tabela 2, apresentam-se os resultados do teste ADF para as séries em nível e em primeira diferença, nas quais τ_t refere-se à equação de teste sem intercepto e tendência; $\tau_{\mu 1}$, sem intercepto; e $\tau_{\mu 2}$, com intercepto e tendência. Para todas as séries em nível, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%. Uma vez verificada a não estacionariedade das séries em nível, parte-se para a análise em primeira diferença, cujos resultados apontam uma rejeição da hipótese nula em todos os níveis de significância, exceto para as séries DER e DKOF, que apresentam valores significativos somente a 5% e 10%.

O mesmo padrão de resultados é encontrado a partir do teste PP, conforme observado na tabela 3, a partir da estatística de teste Z_τ . Conclusivamente, uma vez que as séries tornam-se, todas, estacionárias em primeira diferença, pode-se dizer que estas seguem um processo integrado de ordem 1, ou são $I(1)$. Quando duas ou mais séries temporais são $I(1)$, elas podem apresentar tendências estocásticas. No entanto, se uma combinação linear dessas séries for estacionária ($I(0)$), diz-se que essas séries são cointegradas. A cointegração sugere que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, mesmo que elas possam divergir no curto prazo. Para avaliar essa questão, o próximo passo é a estimação do modelo ARDL.

Em um modelo ARDL, todas as variáveis podem ser integradas de primeira ordem ou $I(1)$, de ordem inferior ou uma mistura das duas possibilidades. Uma variável integrada de primeira ordem, ou $I(1)$, é aquela que requer a aplicação de uma diferença para se tornar estacionária, cujas propriedades estatísticas, como média e variância, não mudam ao longo do tempo. No contexto do ARDL, todas as variáveis são

Tabela 2 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de Raiz Unitária^{1 2}

Em nível			
	τ_t	$\tau_{\mu 1}$	$\tau_{\mu 2}$
ET	-1.354		
EPU	1.500		
ER	0.76		
KOF	-0.256	6.280	4.679
P	0.916		
Em 1ª diferença			
	τ_t	$\tau_{\mu 1}$	$\tau_{\mu 2}$
DET	-2.788***		
DEPU	-4.1383***		
DER	-2.4306**		
DKOF	-3.6877**	4.6432*	6.7997**
DP	-5.4593***		

¹ H_0 : presença de raiz unitária (não estacionariedade).

² *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaboração própria

Tabela 3 – Teste Phillips-Perron de Raiz Unitária^{1 2}

Em nível	
	Z_τ
ET	-1.162
EPU	-1.396
ER	-1.923
KOF	-0.299
P	-2.519
Em 1ª diferença	
	Z_τ
DET	-5.380***
DEPU	-5.352***
DER	-3.204**
DKOF	-7.485***
DP	-7.942***

¹ H_0 : presença de raiz unitária (não estacionariedade).

² *, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaboração própria

tratadas como I(1) porque o modelo permite a inclusão de defasagens das variáveis explicativas para capturar tanto os efeitos de curto prazo quanto os de longo prazo. A inclusão das defasagens permite que o modelo capture os efeitos de ajuste lento e os efeitos de longo prazo das variáveis independentes sobre a variável dependente.

Busca-se a melhor especificação de ordem ARDL, de acordo com o critério de informação *Akaike* (AIC), levando em consideração as restrições fornecidas. O modelo preferido é aquele com o menor valor do critério de seleção, conforme descrito na tabela 4. Nos Anexos B, C e D, estão incluídas, respectivamente, as saídas dos modelos ARDL, bem como do UECM (*Unrestricted Error Correction Model*) e do RECM (*Restricted Error Correction Model*) do melhor modelo.

O UECM e o RECM são componentes do modelo ARDL usados para analisar as relações de curto e longo prazo entre variáveis. O UECM captura a dinâmica de ajuste da variável dependente em direção ao

Tabela 4 – Seleção de *lags* do Melhor Modelo ARDL³

et	e pu	er	kof	p	AIC
1	2	0	0	1	456.8358

³ Critério de seleção AIC.

Fonte: Elaboração própria

equilíbrio de longo prazo, por meio de um termo de correção de erros que mede a velocidade de ajuste após desvios no curto prazo. O RECM é uma forma restrita do UECM, onde se impõem restrições adicionais sobre os coeficientes do modelo, levando em consideração hipóteses teóricas específicas. Ambos os modelos permitem uma análise abrangente das relações de longo prazo e o comportamento de ajuste no curto prazo entre as variáveis no contexto do ARDL.

Estimados os modelos, realizam-se os *Bound Tests* propostos por Pesaran, Shin e Smith (2001), também conhecidos como testes de cointegração de *Pesaran*. No contexto do pacote "ARDL", as variáveis de ordem I(1) não precisam ser diferenciadas explicitamente. O modelo ARDL pode lidar com variáveis que são integradas de diferentes ordens (I(0) e I(1)), e o teste de cointegração de *Pesaran* é projetado para verificar a presença de cointegração entre essas variáveis. A diferenciação explícita das variáveis é realizada internamente pelo pacote ARDL quando necessário para a análise de curto prazo.

A cointegração ocorre quando duas ou mais variáveis estão estatisticamente relacionadas no longo prazo, mesmo que apresentem movimentos individuais distintos no curto prazo. Em resumo, a diferença principal entre o *f-test* de *Wald* e o *t-test* de *Pesaran* reside no contexto em que são aplicados. O primeiro é usado para testar restrições sobre os coeficientes em um modelo linear, enquanto o segundo é usado especificamente para testar a presença de cointegração no modelo ARDL.

Estima-se o *f-test* de *Wald* (tabela 5) e o *t-test* (tabela 6) nos parâmetros do modelo UECM, com interceptação irrestrita e sem tendência. Em ambos os casos, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração a 5% de significância. Uma vez que os valores dos testes são estatisticamente significativos, isso sugere que há uma relação de cointegração entre as variáveis.

Tabela 5 – *Bounds F-test (Wald)* para Ausência Cointegração⁴

Estatística F	P-valor
4.0862	0.003***

⁴ Obs: *** indica rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaboração própria

Tabela 6 – *Bounds t-test* para Ausência Cointegração⁵

Estatística t	P-valor
-4.7142	0.007***

⁵ Obs: *** indica rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaboração própria

Por fim, pode-se analisar graficamente a relação de longo prazo estimada (equação de cointegração ou CE), representada pela linha em vermelho, contra a variável dependente, emissões totais (ET), representada pela linha em preto. Reconhece-se que, em termos de movimentação, a variável dependente não se correlaciona adequadamente e conforme esperado, tendo períodos de descolamento muito evidentes, como entre os anos 1999 a meados de 2007.

Em termos genéricos, a falta de uma forte correlação entre a equação de cointegração e uma variável dependente pode ocorrer por várias razões. Uma possível explicação é que a equação de cointegração representa o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, enquanto a variável dependente pode estar mais

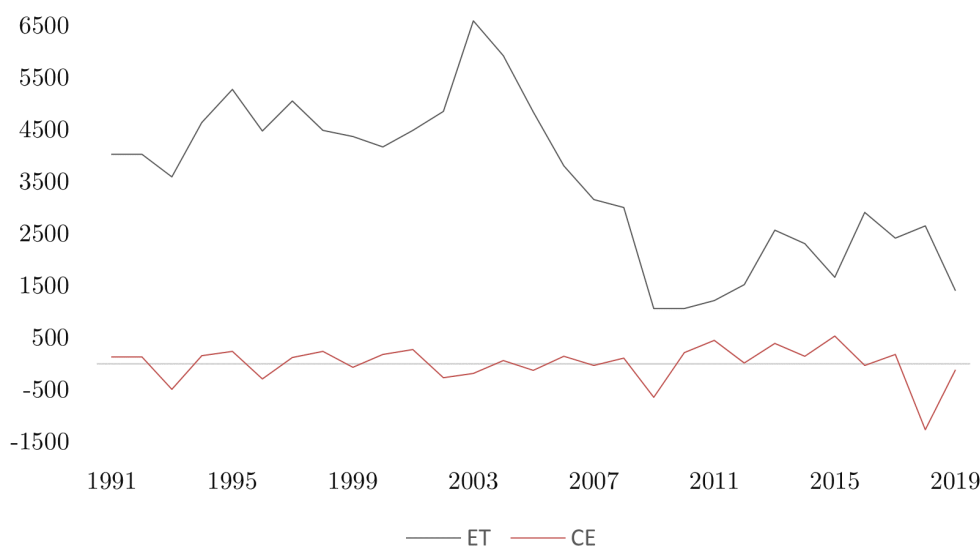


Figura 1 – Emissões Totais *versus* Equação de Cointegração

Fonte: Elaboração própria

relacionada com os movimentos de curto prazo ou ser influenciada por outros fatores não capturados pela cointegração. Por exemplo, é importante considerar que o Brasil é um país com grande diversidade de fontes de emissões de CO_2 , incluindo desmatamento, agricultura, indústria e transporte. Durante o governo Lula (2003-2010), houve uma série de iniciativas voltadas para o combate ao desmatamento na Amazônia e o incentivo às energias renováveis. Essas políticas podem ter tido um impacto na redução das emissões de CO_2 em certos setores, mas é necessário analisar dados concretos e comparar com períodos anteriores e posteriores para obter uma avaliação mais precisa. Portanto, embora haja uma relação estável de longo prazo entre as variáveis, as flutuações de curto prazo podem fazer com que não haja uma correlação tão evidente entre a equação de cointegração e a variável dependente.

Em resumo, a falta de correlação entre a equação de cointegração e uma variável dependente pode ser devido às diferenças nos horizontes de tempo considerados (longo prazo *versus* curto prazo), influências de fatores não capturados ou uma relação indireta entre a equação de cointegração e a variável dependente. É importante analisar cuidadosamente o contexto específico e considerar outros fatores que possam estar influenciando a relação entre as variáveis ao interpretar os resultados.

5 CONCLUSÃO

A compreensão das relações entre variáveis climáticas, como emissões de gases poluentes, transição para energias renováveis e inovações ecológicas, e eventos econômicos, como globalização e incerteza econômica, é importante por diversas razões. Isso inclui impactos nas economias, riscos financeiros, sustentabilidade dos recursos a longo prazo e cooperação internacional em questões climáticas (ZHANG et al., 2023). No contexto brasileiro, essas interações são relevantes devido à riqueza em recursos naturais, exposição a eventos climáticos extremos, importância de setores econômicos específicos e compromissos internacionais do país. Entender essas interações é essencial para o desenvolvimento sustentável, adaptação às mudanças climáticas e busca de soluções que beneficiem o meio ambiente e a economia brasileira.

Neste contexto, o estudo analisa o papel da transição energética, inovação ecológica, globalização e emissões de gases do efeito estufa sob a perspectiva da incerteza econômica. Os resultados indicam uma relação significativa de cointegração entre essas variáveis. Identificar relações de longo prazo entre esses fatores permite avaliar o impacto das ações econômicas e políticas sobre questões ambientais, auxiliando na formulação de estratégias que promovam a redução das emissões de gases do efeito estufa, estimulem a

transição para energias renováveis e incentivem a adoção de inovações ecológicas. Além disso, a análise da cointegração entre essas variáveis contribui para entender os efeitos da globalização e da incerteza econômica sobre a sustentabilidade ambiental a longo prazo.

A estabilidade macroeconômica e a redução da incerteza política favorecem o avanço daecoinovação e a diminuição das emissões de gases do efeito estufa ao criar um ambiente de confiança para investimentos em tecnologias verdes. Quando a economia é previsível e as políticas são estáveis, empresas e investidores sentem-se mais seguros para alocar recursos em projetos sustentáveis e em pesquisa e desenvolvimento de soluções ecológicas (PORTER; LINDE, 1995). Isso também permite a implementação consistente de políticas ambientais, como regulamentações e incentivos para práticas sustentáveis (STERN, 2008). A previsibilidade pode reduzir os riscos associados a projetos de inovação ecológica e atrair investimentos de longo prazo em novas tecnologias, contribuindo para a mitigação dos impactos ambientais e o desenvolvimento de uma economia mais verde.

Há, no entanto, áreas que podem ser aprimoradas para fortalecer e aprofundar a análise. Uma análise mais detalhada da variável “inovação ecológica”, representada aqui pela *proxy* PATENTES (P), é considerada útil. Embora seja uma aproximação comum na literatura sobreecoinovação, o conceito possui outras dimensões no contexto brasileiro, como desenvolvimento de tecnologias limpas, agricultura sustentável, mobilidade e transporte verde, gestão de resíduos e eficiência energética. A construção de uma variável por meio da Análise de Componentes Principais (ACP) poderia enriquecer a discussão sobre o tema. Além disso, outras variáveis poderiam ser testadas na especificação do modelo, aumentando a significância dos coeficientes nos modelos ARDL, UECM e RECM.

Apesar das limitações, a detecção de cointegração entre variáveis é importante para entender as relações de longo prazo, melhorar previsões e modelagens, informar políticas econômicas e analisar relações entre variáveis. Essa análise proporciona uma compreensão mais ampla das dinâmicas econômicas e sociais, contribuindo para decisões mais informadas e fundamentadas.

REFERÊNCIAS

ADEDOYIN, F. F. et al. Renewable and non-renewable energy policy simulations for abating emissions in a complex economy: evidence from the novel dynamic ardl. *Renewable Energy*, Elsevier, v. 177, p. 1408–1420, 2021.

ADEDOYIN, F. F.; ZAKARI, A. Energy consumption, economic expansion, and co2 emission in the uk: the role of economic policy uncertainty. *Science of the Total Environment*, Elsevier, v. 738, p. 140014, 2020.

AHMED, Z. et al. Asymmetric nexus between economic policy uncertainty, renewable energy technology budgets, and environmental sustainability: Evidence from the united states. *Journal of Cleaner Production*, Elsevier, v. 313, p. 127723, 2021.

ANSER, M. K.; APERGIS, N.; SYED, Q. R. Impact of economic policy uncertainty on co 2 emissions: evidence from top ten carbon emitter countries. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 28, p. 29369–29378, 2021.

APERGIS, N. et al. Investigating the association among co2 emissions, renewable and non-renewable energy consumption in uzbekistan: an ardl approach. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 30, n. 14, p. 39666–39679, 2023.

ARCHIBUGI, D.; PLANTA, M. Measuring technological change through patents and innovation surveys. *Technovation*, Elsevier, v. 16, n. 9, p. 451–519, 1996.

AZAM, M. et al. Are globalization, urbanization, and energy consumption cause carbon emissions in saarc region? new evidence from cs-ardl approach. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 29, n. 58, p. 87746–87763, 2022.

- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, Oxford University Press, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BARBIER, E. The policy challenges for green economy and sustainable economic development. In: WILEY ONLINE LIBRARY. *Natural resources forum*. [S.l.], 2011. v. 35, n. 3, p. 233–245.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1057–1072, 1981.
- DREHER, A. Does globalization affect growth? evidence from a new index of globalization. *Applied economics*, Taylor & Francis, v. 38, n. 10, p. 1091–1110, 2006.
- FENG, G.-F.; ZHENG, M. Economic policy uncertainty and renewable energy innovation: International evidence. *Innovation and Green Development*, Elsevier, v. 1, n. 2, p. 100010, 2022.
- GOH, S. K. et al. Bootstrap ardl on energy-growth relationship for 22 oecd countries. *Applied Economics Letters*, Taylor & Francis, v. 24, n. 20, p. 1464–1467, 2017.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. *Environmental impacts of a North American free trade agreement*. [S.l.]: National Bureau of economic research Cambridge, Mass., USA, 1991.
- GYGLI, S. et al. The kof globalisation index–revisited. *The Review of International Organizations*, Springer, v. 14, p. 543–574, 2019.
- HAFEEZ, M. et al. Financial efficiency and its impact on renewable energy demand and co2 emissions: do eco-innovations matter for highly polluted asian economies? *Sustainability*, MDPI, v. 14, n. 17, p. 10950, 2022.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. [S.l.]: Princeton university press, 2020.
- HAN, X.; YUE, B.; HE, Z. Thriving in uncertainty: examining the relationship between perceived environmental uncertainty and corporate eco-innovation through the lens of dynamic capabilities. *Frontiers in Environmental Science*, Frontiers, v. 11, p. 1196997, 2023.
- HORBACH, J. Do eco-innovations need specific regional characteristics? an econometric analysis for germany. *Review of Regional Research*, Springer, v. 34, n. 1, p. 23–38, 2014.
- HOSSAIN, M. R. et al. Role of energy mix and eco-innovation in achieving environmental sustainability in the usa using the dynamic ardl approach: Accounting the supply side of the ecosystem. *Renewable Energy*, Elsevier, p. 118925, 2023.
- IQBAL, M.; CHAND, S.; HAQ, Z. U. Economic policy uncertainty and co2 emissions: a comparative analysis of developed and developing nations. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 30, n. 6, p. 15034–15043, 2023.
- JIN, C. et al. Asymmetric effects of eco-innovation and human capital development in realizing environmental sustainability in china: evidence from quantile ardl framework. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, Taylor and Francis Group i Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Fakultet . . . , v. 35, n. 1, p. 4947–4970, 2022.
- KARTAL, M. T. Production-based disaggregated analysis of energy consumption and co2 emission nexus: evidence from the usa by novel dynamic ardl simulation approach. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 30, n. 3, p. 6864–6874, 2023.
- KEMP, R. et al. Maastricht manual on measuring eco-innovation for a green economy. Inno4sd, 2019.
- KHAN, M. K. et al. Impact of globalization, economic factors and energy consumption on co2 emissions in pakistan. *Science of the total environment*, Elsevier, v. 688, p. 424–436, 2019.

LIU, Y.; ZHANG, Z. How does economic policy uncertainty affect co2 emissions? a regional analysis in china. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 29, n. 3, p. 4276–4290, 2022.

MCNOWN, C. Y. S. R.; GOH, S. K. Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, Routledge, v. 50, n. 13, p. 1509–1521, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>>.

MEHMOOD, U. Globalization-driven co2 emissions in singapore: an application of ardl approach. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 28, n. 9, p. 11317–11322, 2021.

MONTENEGRO, R. *Inovações ambientais e sistemas nacionais de inovação: caracterizações para o período 1990-2010*. 2016. Tese (Doutorado) — Tese (Doutorado em Economia)—Centro de Desenvolvimento e Planejamento . . . , 2016.

NATSIPOULOS, K.; TZEREMES, N. G. Ardl bounds test for cointegration: Replicating the pesaran et al.(2001) results for the uk earnings equation using r. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 37, n. 5, p. 1079–1090, 2022.

NAZLIOGLU, S.; GORMUS, A.; SOYTAS, U. Oil prices and monetary policy in emerging markets: structural shifts in causal linkages. *Emerging Markets Finance and Trade*, Taylor & Francis, v. 55, n. 1, p. 105–117, 2019.

Observatório do Clima. *Análise das emissões dos gases do efeito estufa e suas implicações para as metas climáticas do Brasil 1970-2021. Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG)*. 2023. <<https://www.oc.eco.br/wp-content/uploads/2023/03/SEEG-10-anos-v4.pdf>>. Acesso em: 26 de maio de 2023.

OLIVEIRA, P. R. d. Cadeias globais de valor: um estudo do comércio internacional de serviços a partir da análise de redes em matrizes de insumo-produto. Universidade Estadual Paulista (Unesp), 2019.

PATA, U. K.; CAGLAR, A. E. Investigating the ekc hypothesis with renewable energy consumption, human capital, globalization and trade openness for china: evidence from augmented ardl approach with a structural break. *Energy*, Elsevier, v. 216, p. 119220, 2021.

PESARAN, M. H.; PESARAN, B. Working with microfit 4.0: Interactive econometric analysis. (*No Title*), 1997.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.

PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, Oxford University Press, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.

PNUMA. *Relatório sobre a Lacuna de Emissões 2022*. 2022. <<https://www.unep.org/pt-br/resources/relatorio-sobre-lacuna-de-emissoes-2022>>. Acesso em: 26 de maio de 2023.

PORTER, M.; LINDE, C. Van der. Green and competitive: ending the stalemate. *The Dynamics of the eco-efficient economy: environmental regulation and competitive advantage*, Edward Elgar Publishing Cheltenham, v. 33, p. 120–134, 1995.

QAMRUZZAMAN, M.; KARIM, S.; JAHAN, I. Nexus between economic policy uncertainty, foreign direct investment, government debt and renewable energy consumption in 13 top oil importing nations: Evidence from the symmetric and asymmetric investigation. *Renewable Energy*, Elsevier, v. 195, p. 121–136, 2022.

SADIQ, M. et al. The impact of green finance, eco-innovation, renewable energy and carbon taxes on co2 emissions in brics countries: Evidence from cs ardl estimation. *Geoscience Frontiers*, Elsevier, p. 101689, 2023.

SAM, C. Y.; MCNOWN, R.; GOH, S. K. An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 80, p. 130–141, 2019.

- SESSO, P. P. et al. Structural decomposition of variations of carbon dioxide emissions for the united states, the european union and bric. *Journal of Cleaner Production*, Elsevier, v. 252, p. 119761, 2020.
- SONG, N. V. et al. The role of public-private partnership investment and eco-innovation in environmental abatement in usa: evidence from quantile ardl approach. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, p. 1–12, 2022.
- STERN, N. The economics of climate change. *American Economic Review*, American Economic Association, v. 98, n. 2, p. 1–37, 2008.
- SYED, Q. R.; BOURI, E. Impact of economic policy uncertainty on co2 emissions in the us: Evidence from bootstrap ardl approach. *Journal of Public Affairs*, Wiley Online Library, v. 22, n. 3, p. e2595, 2022.
- TENG, J.-Z. et al. Effect of foreign direct investment on co 2 emission with the role of globalization, institutional quality with pooled mean group panel ardl. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 28, p. 5271–5282, 2021.
- UDEAGHA, M. C.; NGEPAH, N. Disaggregating the environmental effects of renewable and non-renewable energy consumption in south africa: fresh evidence from the novel dynamic ardl simulations approach. *Economic Change and Restructuring*, Springer, v. 55, n. 3, p. 1767–1814, 2022.
- VALE, V. A.; PEROBELLI, F. S.; CHIMELI, A. B. International trade, pollution, and economic structure: evidence on co2 emissions for the north and the south. *Economic Systems Research*, Taylor & Francis, v. 30, n. 1, p. 1–17, 2018.
- WANG, L. Research on the dynamic relationship between china's renewable energy consumption and carbon emissions based on ardl model. *Resources Policy*, Elsevier, v. 77, p. 102764, 2022.
- YURTKURAN, S. The effect of agriculture, renewable energy production, and globalization on co2 emissions in turkey: A bootstrap ardl approach. *Renewable Energy*, Elsevier, v. 171, p. 1236–1245, 2021.
- ZHANG, M. et al. Does economic policy uncertainty, energy transition and ecological innovation affect environmental degradation in the united states? *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, Taylor & Francis, v. 36, n. 2, p. 2177698, 2023.
- ZHANG, Y. et al. Nexus between economic policy uncertainty and renewable energy consumption in bric nations: The mediating role of foreign direct investment and financial development. *Energies*, MDPI, v. 14, n. 15, p. 4687, 2021.

ANEXO A – SÉRIES DE TEMPO

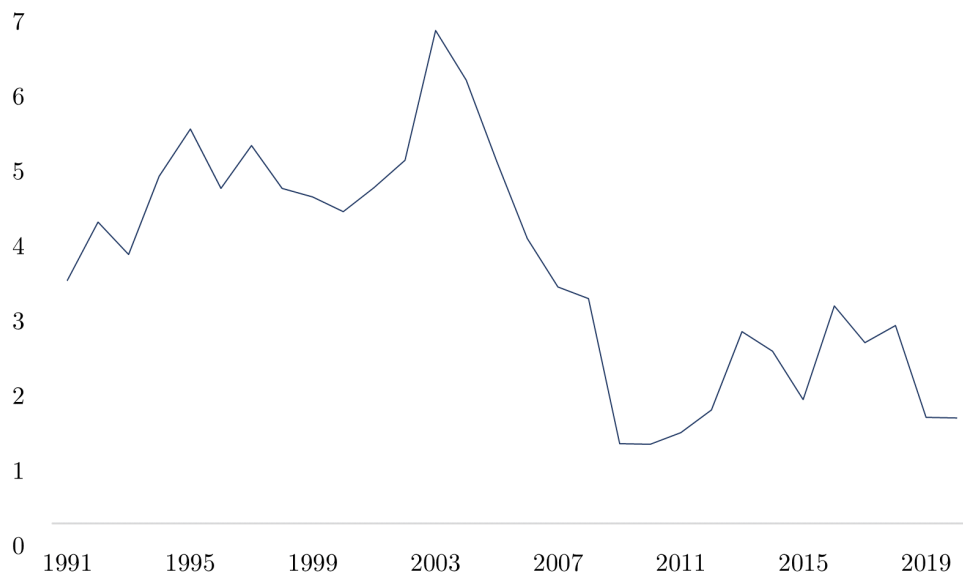


Figura 2 – Emissões Totais (Gt)

Fonte: SEEG (2023)

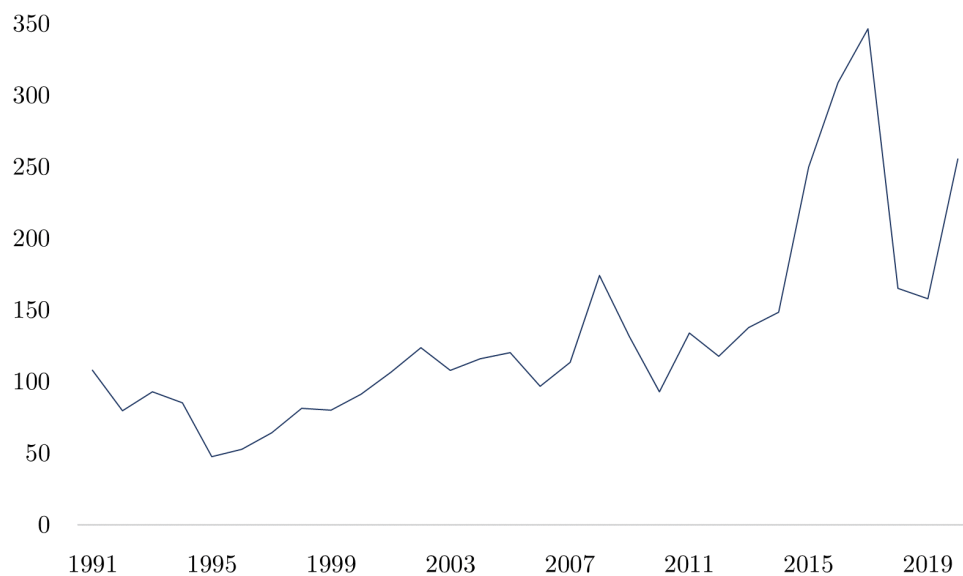


Figura 3 – *Economic Policy Uncertainty Index* EPU (Indicador)

Fonte: Baker, Bloom e Davis (2016)

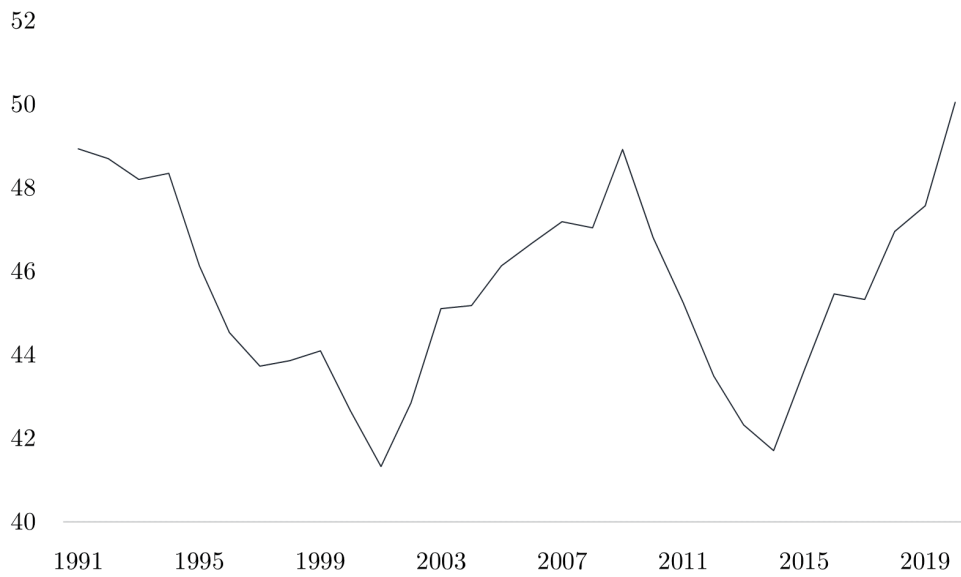


Figura 4 – Transmissão de Energias Renováveis
(% do consumo final de energia)

Fonte: Banco Mundial (2023)

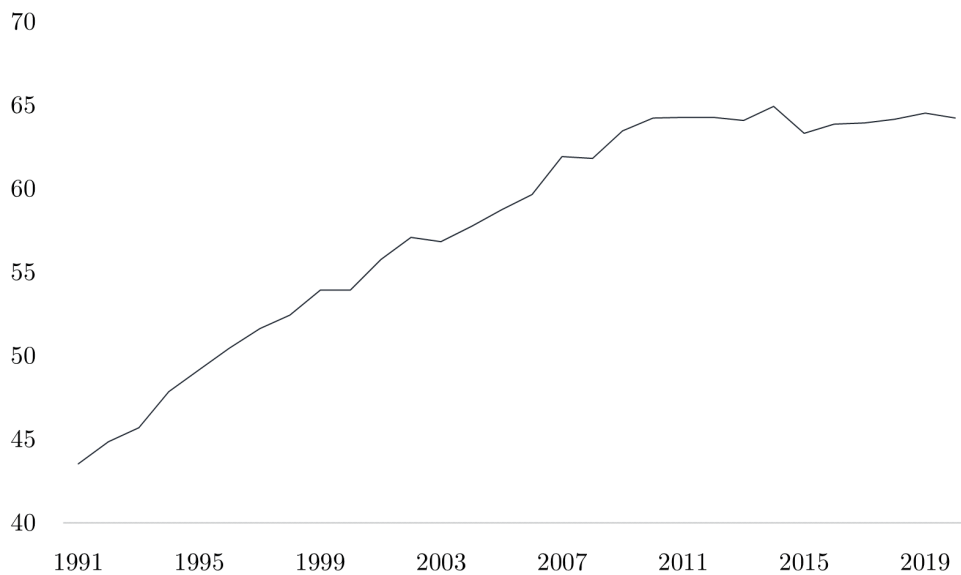


Figura 5 – KOF Globalisation Index - Brazil
(Índice)

Fonte: KOF Swiss Economic Institute



Figura 6 – Inovação Ecológica
(Aplicações de patentes: residentes + não-residentes)

Fonte: Banco Mundial (2023)

B MODELO ARDL

Tabela 7 – Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1318.94	-314.67	-16.66	318.17	1719.06
Coefficients	Estimate	Std.Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	11158.3295	5303.3692	2.104	0.0489 *
L(et, 1)	0.6380	0.1258	5.071	6.79e-05 ***
epu	0.9462	3.2193	0.294	0.7720
L(epu, 1)	3.8058	4.0632	0.937	0.3607
L(epu, 2)	-2.5837	3.4134	-0.757	0.4584
er	-103.5760	83.4833	-1.241	0.2298
kof	-89.2893	50.3292	-1.774	0.0921 .
p	63.4361	69.6343	0.911	0.3737
L(p, 1)	-100.1099	57.5296	-1.740	0.0980 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 717.4 on 19 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.8556 Adjusted R-squared: 0.7947

F-statistic: 14.07 on 8 and 19 DF p-value: 1.721e-06

Fonte: RStudio (Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa)

C MODELO UECM

Tabela 8 – Unrestricted Error Correction Model

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1318.94	-314.67	-16.66	318.17	1719.06
Coefficients	Estimate	Std.Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	11158.3295	5303.3692	2.104	0.04892 *
L(et, 1)	-0.3620	0.1258	-2.878	0.00964 **
L(epu, 1)	2.1683	3.3123	0.655	0.52056
er	-103.5760	83.4833	-1.241	0.22983
kof	-89.2893	50.3292	-1.774	0.09207 .
L(p, 1)	-36.6738	86.3857	-0.425	0.67594
d(epu)	0.9462	3.2193	0.294	0.77200
d(L(epu, 1))	2.5837	3.4134	0.757	0.45837
d(p)	63.4361	69.6343	0.911	0.37371

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 717.4 on 19 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4553 Adjusted R-squared: 0.226

F-statistic: 1.986 on 8 and 19 DF p-value: 0.1049

Fonte: RStudio (Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa)

D MODELO RECM

Tabela 9 – Restricted Error Correction Model

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-1318.94	-314.67	-16.66	318.17	1719.06
Coefficients	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
d(epu)	0.94622	2.42972	0.389	0.700387	
d(L(epu, 1))	2.58372	2.61857	0.987	0.333638	
d(p)	63.43609	39.60782	1.602	0.122325	
ect	-0.36204	0.09032	-4.009	0.000516 ***	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 638.3 on 24 degrees of freedom

(0 observations deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0.4627 Adjusted R-squared: 0.3731

F-statistic: 5.167 on 4 and 24 DF p-value: 0.003795

Fonte: RStudio (Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa)