

José Martins dos Santos²
ORCID: [0000-0002-7068-6445](https://orcid.org/0000-0002-7068-6445)

Adalmir Antônio Marquetti³
ORCID: [0000-0002-5864-3557](https://orcid.org/0000-0002-5864-3557)

Guilherme de Oliveira⁴
ORCID: [0000-0002-6061-8211](https://orcid.org/0000-0002-6061-8211)

2 Dr. Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul. Professor do Departamento de Economia, Universidade Federal da Fronteira Sul. ERS 135 - Km 72, 200, Caixa Postal 764, Erechim, Brasil, e-mail: jose.santos@uffs.edu.br

3 PhD. New School for Social Research. Professor do Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Av. Ipiranga 6681, Porto Alegre, Brasil, e-mail: aam@pucrs.br

4 Dr. Universidade de São Paulo (IPE/USP). Departamento de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Santa Catarina, R. Eng. Agrônomo Andrei Cristian Ferreira, s. n., Florianópolis, Brasil, e-mail: oliveira.guilherme@ufsc.br

RELAÇÕES DE CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS AMBIENTAIS E ECONÔMICAS: UMA ABORDAGEM EM DADOS DE PAINEL¹

RESUMO

Este estudo analisa as relações entre mudança técnica, crescimento econômico e a emissão de dióxido de carbono, CO₂, por meio da estimação de testes de causalidade de Granger em painel para uma amostra de 56 países entre 1980 e 2014. A estratégia empírica inova ao considerar os efeitos fixos e a dependência transversal entre as unidades do painel. Os resultados sugerem o predomínio de relações de causalidade partindo de variáveis econômicas para ambientais. Contudo, as evidências também sugerem que variações na emissão de CO₂ precedem variações na intensidade de capital e consumo de energia em todos os subgrupos de países da amostra.

Palavras-chave: Crescimento econômico; Meio ambiente; Causalidade de Granger em painel.

ABSTRACT

This paper investigates the relationship between technical change, economic growth and carbon dioxide emissions, CO₂, through the estimation of panel-based Granger causality tests for a sample of 56 countries between 1980 and 2014. The empirical strategy innovates by considering the fixed effects and the transversal dependence between the panel units. The results suggest the prevalence of causal relationships from economic to environmental variables. However, there were also evidence that variations in CO₂ emissions precede variations in capital intensity and energy consumption in all the subgroups of countries of the sample.

Keywords: Economic growth; Environment; Granger causality in panel data.

JEL Code: O13; O44; O47.

Recebido em: 01/09/2020
Revisado em: 11/09/2020
Aceito em: 12/01/2021

¹ Agradecemos a Alexandre Loures e aos dois pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões endereçadas a uma versão preliminar deste artigo. Eventuais erros remanescentes são de nossa responsabilidade.

INTRODUÇÃO

O aumento da temperatura média do planeta nos últimos 150 anos não encontra precedente histórico. Em pouco mais de um século, os oceanos aqueceram em cerca de $0,85^{\circ}\text{C}$, as geleiras diminuíram e o nível do mar elevou-se em 20 centímetros (IPCC, 2007; 2013; 2014). Há indícios de que esses fenômenos estão relacionados a ações antropogênicas, em especial, o consumo de energia fóssil e as emissões de gases do efeito estufa. A compreensão destas relações é central para a literatura que versa sobre crescimento econômico e meio ambiente.

Essa literatura parte da hipótese de que a poluição é oriunda de um processo de produção conjunta com o Produto Interno Bruto, PIB (COPELAND; TAYLOR, 1994; BROCK; TAYLOR, 2010). Desta relação tecnológica, a elevação do fluxo de poluição decorre do aumento da escala de produção (efeito escala), da mudança na intensidade de emissão por unidade de produto (efeito técnica), e/ou quando a produção se move para setores relativamente mais intensivos em combustíveis fósseis (efeito composição) (BROCK; TAYLOR, 2004).

Apesar desse entendimento teórico, grande parte dos estudos empíricos concentra-se em verificar o formato da curva de Kuznets ambiental (CKA), que supõe uma relação de u-invertido entre emissões e renda *per capita* (GROSMAN; KRUEGER, 1991; STERN, 2017). Dois pontos recebem relativamente pouca atenção. Primeiro, a CKA pressupõe causalidade unidirecional da renda *per capita* para a qualidade ambiental. A possibilidade de que a qualidade ambiental cause variações na renda é negligenciada (ARROW, *ET AL.*, 1995). Segundo, pouco se avançou em direção à compreensão do peso que os efeitos de técnica e composição têm na explicação da variação das emissões (BROCK; TAYLOR, 2004). Mais especificamente, os canais de causalidade que explicam a relação entre intensidade de capital, uso de energia e produtividade do trabalho com a poluição permanecem pouco explorados.

A compreensão destes relacionamentos também tem implicação direta para o desenho de políticas públicas que visam o abatimento das emissões. Este estudo procura contribuir nesse sentido, ao estimar relações de causalidade entre variáveis econômicas e ambientais que exploram os possíveis efeitos de retroalimentação da mudança técnica e do crescimento econômico com a emissão de dióxido de carbono, CO_2 . Foco dos acordos climáticos globais para redução das emissões, o CO_2 é o principal gás causador do efeito estufa.

A causalidade é abordada no sentido de precedência temporal num contexto de dados em painel. A literatura que explora esse tipo de relação de causalidade é ampla (DINDA; COONDOO, 2006; OPPONG, *ET AL.*, 2020). Munir, Lean e Smyth (2020) examinaram a relação entre consumo de energia, crescimento econômico e emissão de CO_2 em cinco países da Associação das Nações do Sudeste da Ásia (ASEAN). Entre os resultados, prevalecem relações de causalidade partindo das variáveis econômicas para

as ambientais. Belaïd e Zrelli (2019) encontram resultados similares para uma amostra de países do Mediterrâneo. Ao separar o consumo de energia entre renovável e fóssil, os autores sugerem que o consumo de energia fóssil expande o crescimento econômico e as emissões de CO₂, enquanto o consumo de energia renovável reduz o crescimento e as emissões de CO₂. Os dois trabalhos inovam ao controlar os resultados pela dependência transversal dos países da amostra.

O presente estudo também contribui nesse sentido. As relações de causalidade entre variáveis econômicas e ambientais são testadas num contexto de dados em painel, por meio do método proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012). O método inova na estimação de causalidade de Granger ao considerar os efeitos fixos e a dependência transversal entre as unidades do painel. Utilizou-se a recente *Extend Penn World Table v. 6.0* para a organização de um amplo painel com 56 países desenvolvidos e em desenvolvimento acompanhados entre 1980 e 2014.

As variáveis econômicas e ambientais são analisadas em unidades intensivas. São testadas as relações entre produtividade do trabalho, intensidade de capital, consumo de energia fóssil por trabalhador e emissão de CO₂ por trabalhador. Os resultados sugerem que o controle pelos efeitos específicos de país amplia as evidências de causalidade de Granger. Embora prevaleçam relações de causalidade partindo das variáveis econômicas para as ambientais, ao contrário da literatura atual, foram encontradas evidências robustas de que variações na emissão de CO₂ precedem variações da intensidade de capital e do consumo de energia em todos os seis subconjuntos de países da amostra.

Além desta introdução, o presente estudo está organizado em quatro seções. A seção 2 apresenta a base teórica e revisa a literatura empírica relacionada. O método e os dados são apresentados na seção 3. Na seção 4, o resultado do teste de causalidade é analisado e discutido. As principais conclusões são apresentadas na seção 5.

A RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE

O sistema econômico corresponde a um fluxo de entrada e saída de materiais. O fluxo de entrada são os fatores de produção. O fluxo de saída compreende o PIB, expresso em unidades monetárias, e resíduos ambientais. Assim, o sistema econômico gera, ao mesmo tempo, um produto desejado (valor) e um não desejado (resíduos). O valor produzido com o crescimento econômico expande a renda real e traz benefícios sociais. Os resíduos, por sua vez, causam a degradação do meio ambiente. Embora uma parte dos resíduos seja decomposta e reciclada naturalmente, uma parte não poderá jamais ser eliminada, e sua acumulação amplia a degradação ambiental (GEORGESCU-ROEGEN, 1971).

Marquetti e Pichardo (2013) formalizam uma relação em que o produto desejável é o PIB, denotado por X . O não desejável é o nível de emissões de CO₂, expresso por B . Supõe-se que acréscimos de insumos do capital, K , do

trabalho, N , e da energia, E , impactam, positivamente e em igual proporção, ambos os produtos X e B , de modo que a escala de produção e a composição técnica podem intensificar a poluição. O capital alocado para a produção deprecia-se a uma taxa d em cada período t , sendo a depreciação dada por dK .

O PIB e as emissões de CO_2 podem ser expressos pelas funções de produção: $X = F(K, E, N)$ e $B = F(K, E, N)$. As mesmas variáveis que produzem o produto desejável produzem também o não desejável. Dividindo as equações pelo número de trabalhadores empregados, obtêm-se as funções de produção nas formas intensivas: $x = f(k, e)$ e $b = f(k, e)$, sendo x a produtividade do trabalho; k , a relação capital-trabalho (ou a intensidade de capital); b a razão emissões-trabalho; e , a razão energia-trabalho (ou a intensidade energética); e d , a depreciação do capital. O Quadro 1 ilustra o processo produtivo.

Quadro 1: Insumos e os produtos desejáveis e não desejáveis em nível e na forma intensiva.

Insumos			Produto		
Nível					
Capital K	Energia E	Trabalho N	PIB X	CO_2 B	Capital $K-D$
Unidades intensivas					
Capital k	Energia e	Trabalho l	PIB x	CO_2 b	Capital $(1-d)k$

Fonte: Adaptado de Marquetti e Pichardo (2013).

O crescimento do produto desejável requer o emprego de capital e energia. O aumento do capital e energia disponível por trabalhador elevam a produtividade do trabalho, a taxa de crescimento do PIB, e, conseqüentemente, o nível de emissões de CO_2 por trabalhador. A ocorrência dessas relações configura um primeiro canal de causalidade, a causalidade unidirecional que parte da intensidade de capital, produtividade do trabalho, ou consumo de energia fóssil para as emissões de CO_2 . Esse canal é formalizado, *mutatis mutandis*, na maioria dos modelos de crescimento econômico e meio ambiente (BROCK; TAYLOR, 2010).

Um segundo canal de causalidade parte das variáveis ambientais para as econômicas. A elevação do custo das emissões de CO_2 ou do uso de energia fóssil pode induzir a mudança técnica em direção ao uso de tecnologias poupadoras de recursos ambientais. Kemp-Benedict (2019) formaliza um modelo que acomoda essa lógica. O modelo sugere uma associação positiva entre a parcela de custo dos insumos no custo total e a taxa de crescimento da produtividade dos insumos. Se a energia é relativamente barata, o aumento no emprego de capital intensivo em energia pode substituir o trabalho. No entanto, esse processo não pode persistir indefinidamente porque gera uma dinâmica instável que aumenta a participação nos custos de um dos fatores. Em algum momento, o custo será alto o suficiente para gerar uma mudança técnica, por exemplo, em direção a utilização de capital mais eficiente em termos de energia. Como essas técnicas são, em geral,

mais intensivas em capital, a relação de capital disponível por trabalhador aumenta. Esse efeito também pode ser desencadeado por taxas de carbono que sejam capazes de induzir a substituição de combustíveis fósseis por energias limpas, alterando a intensidade energética e de capital.

Variações nas emissões também podem preceder variações na escala de produção. Graff Zivin e Neidell (2012) estimam que o aumento da variação exógena diária de ozônio na atmosfera afeta negativamente a produtividade do trabalho. Os autores encontraram reduções significativas na produtividade de trabalhadores agrícolas americanos nos dias em que a concentração de poluição estava acima dos padrões federais. Estudos recentes também sugerem uma relação causal entre emissões de poluentes e produtividade do trabalho no setor industrial (CHANG *ET AL.*, 2016, 2019).

O terceiro canal de causalidade, relativamente pouco explorado, está relacionado à causalidade bidirecional entre as variáveis econômicas e ambientais. Trata-se de um processo de causação circular cumulativa decorrente dos efeitos de escala e técnica conjuntamente. Não só a técnica e a escala elevam as emissões, como também o crescimento das emissões causa variações nos insumos e na escala de produção. Arrow *et al.* (1995) aponta a não consideração desse possível canal de causalidade como uma das principais limitações da CKA.

Evidências empíricas

A literatura empírica sobre crescimento econômico e meio ambiente que ressalta as relações de causalidade entre variáveis econômicas e ambientais é ampla. Encontram-se desde estudos utilizando abordagens convencionais de séries de tempo até dados em painel. Nesses últimos, em geral, utilizam-se testes de causalidade de Granger em painel.

Lean e Smyth (2010) estimaram um modelo de correção de erros dinâmicos para um painel composto por cinco países-membros da ASEAN, Indonésia, Malásia, Filipinas, Cingapura e Tailândia, entre 1980 e 2006. As variáveis utilizadas foram o PIB, emissões de CO₂ e o consumo de eletricidade. Os resultados subsidiam a hipótese de causalidade unidirecional do uso de energia para as emissões no curto prazo, e de energia e emissões para o PIB no longo prazo. Para os autores, a baixa intensidade do efeito escala nestes países ajuda a explicar a ausência de causalidade do PIB para as emissões.

Dinda e Coondoo (2006) apresentam resultados distintos para um painel de 88 países da África, América, Ásia, Europa e Oceania. Foram encontradas evidências de causalidade entre renda e emissões de CO₂ *per capita* para o painel como um todo e para subgrupos de países, exceto Ásia e Oceania. No subgrupo da África, há indícios de causalidade bidirecional; América e América Central, causalidade unidirecional da renda para as emissões de CO₂; e causalidade reversa, de emissão para a renda nos subgrupos de países europeus.

Para os autores, o controle das emissões nos países em desenvolvimento envolveria a redução das taxas de crescimento econômico e/ou a adoção de tecnologias limpas, pois a elevação das emissões é explicada pelos efeitos escala e técnica de produção. Já os países desenvolvidos precisariam desacelerar as taxas de crescimento, ou transferir a produção de setores intensivos em poluição para os países em desenvolvimento. Assim, o comércio internacional criaria um possível canal de transferência de emissões e a abertura comercial poderia alterar o sentido da causalidade entre renda e emissões.

Esta hipótese também foi sugerida por Hettige, Lucas e Wheeler (1992) e Agravas e Chapman (1999). Dinda e Coondoo (2006) encontram evidências de que o grau de abertura comercial afeta de maneira diferenciada o nível de emissões de CO₂: na América Central e na África, aumentam; em países da Europa, reduzem. Segundo os autores, essa evidência subsidia a hipótese dos portos de poluição, potencialmente gerados por tais padrões de trocas.

Pao e Tsai (2010) analisaram a causalidade de Granger em painel entre emissões de CO₂, PIB e uso de energia no Brasil, Rússia, Índia e China (BRICs), entre 1971 e 2005 (entre 1990 e 2005 para a Rússia). Os autores sugerem a existência de uma forte relação causal entre emissões, PIB e consumo de energia. A direção da causalidade parte das emissões para o PIB nos curto e longo prazos e das emissões de CO₂ para o uso de energia no longo prazo. O estudo corrobora ainda a hipótese de causalidade bidirecional entre emissões e o consumo de energia no curto prazo e entre consumo de energia e PIB no longo prazo.

Testes de causalidade de Granger em séries de tempo encontram evidências de causalidade partindo do crescimento econômico para as emissões de CO₂. Xiongling (2016) realizou testes de causalidade linear e não linear de Granger entre CO₂ e PIB para a China no período de 1961 a 2010. O autor encontrou evidências de causalidade unidirecional do PIB para as emissões. O efeito escala demanda o uso de energia fóssil, o que eleva, consequentemente, as emissões de CO₂. Para a Índia, entre 1971 e 2007, Tiwari (2011) encontrou evidências de causalidade entre consumo de energia, CO₂, PIB, capital, trabalho e população. A análise estática sugere que o consumo de energia, o capital e a população causam o crescimento do PIB. A análise dinâmica sugere que choques nas emissões alteram o consumo de energia e o uso de capital, afetando negativamente a população e o PIB. A perda de qualidade ambiental pode diminuir a saúde, a produtividade do trabalho e o crescimento econômico. Outros trabalhos sustentam essa conexão – Van Praag e Baarsma (2005), Ferrer-I-Carbonell e Gowdy (2007) e Maddison e Rehdanz (2011).

Kahouli (2018) explorou as relações de causalidade entre consumo de eletricidade, emissões de CO₂, ações de P&D e crescimento econômico para um painel composto pelas economias do mediterrâneo entre 1990 e 2016. Os resultados sugerem a existência de relações de causalidade para todas as variáveis. Existem evidências em favor de uma retroalimentação positiva

entre consumo de eletricidade e crescimento econômico. O estudo sustenta ainda a existência de causalidade reversa entre poluição e crescimento, indicando que o caminho de crescimento das economias do mediterrâneo foi consistente com as previsões da CKA.

Belaïd e Zrelli (2019) contribuem para essa literatura ao decompor o consumo de energia entre renovável e não renovável em um painel de nove países do Mediterrâneo entre 1980 e 2014. As variáveis de interesse são o PIB e as emissões de CO₂. Os resultados de longo prazo sugerem que o consumo de energia fóssil expande o crescimento econômico e as emissões de CO₂, enquanto o consumo de energia renovável reduz ambos. Resultados similares foram encontrados por Oppong *et al.* (2020) para uma amostra de países Africanos.

Outra contribuição substancial do estudo de Belaïd e Zrelli (2019) está no controle dos resultados pela heterogeneidade e dependência transversal entre os países do painel. O problema da dependência transversal ocorre quando os n indivíduos do painel não são independentes, mas se afetam mutuamente. As fontes dessa dependência podem ser choques não observáveis, *spillovers*, variáveis omitidas ou um combinado dessas fontes.

Munir, Lean e Smyth (2020) enfrentam esse problema usando uma estratégia de identificação similar a de Belaïd e Zrelli (2019). Os autores examinaram a relação de causalidade entre consumo de energia, crescimento econômico e emissão de CO₂ em um painel que acompanha os cinco principais países da ASEAN entre 1980 e 2016. Quando os resultados são controlados pela heterogeneidade e dependência transversal dos países, prevalecem relações de causalidade partindo do consumo de energia para o crescimento econômico e emissões. As evidências encontradas também subsidiam a validade do formato da CKA.

Embora a literatura empírica tenha avançado, observa-se que, em geral, os estudos empíricos supõem unidades *cross-section* homogêneas, estimando coeficientes comuns, ou combinam técnicas de cointegração, modelos de correção de erro e métodos de causalidade de Granger em painel, encontrando resultados variados. Carecem estudos empíricos de causalidade em painel que controlam os resultados pelas características específicas de países e sua dependência transversal. Em geral, esses efeitos de países são tratados como puramente aleatórios o que, tradicionalmente, não se confirma pela natureza dos dados envolvidos.

CAUSALIDADE DE GRANGER EM PAINEL

O conceito de causalidade de Granger (1969) é definido em termos da previsibilidade das séries temporais. Se valores defasados da variável x são significativos em prever o valor corrente de y em um modelo de vetores autorregressivos, então considera-se que x Granger causa y . Os testes de causalidade em painel proposto por Granger e Huang (1997) ampliaram a abordagem clássica de Granger (1969) ao incorporar as dimensões de tempo e *cross-section*.

Dumitrescu e Hurlin (2012) constroem um teste de causalidade de Granger em painel onde as características específicas e a dependência transversal dos países são explicitamente consideradas. A extensão do teste para o painel assume a seguinte forma funcional:

$$y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

em que $\gamma_i = (\gamma_i^{(1)}, \dots, \gamma_i^{(K)})$; $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})$, x_{it} e y_{it} são parâmetros associados às variáveis de interesse; α_i representa os efeitos individuais fixos das $i = 1, \dots, N$ unidades de *cross-section*; K , o número de defasagem; e $\gamma_1^{(K)}$ e $\beta_1^{(K)}$, os coeficientes autorregressivos (embora constantes no tempo, variam entre grupos). O primeiro requer que os resíduos individuais das unidades transversais são independentes e identicamente distribuídos (*iid*). O segundo requer que condição, $E(\varepsilon_{i,t} | \varepsilon_{j,s}) = 0, \forall i \neq j$ e $\forall (t, s)$ seja satisfeita. Já pelo terceiro, que as variáveis x_{it} e y_{it} sejam estacionárias. O relaxamento dessas hipóteses ainda é uma questão teórica em desenvolvimento.

Nesta estrutura de painel convém refletir o que a presença ou a ausência de causalidade realmente significam. A hipótese nula (H_0) é a de não causalidade homogênea (HNC), que designa inexistir causalidade individual em nenhuma das N unidades do painel. Em testes convencionais, a hipótese alternativa (H_{A1}) é a presença de causalidade de Granger em todas as *cross-sections* simultaneamente, que é conhecida como a hipótese de causalidade homogênea (HC). Dumitrescu e Hurlin (2012) inovam ao fundamentar seu procedimento no teste de uma hipótese alternativa que indica a presença de causalidade de Granger para pelo menos uma proporção das unidades *cross-section* do painel (H_{A2}). Essa hipótese é conhecida como causalidade heterogênea (HEC), uma menção explícita aos termos α_1 e $\beta_i^{(K)}$, os fatores heterogêneos que identificam os efeitos individuais e a inclinação da reta de regressão em (1).

O procedimento para testar causalidade de Granger em painel envolve três etapas: (i) Para cada i , e $t = 1, \dots, T$, estimar a forma funcional dada em (1) por meio da utilização de mínimos quadrados ordinários; (ii) Utilizando as estimativas da primeira etapa, conduzir um teste de Wald para cada i sob a hipótese $\beta_{iK} = 0, \forall K = 1, \dots, p$, registrando seu valor como $W_{i,T}$; (iii) Utilizando as estimativas individuais realizadas na segunda etapa, construir uma estatística de teste em painel por meio da equação:

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}. \quad (2)$$

Note que $W_{i,T}$ corresponde à estatística de Wald para a i -ésima unidade transversal do painel, distribuída assintoticamente por uma Qui-quadrado com K graus de liberdade. A Equação (3) apresenta a versão padronizada dessa estatística, em que $(Z_{N,T}^{HNC})$ equivale à média das estatísticas individuais de Wald para uma distribuição normalizada assintoticamente.

A Equação (3) satisfaz a condição *iid* da estatística individual $W_{i,T}$ para $i = 1, \dots, N$. Na medida em que T tende ao infinito no primeiro momento, e N , no segundo ($T, N \rightarrow \infty$), a estatística $W_{N,T}^{HNC}$ converge para uma distribuição normal. Assim,

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} d N(0, 1). \quad (3)$$

Cabe destacar que o teste Dumitrescu e Hurlin (2012) não explora o efeito da mudança do número de defasagem sobre os resultados de causalidade. O que as simulações de Monte Carlo apontam é que o poder do teste diminui à medida que o número de defasagens aumenta. Ademais, a aplicação do teste requer que as séries utilizadas sejam integradas de ordem um.

Dados e amostra

Os dados do painel foram obtidos da *Extend Penn World Table v. 6.0*, EPWT v. 6.0, que reúne informações sobre crescimento econômico, distribuição de renda e emissões de CO₂ para o período 1967-2014. A EPWT v. 6.0 é construída a partir da *Penn World Table* (Feentra *et al.*, 2015) e de outras fontes de informações. Os dados para a emissão de CO₂ foram obtidos em Boden *et al.* (2015) que considera as emissões do consumo de combustíveis fósseis e da produção de cimento. A fonte para o uso de energia é o World Bank (2017).

A EPWT v. 6.0 possibilitou a organização de um painel balanceado composto por 56 países entre 1980 e 2014, último ano da série. Para checar a robustez dos resultados e comparar com a literatura pré-existente (por exemplo, Dinda e Condo, 2006), a amostra completa foi dividida em cinco subconjuntos. O primeiro exclui os principais produtores de petróleo da amostra, EPPT_r, [Estados Unidos (2°), Irã (4°), Canadá (5°), China (7°), Brasil (10°), México (11°), Venezuela (12°), Noruega (15°) e Reino Unido (20°)].¹ O segundo, o terceiro e o quarto subgrupos abrangem países em desenvolvimento da América, Ásia e África, e o quinto subgrupo corresponde as economias desenvolvidas, conforme o critério de classificação das Nações Unidas (UNITED NATIONS, 2017). O Quadro 2 detalha os países incluídos em cada subgrupo.

¹ Consultar EIA (2019). Energia total produzida a partir da produção de petróleo e outros líquidos em 2017.

Quadro 2: Países que compõem as amostras.

Subgrupos	Países selecionados
A: Amostra completa	Subgrupos B, C, D, E e F.
B: Exceto produtores mundiais de petróleo	Argentina, Austrália, Áustria, Benim, Botswana, Suíça, Chile, Congo, Colômbia, Costa Rica, Chipre, Dinamarca, República Dominicana, Equador, Espanha, Etiópia, Finlândia, França, Gabão, Grécia, Haiti, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Japão, República da Coreia, Luxemburgo, Maurício, Malásia, Nepal, Nova Zelândia, Panamá, Peru, Portugal, Paraguai, Romênia, Senegal, Suécia, Togo, Tailândia, Trinidad e Tobago, Turquia, Uruguai, África do Sul e Zimbábue.
C: América	Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela, República Dominicana, Haiti, Jamaica, Trinidad e Tobago, Costa Rica, México e Panamá.
D: Ásia	China, Japão, República da Coreia, Irã, Nepal, Malásia, Tailândia, Israel e Turquia.
E: África	Etiópia, Maurício, Zimbábue, Congo, Gabão, Botswana, África do Sul, Benim, Senegal e Togo.
F: Economias desenvolvidas	Austrália, Áustria, Canadá, Suíça, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Irlanda, Islândia, Itália, Israel, Japão, Luxemburgo, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Suécia e Estados Unidos da América.

Fonte: United Nations (2017).

As variáveis utilizadas foram: emissões de CO₂, expressas em quilogramas de carbono por trabalhador (*b*); uso de energia por trabalhador, medido em quilogramas de óleo equivalente por trabalhador (*e*); produtividade do trabalho (*x*), medida a preços nacionais de 2011; e a relação capital-trabalho (*k*), também expressa a preços nacionais de 2011.

A média de emissões de CO₂ por trabalhador foi maior na amostra que contempla as economias desenvolvidas. Esse padrão também é observado no uso de energia por trabalhador, produtividade do trabalho e na relação capital-trabalho. Além disso, a variabilidade média entre os países dessa amostra também é relativamente menor. A variabilidade média das emissões é maior nos subgrupos mais agregados, como a amostra A e B. É interessante notar também como as emissões por trabalhador estão relativamente concentradas nos países africanos, uma vez que a variabilidade média é de 148% em relação à média.

No que tange a taxa de crescimento média anual das variáveis, observa-se que o ritmo de crescimento foi maior na Ásia. Esse subconjunto de países também foi o único a registrar crescimento da razão de emissões por trabalhador. Nos demais, o ritmo do crescimento do número de trabalhadores é superior ao das emissões, reduzindo *b*. No geral, as estatísticas descritivas replicam resultados amplamente conhecidos pela literatura de crescimento econômico e meio ambiente.

Tabela 1: Estatística descritiva e a taxa de crescimento das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador (b), intensidade energética (e), produtividade do trabalho (x) e razão capital-trabalho (k).

Amostra	Métrica	b (Kg Carbono).	e (Kg Petróleo equivalente).	x (preços nacionais)	k (preços nacionais).
A: Amostra completa	Média	3.686	5.846	43.275	163.725
	Desvio- padrão	3.232	5.013	29.391	125.039
	Taxa de crescimento (média anual)	-0,042	0,082	0,195	0,259
B: EPPTr	Média	3.398	5.421	40.382	158.196
	Desvio- padrão	3.172	4.886	26.978	127.860
	Taxa de crescimento (média anual)	-0,400	0,535	1,341	1,814
C: América	Média	2.516	3.763	27.655	102.524
	Desvio- padrão	3.404	4.693	12.218	84.751
	Taxa de crescimento (média anual)	-0,373	-0,155	0,359	0,755
D: Ásia	Média	3.295	4.474	34.209	100.198
	Desvio- padrão	2.046	2.686	21.265	71.626
	Taxa de crescimento (média anual)	2,838	2,929	2,398	3,403
E: África	Média	1.751	2.719	18.873	59.549
	Desvio- padrão	2.591	2.837	20.057	63.733
	Taxa de crescimento (média anual)	-0,408	0,683	0,800	0,676
F: Economias desenvolvidas	Média	5.706	9.681	72.032	283.480
	Desvio- padrão	2.637	4.451	21.481	81.803
	Taxa de crescimento (média anual)	-0,885	0,164	1,366	1,787

Fonte: EPWT 6.0. Nota: Variáveis monetárias a preços nacionais constantes de 2011; Emissões de CO₂ em quilogramas de carbono; e o uso de energia em quilogramas de óleo equivalente por trabalhador empregado.

Testes de estacionariedade e cointegração em painel

Os testes de raiz unitária em painel utilizados são de dois tipos. O primeiro tipo de teste, (LEVIN; LIN; CHU, 2002), (BREITUNG, 2000) e (BREITUNG; PASARAN, 2005), supõe a existência de processos comuns de raiz unitária e a mesma estrutura autorregressiva AR (1), sendo semelhantes ao teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O segundo tipo de teste assume o pressuposto de que o processo de raiz unitária é constituído individualmente, com os parâmetros variando aleatoriamente por indivíduos ou por grupo, tal como descrito em Im, Pesaran e Shin (2003).

A Tabela 2 apresenta os testes de raiz unitária, em escala logarítmica, para a amostra completa. Resultados similares foram encontrados para os demais subgrupos.² Os testes revelam a presença de raiz unitária em nível. Por sua vez, a primeira diferença das séries é estacionária. Portanto, as séries são integradas de ordem um, I (1). Evidências semelhantes foram encontradas para todos os subgrupos de países (ver Apêndice A).

A cointegração ocorre quando duas ou mais variáveis individualmente integradas de ordem I (1) produzem uma combinação linear integrada de ordem zero I (0). Três testes de cointegração em painel são amplamente utilizados na literatura de Pedroni (1999, 2004), Kao (1999) e Maddala e Wu (1999), esse último baseado na abordagem de Fisher (1932) e Johansen

² Em razão da limitação de espaço, o material suplementar, que inclui a descrição dos resultados dos demais subgrupos, pode ser solicitado para os autores.

(1995). A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de cointegração para a amostra completa.

Tabela 2: Testes de raiz unitária do logaritmo das emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e razão capital-trabalho para amostra completa - 1980-2014.

Variáveis	Nível			Primeira diferença		
	Teste	Estatística	p-valor	Teste	Estatística	p-valor
LNb	Levin, Li e Chu	2,015	0,978	Levin, Li e Chu	-16,089***	0,000
	Breitung	4,414	1,000	Breitung	-10,189***	0,000
	IPS	3,396	1,000	IPS	-23,135***	0,000
	ADF	82,109	0,985	ADF	683,086***	0,000
	PP	116,252	0,373	PP	286,125***	0,000
LNc	Levin, Li e Chu	3,598	1,000	Levin, Li e Chu	-11,489***	0,000
	Breitung	5225	1,000	Breitung	-9,575***	0,000
	IPS	6,121	1,000	IPS	-18,949***	0,000
	ADF	54,231	1,000	ADF	546,091***	0,000
	PP	111,289	0,501	PP	2.690,540***	0,000
LNx	Levin, Li e Chu	0,483	0,685	Levin, Li e Chu	-1,719***	0,000
	Breitung	5182	1,000	Breitung	-1,390***	0,000
	IPS	4,009	1,000	IPS	-1,915***	0,000
	ADF	90,346	0,934	ADF	564,575***	0,000
	PP	10,110	0,761	PP	2.089,360***	0,000
LNk	Levin, Li e Chu	1,680	0,954	Levin, Li e Chu	-11,804***	0,0000
	Breitung	5,105	1,000	Breitung	-2,723***	0,0032
	IPS	4,705	1,000	IPS	-11,993***	0,0000
	ADF	95,270	0,872	ADF	364,718***	0,0000
	PP	90,671	0,933	PP	722,230***	0,0000

Fonte: Própria a partir de EPWT v. 6.0. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.

O teste de Pedroni, indica que as emissões de CO₂ por trabalhador, a produtividade do trabalho, o uso de energia de energia por trabalhador e a razão capital-trabalho são cointegradas. Observa-se que apenas as estatísticas *Panel v-Statistic* e *Group rho-Statistic* não são significativos aos níveis tradicionalmente considerados. O teste de cointegração de Kao também sugere que as variáveis são cointegradas, uma vez que os coeficientes de cointegração obtidos pelo método de defasagem dos resíduos são significativos a 1%. Por sua vez, o teste de Fisher-Johansen indica a presença de um a dois vetores de cointegração.

Evidências similares foram encontradas para todos os subgrupos em consideração. Em resumo, os resultados apontam para a existência de no máximo um vetor de cointegração para os subgrupos Ásia e África e de no máximo dois vetores para América, economias desenvolvidas e o grupo exceto os principais produtores de petróleo.

Tabela 3: Resumo dos testes de cointegração de Pedroni, Kao, Fischer-Johansen do logaritmo das emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para amostra completa – 1980-2014.

<i>Teste de Pedroni</i>				
	Estatística	p-valor	Estatística ponderada	p-valor
Hipótese alternativa para o coeficiente autorregressivo comum (dentro da dimensão)				
Panel v-Statistic	-1,108	0,866	-1,274	0,899
Panel rho-Statistic	-3,592***	0,000	-2,923***	0,002
Panel PP-Statistic	-9,888***	0,000	-10,044***	0,000
Panel ADF-Statistic	-8,828***	0,000	-10,141***	0,000
Hipótese alternativa para o coeficiente autorregressivo individual (entre dimensão)				
Group rho-Statistic	-0,209	0,417		
Group PP-Statistic	-1,028***	0,000		
Group ADF-Statistic	-9,678***	0,000		
<i>Teste de Kao</i>				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
ADF	N.a.	N.a.	0,772	0,220
Resid (-1)	-0,105	0,013	-7,935***	0,000
D(Resid(-1))	-0,140	0,024	-5,562***	0,000
D(Resid(-2))	-0,090	0,023	-3,788***	0,000
D(Resid(-3))	-0,078	0,022	3,431***	0,000
<i>Teste de Fischer-Johansen</i>				
Número de Vetores	Traço	p-valor	Máximo auto-valor	p-valor
r = 0	812,6***	0,000	539,3***	0,000
r ≤ 1	381,4***	0,000	260,5***	0,000
r ≤ 2	198,0***	0,000	162,1***	0,001
r ≤ 3	115,5	0,342	115,5	0,342

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta os resultados do teste de causalidade em painel. Para análise de robustez, comparamos as estimativas de causalidade homogênea, coeficientes comuns, com as de causalidade heterogênea, coeficientes individuais, bem como realizamos os testes com duas e três defasagens.

A Tabela 4 mostra os resultados para a amostra completa. As relações de causalidade homogênea e heterogênea são apresentadas nos painéis A e B, respectivamente. A primeira coluna identifica para quais variáveis é testada a hipótese nula de não causalidade de Granger (nGc). Para os níveis usuais de significância estatística, foram observadas algumas relações de causalidade homogênea. A relação de precedência entre intensidade de capital e produtividade do trabalho é bidirecional. Esse resultado é consistente com a noção de causalidade cumulativa *à la* Kaldor (1966). A relação de causalidade entre a intensidade de capital e energética também é bidirecional. Mudanças na relação capital-trabalho levam mais tempo para afetar a intensidade energética, uma vez que a variação na intensidade de capital, entre t e $t-1$, depende do investimento realizado em t .

Notam-se relações de causalidade dos insumos, capital e trabalho, com a emissão de CO₂ por trabalhador, o que sugere a prevalência do efeito técnica na explicação das emissões. Variações na intensidade energética precedem variações na emissão por trabalhador. Esse resultado é esperado

uma vez que a energia em grande parte dos países da amostra é gerada a partir do consumo de combustíveis fósseis, como petróleo e carvão.

Tabela 4: Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para amostra completa – 1980-2014.

Painel A						
Causalidade Homogênea	Número de defasagem					
	2			3		
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
log(k) nGc log(e)	1,163	0,313	4,39213***	0,004		
log(e) nGc log(k)	10,9886***	0,000	0,589	0,622		
log(e) nGc log(b)	7,7589***	0,000	19,0546***	0,000		
log(b) nGc log(e)	1,866	0,155	1,311	0,269		
log(e) nGc log(x)	1,140	0,320	1,049	0,370		
log(x) nGc log(e)	1,107	0,331	7,5713***	0,000		
log(k) nGc log(b)	3,61986**	0,027	10,7081***	0,000		
log(b) nGc log(k)	7,12451***	0,001	2,44145*	0,063		
log(k) nGc log(x)	0,651	0,522	12,8059***	0,000		
log(x) nGc log(k)	2,8008***	0,000	9,89687***	0,000		
log(x) nGc log(b)	16,7102***	0,000	23,8565***	0,000		
log (b) nGc log(x)	3,09802**	0,045	2,02216	0,109		

Painel B						
Causalidade Heterogênea	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
	log(k) nGc log(e)	4,088***	6,222***	0,000	5,493***	5,640***
log(e) nGc log(k)	3,198	3,360	8,000	4,866***	4,055***	0,000
log(e) nGc log(b)	4,362***	7,105***	0,000	5,245***	5,012***	0,000
log(b) nGc log(e)	3,714***	5,019***	0,000	4,608***	3,402***	0,001
log(e) nGc log(x)	3,419***	4,072***	0,000	4,672	3,565	4,000
log(x) nGc log(e)	5,096***	9,466***	0,000	5,864***	6,575***	0,000
log(k) nGc log(b)	4,313***	6,945***	0,000	5,069***	4,568***	0,000
log(b) nGc log(k)	2,892***	2,376***	0,018	4,397***	2,872***	0,004
log(k) nGc log(x)	5,341***	1,025***	0,000	7,239***	10,04***	0,000
log(x) nGc log(k)	8,766***	2,126***	0,000	8,823***	14,05***	0,000
log(x) nGc log(b)	4,904***	8,846***	0,000	5,699***	6,161***	0,000
log (b) nGc log(x)	2,249	0,308	0,757	3,094	-0,419	0,675

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: nGc = não causalidade de Granger; e = energia por trabalhador; b = emissões de CO₂ por trabalhador; x = produtividade do trabalho; k = relação capital-trabalho; Níveis de significância: ***1%, **5%, *10%.

A relação de causalidade entre intensidade de capital e emissão de CO₂ por trabalhador é bidirecional. Por um lado, trata-se de um indício de que a técnica de produção utilizada é intensiva em combustíveis fósseis. O aumento da relação capital por trabalhador expande o consumo de energia e as emissões. Por outro lado, pode ser uma evidência de que, para pelo menos algum subgrupo de países, as variações nas emissões precedem algum tipo de ajuste na relação de capital-trabalho na direção de tecnologias menos intensivas em poluição.

As evidências também sugerem a ocorrência do efeito de escala, em que variações na produtividade do trabalho precedem variações na emissão por trabalhador. Esse resultado está de acordo com o previsto pela literatura

teórica (BROCK; TAYLOR, 2010). Variações na emissão por trabalhador também precedem variações na produtividade do trabalho, indicando que embora os resultados estejam ainda suficientemente agregados, essa variável pode afetar as variáveis econômicas. Contudo, a evidência perde aderência na segunda defasagem.

Examinando a causalidade heterogênea, predominam relações de causalidade bidirecional entre todas as variáveis (Tabela 4B), com exceção da relação entre emissões de CO₂ e produtividade do trabalho. No procedimento de Dumitrescu e Hurlin (2012), a rejeição global da hipótese nula acontece sempre que a rejeição individual ocorrer em pelo menos um subconjunto de países. Assim, como a amostra A é composta por muitos países heterogêneos, a predominância de relações bidirecionais é compreensível.

Para a amostra B, sem os principais produtores de petróleo (Tabela 5A), as evidências de causalidade homogênea são semelhantes às observadas na amostra A. A ocorrência de causalidade cumulativa entre produtividade do trabalho e relação capital-trabalho continua não podendo ser descartada, além de haver uma relação de causalidade bidirecional entre intensidade energética e de capital. O efeito de escala opera em duas direções, precedendo as variações no uso de energia e na emissão por trabalhador. As evidências da ocorrência do efeito técnica continuam robustas, mas a relação de precedência entre emissões por trabalhador e intensidade de capital perde aderência.

A exclusão dos principais produtores de petróleo altera a relação entre emissão e intensidade energética. Apesar do consumo de energia fóssil causar as emissões, não foram encontradas evidências de causalidade partindo das emissões de CO₂ por trabalhador para a intensidade energética. Uma relação similar continua válida para a relação entre emissões e produtividade do trabalho. O efeito de escala continua relevante para explicar as variações das emissões, mas não há evidência de causalidade homogênea partindo da emissão por trabalhador para produtividade do trabalho.

Quando os efeitos específicos de país são explicitamente considerados (Tabela 5B), os resultados sugerem evidências robustas de uma relação de causalidade heterogênea bidirecional entre variáveis econômicas e ambientais, para pelo um subgrupo dos países da amostra B. Os efeitos de escala e técnica foram observados e estão em linha com o previsto pelos modelos teóricos (BROCK; TAYLOR, 2004).

A variável ambiental, emissão de CO₂ por trabalhador, precede as variações na relação capital-trabalho e no consumo de energia por trabalhador. As relações de causalidade reversa das emissões de CO₂ para a intensidade energética e a produtividade do trabalho existentes na amostra A e deixam de existir na amostra B. Considerando que esses países são produtores e exportadores de petróleo, pode ocorrer que o comércio internacional de combustíveis fósseis afete de alguma forma o nível de emissões e influencie as relações de causalidade das emissões de CO₂ para a intensidade energética e a produtividade do trabalho. Assim, as estimativas da amostra

B podem subsidiar, ainda que indiretamente, os resultados convencionais da literatura (DINDA; COONDOO, 2006; HETTIGE; LUCAS; WHEELER,1992).

Tabela 5: Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho sem produtores mundiais de petróleo – 1980-2014.

Painel A						
Número de defasagem						
Causalidade Homogênea	2		3			
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.		
log(k) nGc log(e)	0,026	0,974	3,816***	0,010		
log(e) nGc log(k)	9,718***	0,000	0,682	0,563		
log(e) nGc log(b)	6,593***	0,001	15,425***	0,000		
log(b) nGc log(e)	0,921	0,398	0,670	0,570		
log(e) nGc log(x)	0,430	0,651	0,319	0,812		
log(x) nGc log(e)	0,343	0,709	5,309***	0,001		
log(k) nGc log(b)	2,302	0,100	8,324***	0,000		
log(b) nGc log(k)	1,834	0,160	0,678	0,565		
log(k) nGc log(x)	3,048**	0,048	9,185***	0,000		
log(x) nGc log(k)	33,730***	0,000	9,097***	0,000		
log(x) nGc log(b)	14,76***	0,000	20,061***	0,000		
log (b) nGc log(x)	0,550	0,577	0,402	0,751		

Painel B						
Causalidade Heterogênea	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
	log(k) nGc log(e)	3,993***	5,421***	0,000	5,423***	5,004***
log(e) nGc log(k)	3,569***	4,173***	0,000	5,190***	4,465***	0,000
log(e) nGc log(b)	4,346***	6,461***	0,000	5,381***	4,908***	0,000
log(b) nGc log(e)	3,598***	4,257***	0,000	4,630***	3,168***	0,002
log(e) nGc log(x)	3,558***	4,140***	0,000	4,663***	3,246***	0,001
log(x) nGc log(e)	5,119***	8,739***	0,000	5,816***	5,913***	0,000
log(k) nGc log(b)	4,348***	6,467***	0,000	5,068***	4,184***	0,000
log(b) nGc log(k)	2,859***	2,079***	0,038	4,203**	2,182**	0,029
log(k) nGc log(x)	5,302***	9,277***	0,000	7,195***	9,104***	0,000
log(x) nGc log(k)	8,170***	17,730***	0,000	8,329***	11,730***	0,000
log(x) nGc log(b)	5,331***	9,364***	0,000	6,228***	6,868***	0,000
log (b) nGc log(x)	2,416	0,773	0,439	3,135	-0,290	0,772

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: nGc = não causalidade de Granger; e = energia por trabalhador; b = emissões de CO₂ por trabalhador; x = produtividade do trabalho; k = relação capital-trabalho; Níveis de significância: ***1%, **5%, *10%.

A Tabela 6 apresenta os resultados do subgrupo dos países da América. Em conjunto, as evidências de causalidade homogênea são relativamente distintas das amostras A e B. Evidências em torno de um efeito escala são robustas. Variações na produtividade do trabalho precedem variações na intensidade de capital, energética e na emissão de CO₂ por trabalhador. Há evidências de complementaridade entre a intensidade de capital e intensidade energética, uma vez que a causalidade homogênea observada foi unidirecional. O efeito técnico observado vincula as emissões ao consumo de energia por trabalhador.

Tabela 6: Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de países da América – 1980-2014.

Painel A						
Número de defasagem						
Causalidade Homogênea	2		3			
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.		
log(k) nGc log(e)	2,708*	0,068	1,837	0,139		
log(e) nGc log(k)	0,388	0,679	2,506*	0,058		
log(e) nGc log(b)	8,559***	0,000	9,141***	0,000		
log(b) nGc log(e)	2,838*	0,059	1,829	0,141		
log(e) nGc log(x)	1,422	0,242	1,317	0,268		
log(x) nGc log(e)	5,366***	0,005	2,806**	0,039		
log(k) nGc log(b)	1,095	0,335	0,746	0,525		
log(b) nGc log(k)	0,732	0,482	1,571	0,196		
log(k) nGc log(x)	2,230	0,109	0,819	0,484		
log(x) nGc log(k)	6,680***	0,002	9,332***	0,000		
log(x) nGc log(b)	5,264***	0,005	6,871***	0,000		
log (b) nGc log(x)	0,039	0,962	0,106	0,957		

Painel B						
Causalidade Heterogênea	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
	log(k) nGc log(e)	3,319**	2,003**	0,045	4,492*	1,662*
log(e) nGc log(k)	3,008	1,468	0,142	5,328***	2,791***	0,005
log(e) nGc log(b)	4,198***	3,516***	0,000	4,994***	2,341***	0,019
log(b) nGc log(e)	2,876	1,242	0,214	3,799	0,727	0,467
log(e) nGc log(x)	3,465**	2,254**	0,024	4,330	1,444	0,149
log(x) nGc log(e)	4,870***	4,671***	0,000	5,391***	2,877***	0,004
log(k) nGc log(b)	3,816***	2,859***	0,004	4,184	1,246	0,213
log(b) nGc log(k)	3,291**	1,955**	0,051	5,509***	3,035***	0,002
log(k) nGc log(x)	5,448***	5,664***	0,000	6,247***	4,032***	0,000
log(x) nGc log(k)	12,689***	18,108***	0,000	14,087***	14,617***	0,000
log(x) nGc log(b)	5,716***	6,126***	0,000	6,408***	4,249***	0,000
log (b) nGc log(x)	1,492	-1,138	0,255	2,162	-1,484	0,138

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: nGc = não causalidade de Granger; e = energia por trabalhador; b = emissões de CO₂ por trabalhador; x = produtividade do trabalho; k = relação capital-trabalho; Níveis de significância: ***1%, **5%, *10%.

Variações nas emissões precedem ganhos de eficiência energética, mas ao seu turno, variações na intensidade energética também precedem variações nas emissões por trabalhador. Eventualmente, tal relacionamento pode indicar a ocorrência de um efeito *rebound* nesses países. O efeito *rebound* ocorre quando os ganhos de eficiência energética são compensados pelo aumento do consumo de energia fóssil (TAYLOR, 2011).

Quando os efeitos específicos de país são considerados, as evidências de causalidade heterogênea ressaltam as relações homogêneas observadas. Primeiro, o efeito escala de produção é reforçado: variações na produtividade do trabalho precedem variações na utilização dos insumos e na emissão de CO₂ por trabalhador. Uma diferença significativa é que além de uma provável relação de retroalimentação com a intensidade de capital, variações na intensidade energética também precedem variações na produtividade do trabalho.

A causalidade heterogênea também reforça a ocorrência do efeito técnica. Enquanto a intensidade de capital interage endogenamente com a emissão por trabalhador, variações na intensidade energética precedem variações

nas emissões de CO₂. Esse conjunto de evidências nos países em desenvolvimento da América ressalta o conflito que emerge da relação entre energia, poluição e subdesenvolvimento. De acordo com Taylor (2011), os países emergentes precisam elevar a produtividade do trabalho para superar do subdesenvolvimento. Contudo, como a expansão da produtividade do trabalho é dependente do consumo de energia fóssil, as emissões de CO₂ também aumentam, acelerando o aquecimento global.

Pelos resultados de causalidade heterogênea, os *feedbacks* do meio ambiente para a economia emergem da relação entre emissão as de CO₂ por trabalhador e a intensidade de capital. Não foram encontradas evidências de que as emissões causem no sentido de Granger a intensidade energética ou a produtividade do trabalho.

No subgrupo de países da Ásia (Tabela 7A), as relações de causalidade homogênea são relativamente distintas dos demais subgrupos. A emissão de CO₂ por trabalhador Granger causa o consumo de energia, a produtividade do trabalho e a razão capital-trabalho. Esse resultado é consistente com as evidências apresentadas por Lean e Smyth (2010). Em média, a elevação da produtividade do trabalho e da intensidade de capital se relacionam endogenamente com o uso de energia fóssil que, ao seu turno, eleva as emissões de CO₂.

As estimativas de causalidade heterogênea sugerem que os *feedbacks* da variável ambiental para as variáveis econômicas ocorrem por meio do efeito técnica, já que foram encontradas evidências de uma relação bidirecional da emissão de CO₂ por trabalhador para o consumo de energia e relação de capital por trabalhador (Tabela 7B). Entre todos os subgrupos regionais, a amostra dos países asiáticos é aquela em que essas relações aparecem de maneira mais robusta. Quando os efeitos específicos de país são explicitamente considerados, a causalidade das emissões para a produtividade do trabalho, entretanto, não se mantém.

Adicionalmente, a causalidade heterogênea reforça os resultados homogêneos ao sugerir que a produtividade do trabalho precede o consumo de energia, que por sua vez precede os ajustes na intensidade de capital. É interessante notar que o efeito técnica ocorre por meio do consumo de energia por trabalhador e não via relação capital-trabalho. Esse resultado está em linha com a ideia de que o rápido crescimento das economias asiáticas foi movido pelo uso intensivo de energia fóssil (LEAN; SMYTH, 2010, MUNIR; LEAN; SMITH, 2020).

Tabela 7: Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de países da Ásia – 1980-2014.

Painel A						
Causalidade Homogênea	Número de defasagem					
	2			3		
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
log(k) nGc log(e)	3,237**	0,041	3,589***	0,014		
log(e) nGc log(k)	3,745**	0,025	0,446	0,720		
log(e) nGc log(b)	1,104	0,333	2,610*	0,052		
log(b) nGc log(e)	9,386***	0,000	6,678***	0,000		
log(e) nGc log(x)	2,51214*	0,083	1,092	0,353		
log(x) nGc log(e)	0,402	0,669	5,578***	0,001		
log(k) nGc log(b)	0,300	0,741	1,122	0,341		
log(b) nGc log(k)	10,668***	0,000	4,258***	0,006		
log(k) nGc log(x)	0,545	0,581	5,380***	0,001		
log(x) nGc log(k)	2,003	0,137	6,107***	0,001		
log(x) nGc log(b)	0,466	0,628	1,905	0,129		
log (b) nGc log(x)	11,422***	0,000	6,094***	0,001		

Painel B						
Causalidade Heterogênea						
	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
log(k) nGc log(e)	3,068	1,180	0,238	3,768	0,513	0,608
log(e) nGc log(k)	2,399	0,317	0,752	5,344**	2,109**	0,035
log(e) nGc log(b)	5,499***	4,314***	0,000	4,921*	1,681*	0,093
log(b) nGc log(e)	4,510***	3,038***	0,002	5,155**	1,918**	0,055
log(e) nGc log(x)	2,678	0,676	0,499	5,175**	1,939**	0,053
log(x) nGc log(e)	6,159***	5,165***	0,000	5,902***	2,674***	0,008
log(k) nGc log(b)	6,628***	5,769***	0,000	6,098***	2,873***	0,004
log(b) nGc log(k)	4,603***	3,158***	0,002	5,496**	2,264**	0,024
log(k) nGc log(x)	5,554***	4,385***	0,000	9,056***	5,868***	0,000
log(x) nGc log(k)	5,591***	4,433***	0,000	5,086**	1,848**	0,065
log(x) nGc log(b)	7,043***	6,305***	0,000	5,623***	2,392***	0,017
log (b) nGc log(x)	2,764	0,787	0,431	3,057	-0,207	0,836

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: nGc = não causalidade de Granger; e = energia por trabalhador; b = emissões de CO₂ por trabalhador; x = produtividade do trabalho; k = relação capital-trabalho; Níveis de significância: ***1%, **5%, *10%.

No caso da amostra de países da África, a causalidade homogênea sugere que as variáveis econômicas precedem a emissão de CO₂ por trabalhador (Tabela 8A). Primeiro, a produtividade do trabalho interage endogenamente com os insumos, capital e energia por trabalhador. O aumento da utilização de ambos expande a emissão de CO₂, ilustrando a ocorrência do efeito técnica. O efeito de escala de produção também é observado nos dados, uma vez que variações na produtividade do trabalho precedem variações nas emissões.

Esse padrão também é reforçado pelo controle dos efeitos específicos de país (Tabela 8B). Continuam não havendo evidências de um *feedback* da emissão de CO₂ por trabalhador para a intensidade de capital e produtividade do trabalho. O canal de causalidade continua partindo das variações econômicas para as emissões, em linha, portanto, com Oppong *et al.* (2020). Contudo, há evidências de que as variações nas emissões precedem variações na intensidade energética. Como sugerido para a amostra de países da América, esse resultado pode ilustrar a ocorrência de um efeito *rebound* também na amostra de países africanos.

Tabela 8: Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de países da África – 1980-2014.

Painel A						
Número de defasagem						
Causalidade Homogênea	2		3			
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.		
log(k) nGc log(e)	6,162***	0,002	4,449***	0,004		
log(e) nGc log(k)	5,146***	0,006	0,934	0,424		
log(e) nGc log(b)	0,896	0,409	4,634***	0,004		
log(b) nGc log(e)	0,293	0,971	0,037	0,990		
log(e) nGc log(x)	2,325*	0,099	0,89207	0,4455		
log(x) nGc log(e)	3,262**	0,040	2,464*	0,0624		
log(k) nGc log(b)	2,296*	0,102	4,177***	0,006		
log(b) nGc log(k)	1,159	0,315	0,311	0,817		
log(k) nGc log(x)	2,996**	0,051	2,623**	0,0507		
log(x) nGc log(k)	15,338***	0,000	5,301***	0,0014		
log(x) nGc log(b)	6,702***	0,001	5,366***	0,001		
log (b) nGc log(x)	1,531	0,218	0,667	0,573		

Painel B						
Causalidade Heterogênea	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
	log(k) nGc log(e)	6,024***	5,261***	0,000	7,593***	4,624***
log(e) nGc log(k)	6,220***	5,527***	0,000	7,657***	4,692***	0,000
log(e) nGc log(b)	5,616***	4,706***	0,000	7,047***	4,041***	0,000
log(b) nGc log(e)	3,844**	2,298**	0,022	4,618	1,450	0,147
log(e) nGc log(x)	2,293	0,189	0,850	2,554	-0,755	0,451
log(x) nGc log(e)	5,841***	5,012***	0,000	6,309***	3,254***	0,001
log(k) nGc log(b)	3,169	1,380	0,168	5,514***	2,405***	0,016
log(b) nGc log(k)	2,191	0,051	0,959	3,954	0,740	0,459
log(k) nGc log(x)	4,578***	3,296***	0,001	8,854***	5,970***	0,000
log(x) nGc log(k)	5,657***	4,762***	0,000	6,380***	3,329***	0,001
log(x) nGc log(b)	4,550***	3,257***	0,001	6,314***	3,259***	0,001
log (b) nGc log(x)	1,313	-1,143	0,253	2,223	-1,108	0,268

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: nGc = não causalidade de Granger; e = energia por trabalhador; b = emissões de CO₂ por trabalhador; x = produtividade do trabalho; k = relação capital-trabalho; Níveis de significância: ***1%, **5%, *10%.

De maneira geral, os resultados da África parecem corresponder bem às previsões da curva de Kuznets ambiental. Como predominam relações de causalidade partindo da produtividade do trabalho e da intensidade de capital e do consumo de energia (efeito técnica e escala) para emissões de CO₂, é o crescimento econômico que precede a degradação do meio ambiente. Assim, os resultados subsidiam a descrição da CKA para o comportamento das economias nos estágios iniciais do processo de crescimento econômico.

A Tabela 9 apresenta os resultados para a amostra de países desenvolvidos. As evidências de causalidade, tanto homogênea (painel A) como heterogênea (painel B), são relativamente mais robustas do que nos demais subconjuntos. Quando os coeficientes são tratados como comuns entre os países, as relações de causalidade no sentido de Granger entre variáveis econômicas e ambientais são bidirecionais. Há evidências da ocorrência dos

efeitos técnica e escala, como também *feedbacks* do consumo de energia e das emissões para a intensidade de capital e produtividade do trabalho, válidas em ambas as defasagens.

Tabela 9: Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de economias desenvolvidas – 1980-2014.

Painel A						
Causalidade Homogênea	Número de defasagem					
	2			3		
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.		
log(k) nGc log(e)	19,937***	0,000	14,018***	0,000		
log(e) nGc log(k)	7,601***	0,001	4,872***	0,002		
log(e) nGc log(b)	2,987**	0,051	2,206*	0,086		
log(b) nGc log(e)	10,776***	0,000	7,473***	0,000		
log(e) nGc log(x)	2,876**	0,057	2,238*	0,083		
log(x) nGc log(e)	14,582***	0,000	9,436***	0,000		
log(k) nGc log(b)	11,550***	0,000	10,446***	0,000		
log(b) nGc log(k)	4,624***	0,010	3,1944**	0,023		
log(k) nGc log(x)	10,025***	0,000	6,779***	0,000		
log(x) nGc log(k)	26,441***	0,000	18,348***	0,000		
log(x) nGc log(b)	7,0145***	0,001	7,091***	0,000		
log (b) nGc log(x)	2,544*	0,079	1,658	0,175		

Painel B						
Causalidade Heterogênea	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
log(k) nGc log(e)	4,237***	4,103***	0,000	5,924***	4,119***	0,000
log(e) nGc log(k)	2,106	-0,092	0,927	3,263	0,004	0,997
log(e) nGc log(b)	3,455***	2,563***	0,010	4,769**	2,334**	0,020
log(b) nGc log(e)	3,686***	3,019***	0,003	5,125***	2,883***	0,004
log(e) nGc log(x)	3,368***	2,393***	0,017	4,969***	2,642***	0,008
log(x) nGc log(e)	4,985***	5,577***	0,000	6,253***	4,629***	0,000
log(k) nGc log(b)	5,162***	5,927***	0,000	5,708***	3,786***	0,000
log(b) nGc log(k)	2,230	0,151	0,880	3,325	0,099	0,921
log(k) nGc log(x)	5,672***	6,931***	0,000	6,790***	5,459***	0,000
log(x) nGc log(k)	8,832***	13,156***	0,000	7,561***	6,652***	0,000
log(x) nGc log(b)	4,304***	4,235***	0,000	5,277***	3,119***	0,002
log (b) nGc log(x)	2,373	0,432	0,665	3,598	0,522	0,602

Fonte: EPWT 6.0. Legenda: nGc = não causalidade de Granger; e = energia por trabalhador; b = emissões de CO₂ por trabalhador; x = produtividade do trabalho; k = relação capital-trabalho; Níveis de significância: ***1%, **5%, *10%.

Quando os coeficientes são tratados como específicos, variando de acordo com as características dos países, as evidências de causalidade bidirecional entre variáveis econômicas e a emissão de CO₂ não se sustentam. Ainda assim, a emissão de CO₂ por trabalhador interage endogenamente com o consumo de energia. Por um lado, refletindo a noção de que o consumo de energia fóssil expande as emissões, mas por outro sugerindo que as emissões também geram algum tipo de adaptação da eficiência energética que resulta em uma redução das emissões por unidade de produto. Brock e Taylor (2010) mostram que as emissões por unidade de produto reduziram consideravelmente nas economias desenvolvidas nos últimos trinta anos.

Os resultados para os países desenvolvidos são consistentes com o debate da literatura empírica, como, por exemplo, Dinda e Condo (2006), Belaïd e

Zrelli (2019). Estão em conformidade com a previsão convencional ilustrada pela CKA, na qual são as variações das variáveis econômicas, via efeito técnica e escala, que precedem as variações na emissão de CO₂ por trabalhador.

CONCLUSÃO

Este estudo investigou a causalidade de Granger entre emissões de CO₂, consumo de energia, produtividade do trabalho e a relação capital-trabalho para uma amostra de 56 países entre 1980 e 2014. Trata-se de uma análise que contribui para uma literatura que relaciona crescimento econômico com meio ambiente, sobretudo, que explora possíveis relações de retroalimentação entre a mudança técnica, a escala de produção e a poluição.

A literatura empírica baseada na abordagem de causalidade de Granger em painel ainda não avançou o suficiente na consideração dos efeitos específicos de países e da dependência transversal das unidades individuais do painel. A primeira contribuição deste estudo foi a utilização do teste de causalidade de Granger em painel pelo método de Dumitrescu e Hurlin (2012), em que os efeitos específicos de países são explicitamente considerados na análise.

Observou-se que quando a causalidade heterogênea é explicitamente considerada na análise das relações entre variáveis econômicas e ambientais, as evidências de causalidade de Granger em painel aumentam consideravelmente em relação aos testes baseados na hipótese de causalidade homogênea, benchmark do presente estudo. Mesmo assim, foram encontradas diferenças substanciais entre os subgrupos de países.

De maneira geral, prevalecem relações de causalidade de Granger partindo das variáveis econômicas para as ambientais. O efeito técnica e escala interagem na determinação das emissões. Esse resultado fornece uma evidência empírica para relacionamentos teóricos previstos pelos modelos de crescimento e meio ambiente (BROCK; TAYLOR, 2004). Além das evidências em torno da significância conjunta dos parâmetros, os padrões dos sinais reportados nas especificações do teste de Granger em painel (homogênea e com efeito fixo) são os esperados. Logo, variações positivas nas variáveis econômicas precedem variações positivas nas variáveis ambientais.

Quando a dependência transversal e as características específicas de países são consideradas no teste de causalidade, as evidências encontradas não subsidiam o argumento de que as variações nas emissões de CO₂ podem preceder variações na produtividade do trabalho. Como discutido, parte da literatura aponta que a redução da qualidade ambiental teria impacto sobre a produtividade do trabalho, subsidiando assim uma das principais críticas à CKA. Esse argumento tem encontrado aderência empírica em estudos micro econométricos recentes, como por exemplo Chang, et al. (2019).

Alguns pontos podem ajudar a explicar a ausência de significância estatística. Primeiro, nossa proxy para qualidade ambiental é o CO₂, que

não é um tipo de gás nocivo à saúde humana, apenas indiretamente afetando a produtividade por meio do aquecimento global de longo prazo - efeito para o qual não encontramos evidência no estudo. Segundo, que a noção de causalidade abordada neste estudo é macroeconômica, no sentido de precedência temporal de duas séries consideravelmente agregadas. Trabalhos futuros poderiam investigar, mesmo no nível macro, a influência de outros poluentes, como o material particulado, ou utilizar diferentes abordagens econométricas, como experimentos quase-naturais. Ainda assim, o estudo encontra evidência de que a relação entre emissão de CO₂ e produtividade do trabalho pode ser indireta. Para todos os cinco subgrupos de países da amostra existem evidências robustas de que variações na emissão de CO₂ precedem variações na intensidade de capital e no consumo de energia. Esse novo resultado empírico sugere que os feedbacks do meio ambiente para atividade econômica ocorrem via insumos de produção. Possivelmente esses ajustes de intensidade de capital e consumo de energia podem estar relacionados a um processo de mudança técnica induzida. Sugere-se que trabalhos futuros investiguem essas evidências por meio de técnicas econométricas que avancem em direção a uma definição mais ampla de causa e efeito.

BIBLIOGRAFIA

- AGRAS, J.; CHAPMAN, D. A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve hypothesis. *Ecological Economics*, v. 28, n. 2, p. 267-277, 1999.
- ARROW, K. J. et al. Economic growth, carrying capacity, and the environment. *Science*, v. 268, p. 520, 1995.
- BELAÏD, F., ZRELLI, M. H. Renewable and non-renewable electricity consumption, environmental degradation and economic development: Evidence from Mediterranean countries. *Energy Policy*, v. 133, p. 1-12, 2019.
- BREITUNG, J. *The local power of some unit root tests for panel data*. In: BALTAGI, B. H. (Ed.). *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Amsterdam: JAY Press, 2000. (Advances in Econometrics; v. 15). p. 161-178.
- BREITUNG, J.; PESARAN, M. H. *Unit roots and cointegration in panels*. Working Paper, n. 1565. [S. l.]: Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research CESifo, 2005.
- BROCK, W. A.; TAYLOR, M. S. *Economic growth and the environment: a review of theory and empirics*. National Bureau of Economic Research, Massachusetts, n. 10854, oct. 2004.
- BROCK, W. A.; TAYLOR, M. S. The green Solow model. *The Journal of Economic Growth*, v. 15, p. 127-153, 2010.
- CHANG, T. Y., GRAFF ZIVIN, J., GROSS, T., AND NEIDELL, M. "The effect of pollution on worker productivity: Evidence from call center workers in china". *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 11, n. 1, p. 151-72, 2019.

- CHANG, T., GRAFF-ZIVIN, J., GROSS, T., NEIDELL, M. Particulate pollution and the productivity of pear packers. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 8, n.3, p. 141-69, 2016
- COPELAND, B. R., TAYLOR, M. S. North-South Trade and the Environment. *Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 3, p. 755-87, 1994.
- DINDA, S.; COONDOO, D. Income and emission: A panel data based cointegration analysis. *Ecological Economics*, v. 57, p. 167-181, 2006.
- DUMITRESCU, E.; HURLIN, C. Testing for granger non-causality in heterogeneous panels. *Economics Modelling*, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012.
- EIA - Environmental International Agency (2019). Disponível em: <<https://www.eia.gov/>>. Acesso em 15 abr. 2019.
- FERRER-I-CARBONELL, A.; GOWDY, J. M. Environmental degradation and happiness. *Ecological Economics*, v. 60, p. 509-516, 2007.
- FISHER, R. A. *Statistical methods for research workers*. 4th ed. Edinburgh: Oliver & Boyd, 1932.
- GEORGESCU-ROEGEN, N. *The entropy law and the economic process*. Cambridge: Harvard University Press, 1971.
- GRAFF-ZIVIN, J., NEIDELL, M. The impact of pollution on worker productivity. *American Economic Review*, v. 102, n.7, p. 3652-73., 2012.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.
- GRANGER, C. W. J. Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics*, v. 39, n. 1, p. 199-211, 1988.
- GRANGER, C. W. J.; HUANG, L. *Evaluation of panel data models: some suggestions from time series*. San Diego: Mimeo U.C., 1997.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. *NBER Working Papers*, n. 3914, 1991.
- HETTIGE, H.; LUCAS, R. E. B.; WHEELER, D. The toxic intensity of industrial production: global patterns, trends and trade policy. *American Economic Review*, v.82, n. 2, p. 478-481, 1992.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- IPCC. Climate Change 2007. The Physical Science Basis. [S. l.], 2007. Disponível em: <https://www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_wg1_report_the_physical_science_basis.htm>. Acesso em: 8 abr. 2019.
- IPCC. Technical report. [S. l.], 2014. Disponível em: <<http://www.ipcc.ch>>. Acesso em: 8 jan. 2019.
- IPCC. Technical report. [S. l.], 2013. Disponível em:

<<http://www.ipcc.ch>>. Acesso em: 8 jan. 2019.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KAHOULI, B. "The causality link between energy electricity consumption, CO2 emissions, R&D stocks and economic growth in Mediterranean countries (MCs), *Energy*, 145(15), p. 388-399, 2018.

KALDOR, N. *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture*. Cambridge University Press, 1966.

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

KEMP-BENEDICT, E. Cost share-induced technological change and Kaldor's stylized facts. *Metroeconomica*, 70, p. 2-23, 2019.

LEAN, H. H.; SMYTH, R. CO2 emissions, electricity consumption and output in Asean. *Applied Energy*, v. 87, n. 6, p. 1858-1864, 2010.

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

MADDISON, D.; REHDANZ, K. The impact of climate on life satisfaction. *Ecological Economics*, v. 70, p. 2437-2445, 2011.

MARQUETTI, A. A.; PICHARDO, G. M. Patterns of growth and technical change in producing a good and bad product. *Investigacion Economica*, v. 72, n. 284, p. 57-82, 2013.

MUNIR, Q., LEAN, H. H., SMYTH, R.. CO2 emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: A cross-sectional dependence approach. *Energy Economics*, 85, p. 1-10, 2020.

OPPONG, A., JIE, M., ACHEAMPONG, K. N., SAKYI, M. A. Variations in the environment, energy and macroeconomics interdependencies and related renewable energy transition policies based on sensitive categorization of countries in Africa. *Journal of Cleaner Production*, 255, p. 1-18, 2020.

PAO, H.-T.; TSAI, C.-M. Multivariate granger causality between CO2 emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy Policy*, v. 38, n. 12, p. 7850-7860, dec. 2010.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nesp., p. 653-670, 1999.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, v. 20, p. 597-625, 2004.

STERN, D. The environmental Kuznets curve after 25 years. *Journal of Bioeconomics*, 19 (1), p. 7-28, 2017.

TAYLOR, L. Energy intensity, greenhouse gas, and global warming. *Background paper World Economic and Social Survey*, feb. 2011.

TIWARI, A. K. Energy consumption, co2 emissions and economic growth: a revisit of the evidence from India. *Applied Econometrics and International Development*, v. 11, n. 2, p. 165-189, 2011.

UNITED NATIONS. Statistical Yearbook. Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division, ST/ESA/STAT/SER.S/36, 2017. p. 455-459.

VAN PRAAG, B.; BAARSMA, B. E. Using happiness surveys to value intangibles: the case of airport noise. *Economic Journal*, v. 115, n. 500, p. 224-246, 2005.

XIONGLING, T. The relationship between carbon dioxide emission intensity and economic growth in China: Cointegration, linear and nonlinear granger causality. *Journal of Resources and Ecology*, v. 7, n. 2, p. 122-129, mar. 2016.