

Análise da interdependência entre o número de veículos de passeio e as emissões de CO_2 na União Europeia: Uma Investigação utilizando a Abordagem PVAR-GMM

Alessandro Augusto Costa Xavier

Doutorando em Economia, PPGE/UFJF, Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil
augustoxav@hotmail.com

Bruno Henrick Silva Neves

Mestrando em Economia, PPGE/UFJF, Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil
brunohenricksn@gmail.com

Weslem Rodrigues Faria

Professor doutor, PPGE/UFJF, Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil
weslem.faria@ufjf.br

RESUMO

O presente estudo investiga a relação entre o número de veículos de passeio e as emissões de dióxido de carbono (CO_2) na União Europeia. Após a implementação das metas em 2020, as emissões médias de CO_2 dos novos carros diminuíram em 12%, enquanto a presença de carros elétricos triplicou. Diante das metas ambiciosas da Comissão Europeia, que busca atingir a neutralidade climática até 2050, com uma redução de 55% nas emissões até 2030, este estudo utiliza uma estratégia empírica baseada em variáveis subjacentes ao modelo de Solow verde no período de 1992 a 2019. A análise é conduzida por meio de uma estrutura de Vetores Autorregressivos em Painel com Método Generalizado de Momentos (PVAR-GMM). De acordo com os principais resultados, após um choque de 1 desvio padrão no crescimento do número de veículos de passeio, revela-se significativo até o quarto ano, manifestando um aumento nas emissões de 1,12% no primeiro ano. Ao final de oito anos, verifica-se uma resposta acumulada, resultando em um crescimento de 2,27% nas emissões CO_2 . Conclui-se, portanto, que a implementação de políticas de redução no número de veículos de passeio na União Europeia pode efetivamente contribuir para a redução das emissões de carbono, dado o vínculo identificado entre o aumento no número de veículos e o crescimento das emissões.

Palavras-chaves: Veículos de passeio; CO_2 ; União Europeia; PVAR-GMM.

Área 4: Economia Agrária e Ambiental.

ABSTRACT

The present study investigates the relationship between the number of passenger vehicles and carbon dioxide (CO_2) emissions in the European Union. After the implementation of goals in 2020, the average CO_2 emissions from new cars decreased by 12%, while the presence of electric cars tripled. In the face of the ambitious goals of the European Commission, aiming for climate neutrality by 2050 with a 55% reduction in emissions by 2030, this study employs an empirical strategy based on variables underlying the green Solow model from 1992 to 2019. The analysis is conducted through a Panel Vector Autoregressive framework with Generalized Method of Moments (PVAR-GMM). According to the main results, after a shock of 1 standard deviation in the growth of the number of passenger vehicles, significance is revealed up to the fourth year, indicating a 1.12% increase in emissions in the first year. At the end of eight years, a cumulative response is observed, resulting in a 2.27% growth in CO_2 emissions. It is concluded, therefore, that the implementation of policies to reduce the number of passenger vehicles in the European Union can effectively contribute to carbon emissions reduction, given the identified link between the increase in the number of vehicles and emissions growth.

Keywords: Passenger vehicles; CO_2 ; European Union; PVAR-GMM.

Classificação JEL: Q43, Q50, C33.

1. INTRODUÇÃO

Na União Europeia, os automóveis de passageiros e as vans, denominadas "veículos comerciais leves", contribuem significativamente para as emissões totais de dióxido de carbono (CO_2), representando aproximadamente 12% e 2,5%, respectivamente, das emissões totais na região. Em vigor desde 1º de janeiro de 2020, o Regulamento (UE) 2019/631 estabeleceu padrões de desempenho de emissões de CO_2 para novos automóveis de passageiros e vans. Para o período de 2020 a 2024, o regulamento estabeleceu uma meta de 147 g de CO_2 /km para a média da frota de veículos comerciais leves na UE e uma meta de 95 g de CO_2 /km para a média da frota de novos automóveis de passageiros, com a implementação para 95% dos veículos em 2020 e 100% de conformidade em 2021. O não cumprimento desses padrões resulta em penalidades na forma de taxas por excesso de emissões.

O Regulamento (UE) 2019/631 substituiu os antigos Regulamentos (CE) 443/2009 (carros) e (UE) 510/2011 (vans). Estes regulamentos anteriores estabeleciam uma meta de 95 g de CO_2 /km para a média das emissões de CO_2 de novos automóveis de passageiros registrados em 2020 na União Europeia, conforme o Novo Ciclo de Condução Europeu. O Regulamento (UE) 2019/631 não apenas substituiu esses regulamentos, mas também estabeleceu metas mais ambiciosas para as emissões de CO_2 para toda a frota da UE a partir de 2020, 2025 e 2030, incentivando a adoção de veículos de emissão zero e baixa emissão.

Desde a implementação da nova meta em 2020, as emissões médias de CO_2 dos novos automóveis de passageiros registrados na Europa diminuíram em 12% em comparação com o ano anterior, enquanto a participação de carros elétricos triplicou.

Em 14 de julho de 2021, a Comissão Europeia adotou propostas legislativas para alcançar a neutralidade climática na UE até 2050. Isso inclui uma meta intermediária de redução líquida de pelo menos 55% nas emissões de gases de efeito estufa até 2030. O pacote propõe a revisão de diversas legislações climáticas da UE, como o Sistema de Comércio de Emissões da UE, o Regulamento sobre Compartilhamento de Esforços e a legislação de transporte e uso da terra. Ele apresenta concretamente os meios pelos quais a Comissão pretende atingir as metas climáticas da UE no âmbito do Pacto Verde Europeu.

Dentro desse contexto regulatório, a União Europeia optou por substituir radicalmente o Regulamento (UE) 2019/631 em abril de 2023, introduzindo o Regulamento (UE) 2023/851. Esse novo regulamento fortalece os padrões de desempenho de emissões de CO_2 para novos automóveis de passageiros e veículos comerciais leves, com o objetivo de alcançar uma redução de 100% nas emissões de CO_2 limitando a venda de veículos e vans que emitam poluentes a zero até 2035.

Isto posto, este trabalho tem como objetivo investigar a relação entre o número de veículos de passeio e as emissões de CO_2 na União Europeia, utilizando variáveis fundamentais ao modelo de Solow verde no período de 1992 a 2019. A análise é conduzida por meio de uma estrutura de Vetores Autorregressivos em Painel com Método Generalizado de Momentos (PVAR-GMM). De maneira mais específica, busca-se examinar como as metas estabelecidas por acordos pertinentes podem influenciar as emissões de carbono ao longo do tempo, considerando as variáveis intrínsecas ao modelo de Solow Verde. Este enfoque propiciará uma compreensão mais abrangente dos efeitos dos acordos de redução de carbono, permitindo a investigação da eficácia das políticas implementadas, a identificação dos principais impulsionadores das emissões de carbono, e a avaliação da sustentabilidade das medidas adotadas.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A segunda seção traz a revisão da literatura. A terceira seção descreve os procedimentos metodológicos e os dados utilizados no modelo. Os resultados e discussão são apresentados na quarta seção. Por fim, a quinta seção contém as considerações finais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O modelo Solow Verde é uma extensão do modelo de crescimento econômico de Solow que incorpora considerações ambientais, onde busca analisar a relação entre crescimento econômico, depleção de recursos naturais e impacto ambiental, especificamente as emissões de carbono. O modelo enfatiza a importância da eficiência na utilização dos recursos naturais e do investimento em tecnologias

ambientalmente sustentáveis para promover um crescimento econômico mais equilibrado e sustentável. Além disso, o modelo Solow Verde destaca a importância das políticas ambientais, como impostos sobre carbono e incentivos para investimentos em energias renováveis, para atingir metas de redução de emissões e minimizar o impacto ambiental negativo do crescimento econômico (Taylor e Brock, 2004; Brock e Taylor, 2010; Atkinson et al., 2014).

Gunanto (2021) analisa a convergência e os fatores que afetam o crescimento do CO_2 nos países da ASEAN (Associação de Nações do Sudeste Asiático), o autor utiliza-se do modelo Solow Verde Aumentado apresentado por Rios e Gianmoena (2018), onde são considerados fatores espaciais. Foi encontrado que variáveis do modelo afetam o crescimento do CO_2 per capita nos países da ASEAN, nomeadamente investimento em capital físico e abertura comercial, que aumentam as emissões, enquanto o capital humano reduz significativamente as emissões, indicando como a consciência humana está aumentando sobre as boas condições ambientais, por meio da redução de emissões. Isso é positivo e precisa ser incentivado por meio da educação formal e informal nessa comunidade. O autor espera que a abertura comercial tenha um impacto positivo no meio ambiente no futuro, de acordo com as descobertas de Frankel e Rose (2005). Não é verificado um impacto significativo do Protocolo de Kyoto.

Panopoulou e Pantelidis (2009) analisam a convergência nas emissões de dióxido de carbono entre 128 países no período de 1960 a 2003, por meio da metodologia proposta por Phillips e Sul (2007), onde é possível verificar se grupos de países convergem para diferentes equilíbrios. Os autores encontram uma convergência no período inicial, porém quando se aproxima de 2003 verificam dois grupos de convergência, um contendo países com altas emissões per capita de CO_2 e outro contendo países com baixas emissões per capita de CO_2 . Além disso, os resultados indicam a existência de convergência para países de renda alta e média, enquanto os países de baixa renda apresentam divergência. A convergência é observada para (i) Oriente Médio e Norte da África, (ii) Ásia Oriental e Pacífico e (iii) América Latina e Caribe, enquanto há divergência para (iv) Europa e Ásia Central, (v) Sul da Ásia e (vi) África Subsaariana.

Analisando a influência do desenvolvimento econômico e financeiro nas emissões de carbono em uma pequena economia emergente, o Paquistão, no período de 1971-2011, Abbasi e Riaz (2016) encontraram que as emissões de CO_2 per capita estavam cointegradas com indicadores de desenvolvimento financeiro e PIB per capita. O modelo estimado de longo prazo mostrou que apenas o PIB per capita teve um impacto estatisticamente significativo nas emissões de CO_2 , causando um aumento das emissões com o aumento do padrão de vida. O modelo estimado mais robusto de longo prazo mostrou que tanto o PIB per capita quanto a porcentagem de rotatividade de ações no PIB tiveram um impacto estatisticamente significativo nas emissões de CO_2 . É possível encontrar resultados semelhantes em Shahbaz et al. (2013) e Adebayo et al. (2021).

Tiwari et al. (2011) analisou a dinâmica do consumo de energia renovável, crescimento econômico e emissões de CO_2 , no contexto da Índia, utilizando-se a abordagem de VAR estrutural. Foi encontrado que um choque positivo no consumo de fontes de energia renovável aumenta o PIB e reduz as emissões de CO_2 , enquanto um choque positivo no PIB tem um impacto positivo muito alto nas emissões de CO_2 . A decomposição da variância mostra que a participação do consumo de fontes de energia renovável explica uma parte significativa da variância do erro de previsão do PIB e uma parte relativamente menor ou insignificante da variância do erro de previsão das emissões de CO_2 .

Magazzino (2016) utilizando-se de determinantes exógenos do comércio - variáveis geográficas do modelo gravitacional - como instrumentos para isolar o efeito da abertura, confirmou o padrão da curva de Kuznets ambiental, em que o crescimento eventualmente tem um efeito benéfico na poluição, após a relação inicial adversa em níveis baixos de renda. O comércio acelera o processo de crescimento.

3. METODOLOGIA

3.1 Vetores Autorregressivos em Painel com Método Generalizado de Momentos (PVAR-GMM)

Holtz-Eakin et al. (1988) desenvolveram o modelo autorregressivo vetorial em painel (PVAR), uma abordagem analítica que se destaca por sua capacidade de capturar as interações dinâmicas entre múltiplas séries temporais observadas em diferentes unidades ou painéis. Sigmund e Ferstl (2021) ampliam o método PVAR, admitindo a seguinte forma geral:

$$y_{jt} = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l} + \eta_j + D\lambda_{jt} + F\theta_{jt} + v_{jt}, \quad (1)$$

em que y_{jt} é um vetor $m \times 1$ de variáveis endógenas, η_j é um vetor $m \times 1$ de efeitos individuais fixos não observáveis, α_l é uma $m \times m$ matriz de coeficientes com p -lags, λ_{jt} é um vetor de variáveis predefinidas que podem apresentar correlação potencial com erros passados, θ_{jt} é um vetor de variáveis estritamente exógenas que não dependem de v_{jt} nem dos seus valores passados, v_{jt} é um vetor $m \times 1$ de erros idiossincráticos com média zero e matriz de covariância $v_{jt}v'_{jt} = \Sigma$.

Para estimar versões modificadas do modelo de Solow verde com o principal objetivo de analisar o efeito do crescimento no número de veículos de passageiros (VP) nas variáveis subjacentes ao modelo, propõe-se quatro especificações em y_{jt} :

$$y_{jt}^k = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l}^k + \eta_j + v_{jt}, \quad (2)$$

$$y_{jt}^p = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l}^p + \eta_j + v_{jt}, \quad (3)$$

$$y_{jt}^T = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l}^T + \eta_j + v_{jt}, \quad (4)$$

$$y_{jt}^{CH} = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l}^{CH} + \eta_j + v_{jt}, \quad (5)$$

em que $y_{jt}^k = [CO_2, k, VP]$ utiliza o capital (k); $y_{jt}^p = [CO_2, POP, VP]$ utiliza o crescimento populacional (POP); $y_{jt}^T = [CO_2, Trade, VP]$ utiliza o comércio internacional ($Trade$); $y_{jt}^{CH} = [CO_2, CH, VP]$ utiliza o Capital Humano (CH).

A presença de heterogeneidade não observada entre os países, η_j , levanta uma questão importante de como modelar os efeitos fixos individuais. De acordo com Love e Zicchino (2006), uma vez que η_j está correlacionado com as variáveis endógenas defasadas em um PVAR, faz-se necessário utilizar um estimador consistente que elimine essa correlação. Os efeitos fixos podem ser eliminados pelo procedimento de Transformação Ortogonal Direta (TOD), de acordo com Sigmund e Ferstl (2021) a TOD é dada pela seguinte fórmula:

$$\tilde{y}_{jt} = \left(y_{jt} - \frac{\sum_{k=t+1}^{T_j} y_{jk}}{T_j - t} \right) \sqrt{\frac{T_j - t}{T_j - t + 1}}, \quad (6)$$

em que T_j é o último período disponível para a unidade j e $T_j - t$ é o número de observações disponíveis para o período seguinte. O uso da transformação Helmert nos permite reescrever a equação (1) como:

$$\tilde{y}_{jt} = \sum_{l=1}^p \alpha_l \tilde{y}_{j,t-l} + D\tilde{\lambda}_{jt} + F\tilde{\theta}_{jt} + \tilde{v}_{jt}, \quad (7)$$

A transformação Helmert elimina o viés gerado pela correlação entre η_i e os regressores defasados. As variáveis transformadas na equação (7) são ortogonais às variáveis originais e permitem a consistência das estimativas via GMM¹.

A estatística J de Hansen foi utilizada para testar o conjunto de instrumentos, adotando-se um limiar de p-valor de 0,90 para a seleção dos instrumentos. Segundo Andrews e Lu (2001) a escolha do comprimento de defasagem ideal é baseada nos menores valores para os critérios de informação: (i) Bayesiano (MBIC); (ii) Akaike (MAIC); (iii) Hannan-Quinn (MQIC). Selecionou-se o modelo que apresenta os menores valores para os critérios de informação e não rejeita a hipótese nula do teste J de Hansen.

No PVAR-GMM, assume-se que as séries são estacionárias. A condição de estabilidade é uma função dos autovalores de $\alpha(l)$. Seguindo Hamilton (1994) e Lütkepohl (2005), o modelo é estável se todos os autovalores de $\alpha(l)$ apresentarem um módulo estritamente menor que um.

O modelo PVAR destaca-se como uma ferramenta poderosa e apropriada para a análise de transmissões de choques idiossincráticos ao longo de um extenso período de tempo, especialmente quando a dimensão temporal tende ao infinito. Essa característica torna o PVAR uma escolha valiosa para pesquisadores interessados em compreender as interações e respostas de unidades individuais a choques específicos ao longo do tempo. A aplicação de PVARs em análises de séries temporais é amplamente respaldada na literatura, como demonstrado por estudos anteriores, incluindo os de Canova et al. (2012) e Ciccarelli et al. (2012). Por exemplo, Canova et al. (2012) utilizaram uma base de dados abrangendo 30 anos, enquanto Ciccarelli et al. (2012) analisaram uma amostra que cobriu 124 trimestres, do primeiro trimestre de 1980 ao último trimestre de 2011. Uma vantagem da abordagem VAR em painel é a estimativa de Funções de Impulso-Resposta Generalizadas (FIRG), permitindo examinar a influência do crescimento no número de veículos de passageiros no crescimento nas emissões de CO_2 de maneira dinâmica ao longo do tempo.

Além disso, a endogeneidade é um problema clássico para modelos de dados em painel, gerando estimadores inconsistentes. O método PVAR com o uso do estimador GMM contribui para mitigar os efeitos da endogeneidade, ao modelar um sistema de equações que admite todas as variáveis como endógenas, por hipótese (Sigmund e Ferstl, 2021). Essa abordagem tem sido adotada em estudos empíricos recentes (Ozcan et al. 2020; Tzeremes et al. 2023; Dogan et al. 2022).

3.2 Dados

A amostra utilizada neste estudo é composta por dados provenientes de diversas fontes, nomeadamente, o *World Development Indicators* (WDI), *Penn World Table* (PWT) versões 10.01 e Eurostat. A análise abrange o período de 1992 a 2019, considerando 17² países da União Europeia, e as variáveis utilizadas para a estimação do modelo PVAR-GMM incluem o Dióxido de Carbono per capita (CO_2), refletindo as emissões provenientes da queima de combustíveis fósseis e da produção de cimento. As demais variáveis incorporadas no estudo compreendem o Capital (Estoque de Capital em Paridades de Poder de Compra atuais em milhões de dólares americanos de 2017), Taxa de Crescimento Populacional, Comércio Internacional (soma das exportações e importações de bens e serviços em relação ao Produto Interno Bruto), Índice de Capital Humano (baseado em anos de escolaridade e retornos à educação), e o Estoque de Veículos de Passageiros por país, obtido a partir do Eurostat.

Para aprimorar a compreensão das FIRG neste estudo, optou-se por utilizar as variáveis expressas em termos de crescimento. Essa escolha facilita a interpretação do impacto do crescimento em CO_2 quando ocorre uma mudança de 1 desvio padrão nas demais variáveis, as quais também estão expressas em termos de crescimento. A Figura 1 expõe a evolução temporal das séries temporais. A transformação das variáveis é realizada por meio da seguinte equação (8):

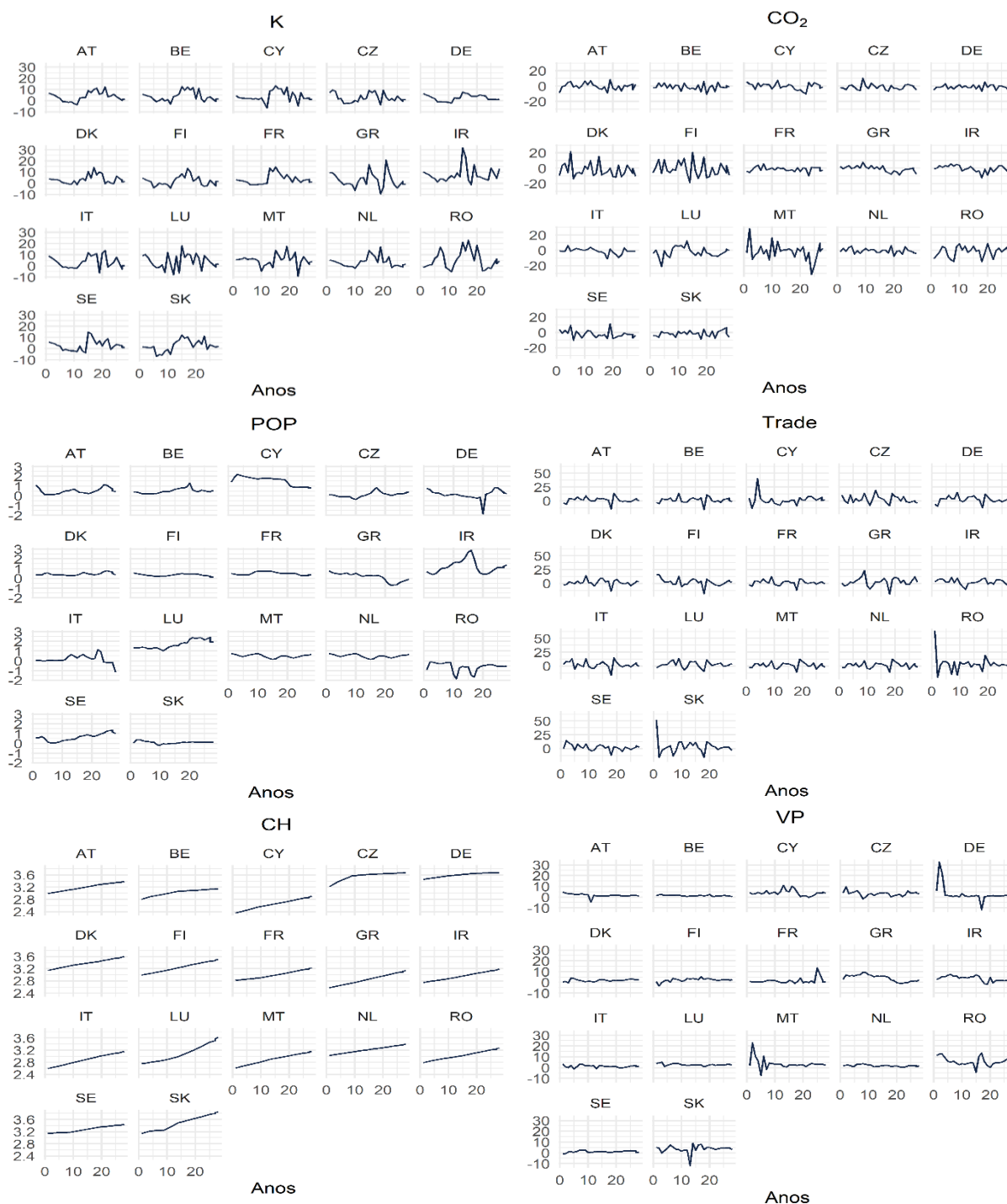
¹ Sigmund e Ferstl (2021) detalham o estimador GMM para o PVAR.

² Os seguintes países foram excluídos da amostra devido à falta de uma série temporal contínua: Bulgária, Croácia, Estônia, Espanha, Hungria, Letônia, Lituânia, Eslovênia e Polônia.

$$\left(\frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}\right) * 100, \quad (8)$$

em que $X_t = [CO_2, K, POP, Trade, CH, VP]$. A Figura 1 ilustra a evolução temporal das séries temporais após a transformação em medidas de crescimento, conforme empregadas nos modelos PVAR-GMM.

Figura 1 – Evolução temporal das séries temporais- 1992 a 2019.



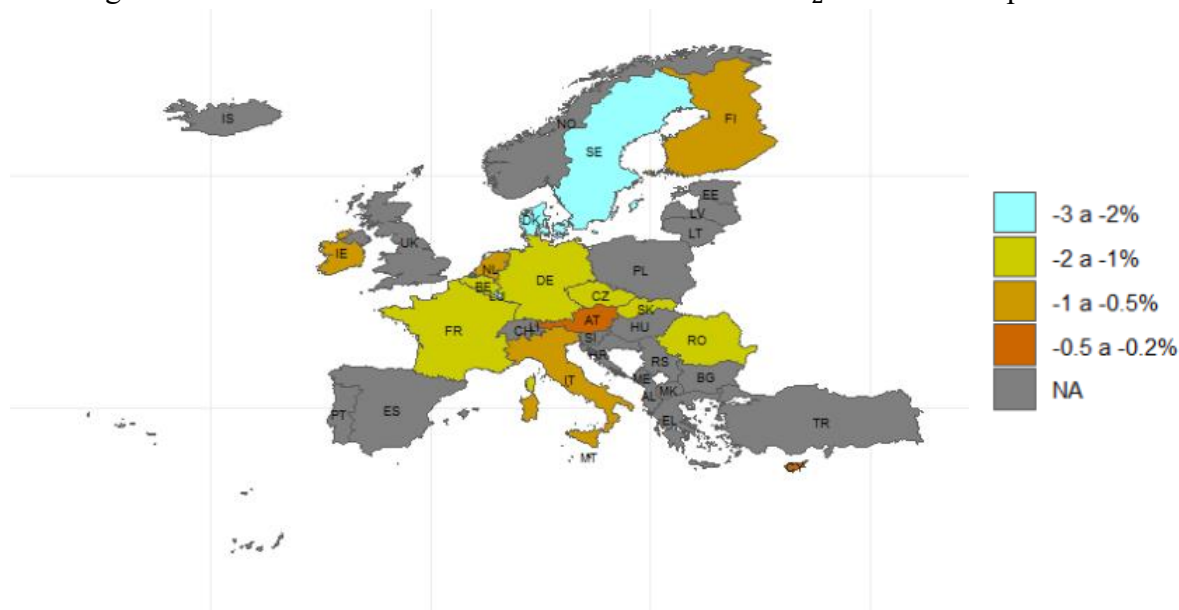
Fonte: Elaboração própria.

Nota: As variáveis K , CO_2 , POP , $Trade$, CH e VP denotam, respectivamente, o crescimento no estoque de capital, o crescimento nas emissões de CO_2 , o crescimento populacional, o crescimento no comércio internacional e o crescimento no número de veículos de passageiros. Para obter uma correspondência detalhada entre as iniciais e os países, recomenda-se consultar o Quadro 1 no apêndice do presente estudo.

3.2.1 Análise Descritiva dos Dados

A análise da Figura 2 revela disparidades nas emissões de dióxido de carbono entre os países selecionados da União Europeia. Apesar de todos apresentarem crescimento negativo médio durante o período considerado, destaca-se a Suécia, Luxemburgo e Dinamarca, que registraram reduções significativas de aproximadamente -2,05%, -2,20% e -2,71%, respectivamente. Por outro lado, Chipre e Áustria apresentaram reduções mais modestas de apenas -0,22% e -0,25%, indicando uma variação nas reduções de CO_2 . Essas observações preliminares sugerem a necessidade de uma possível abordagem unificada e simétrica para as políticas de redução de emissões entre os países membros da União Europeia, dada a disparidade na poluição.

Figura 2 - Taxa média do crescimento de emissões de CO_2 na união europeia - 1992 a 2019.

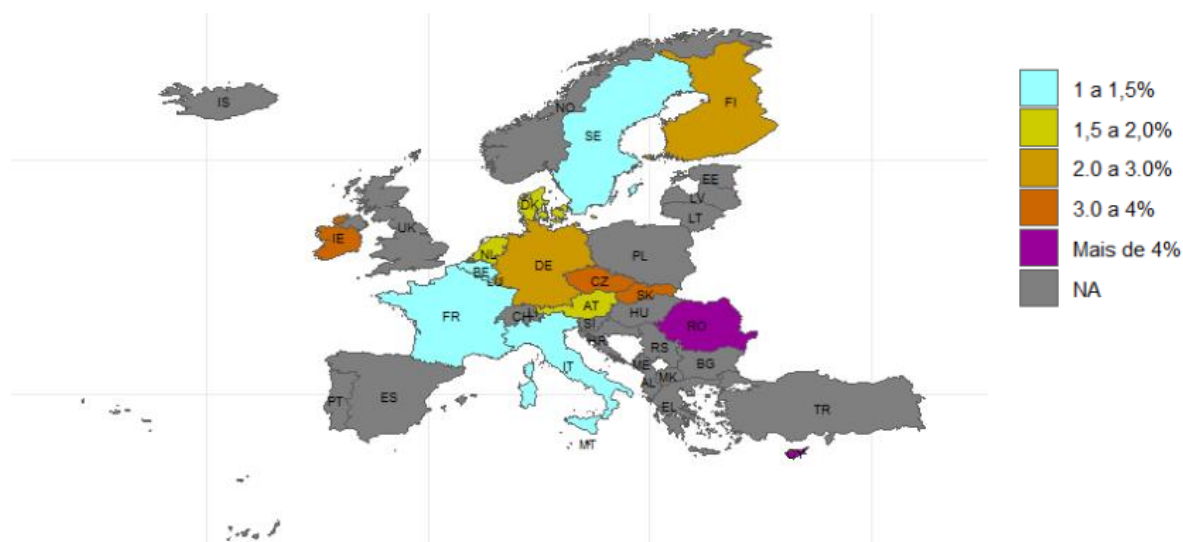


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do WDI.

Nota: Para obter uma correspondência detalhada entre as iniciais e os países, recomenda-se consultar o Quadro 1 no apêndice do presente estudo.

Considerando o aumento no número de veículos de passageiros nos países da União Europeia, conforme apresentado na Figura 3, nota-se um crescimento generalizado. Todos os países analisados experimentaram aumento, entretanto, destaca-se a Suécia, que, apesar de ter uma taxa de emissões de CO_2 relativamente baixa em comparação com os demais, também apresenta um dos menores índices de crescimento no número de veículos de passageiros, registrando apenas 1,08%. Em contrapartida, observa-se uma situação semelhante no caso de Chipre, que, embora tenha registrado uma das menores reduções de CO_2 no período considerado, apresenta um dos maiores crescimentos no número de veículos de passeio, com um aumento de 4,04%. Essas correlações destacam a complexidade das interações entre as emissões de CO_2 , a frota de veículos e as políticas de redução de poluentes.

Figura 3 - Taxa média do crescimento de veículos de passeio na união europeia - 1992 a 2019.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do EUROSTAT.

Nota: Para obter uma correspondência detalhada entre as iniciais e os países, recomenda-se consultar o Quadro 1 no apêndice do presente estudo.

A análise da Tabela 1 revela que, em média, nos países membros da União Europeia, o estoque de capital, o comércio internacional, o capital humano e o número de veículos de passageiros apresentaram crescimento positivo. Contrariamente às expectativas fundamentadas na teoria subjacente ao modelo de Solow verde, que previa um crescimento positivo nas emissões de CO_2 dadas essas variáveis, observa-se, no entanto, uma média negativa no crescimento dessas emissões. Essa discrepância pode ser explicada pelo baixo crescimento populacional, que registrou uma considerável expansão reduzida em comparação com outras variáveis, totalizando apenas 0,49%.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

De 1992 a 2019						
Variáveis	Observações	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
<i>K</i>	476	3,70%	3,05%	5,26%	-9,57%	31,74%
<i>CO₂</i>	476	-1,25%	-1,15%	5,64%	-31,33%	28,09%
<i>POP</i>	476	0,49%	0,41%	0,64%	-1,85%	2,89%
<i>Trade</i>	476	2,29%	2,08%	7,26%	-20,29%	63,51%
<i>CH</i>	476	3,13%	3,12%	0,29%	-2,35%	3,84%
<i>VP</i>	476	2,70%	2,15%	3,20%	-11,73%	32,53%

Fonte: Elaboração própria.

4. RESULTADOS

4.1 Teste de Raiz unitária

Conforme apresentado na Tabela 2 foi conduzido o teste de raiz unitária em painel para examinar a presença dessa propriedade nas séries analisadas. Caso houvesse evidências de não estacionariedade em nível, as séries foram transformadas para garantir a ausência de raiz unitária, tornando-as adequadas para uso no PVAR-GMM. Dois testes de raiz unitária foram utilizados: o teste de Im-Pesaran-Shin (IPS) e o Levin-Lin-Chu (LLC). Ambos os testes avaliam a hipótese nula de existência de raiz unitária, isto é, a presença dessa característica em todos os painéis. Os resultados apontam que, em geral, as variáveis são estacionárias em nível, com exceção da variável de Capital Humano (CH), que precisou passar por duas diferenciações para alcançar estacionariedade.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária em painel

Variáveis	IPS	LLC
<i>K</i>	-6,924***	-6,219***
<i>CO₂</i>	-16,24***	-15,495***
<i>POP</i>	-2,344***	-1,062
<i>Trade</i>	-20,122***	-20,944***
<i>CH</i>	4,360	0,560
<i>VP</i>	-11,011***	-9,288***

Notas: *** indica significância de 1%. O número de defasagens foi determinado com base no critério de informação de Akaike (AIC), e o componente de intercepto foi incluído no teste. Para obter mais informações sobre os testes consultar Im et al. (2003) e Levin et al. (2002).

Fonte: Elaboração própria.

4.2 Análise Impulso-Resposta

Com o propósito de avaliar a relação subjacente ao modelo de Solow verde, foram conduzidas estimativas de quatro modelos PVAR-GMM. Esses modelos visam fornecer informações sobre a variável de interesse, VP, e sua interação com as demais variáveis do modelo de Solow verde, a fim de explicar as emissões de dióxido de carbono.

Os resultados das FIRG para os modelos estão apresentados na Figura 4. Após a realização dos testes para a seleção do número de instrumentos, incluindo a análise dos p-valores de Hansen e os critérios de informação, optou-se por estimar os modelos y_{jt}^k e y_{jt}^p com 2 instrumentos, os modelos y_{jt}^T e y_{jt}^{CH} com 3 instrumentos, todos os modelos com apenas uma defasagem. O apêndice A apresenta os resultados para os critérios de seleção empregados.

Os resultados da análise, conforme apresentados nas Figuras 4(a) e 4(b) para o modelo y_{jt}^k revelam que um choque de um desvio padrão no crescimento do estoque de capital causa uma redução de -0,22% já no primeiro ano, seguida por uma redução expressiva de -0,73%. Ao final de oito anos, ocorre uma redução significativa de -1,39% no crescimento das emissões de CO_2 . Já para um choque de um desvio padrão no crescimento do número de veículos de passeio, revela-se significativo até o quarto ano, manifestando um aumento nas emissões de 1,12% no primeiro ano. Ao final de oito anos, verifica-se uma resposta acumulada, resultando em um crescimento de 2,27% nas emissões. Portanto, é plausível argumentar que uma política de redução no número de veículos de passeio na União Europeia pode efetivamente contribuir para a diminuição das emissões de carbono, visto que o aumento no número de veículos está correlacionado ao crescimento das emissões.

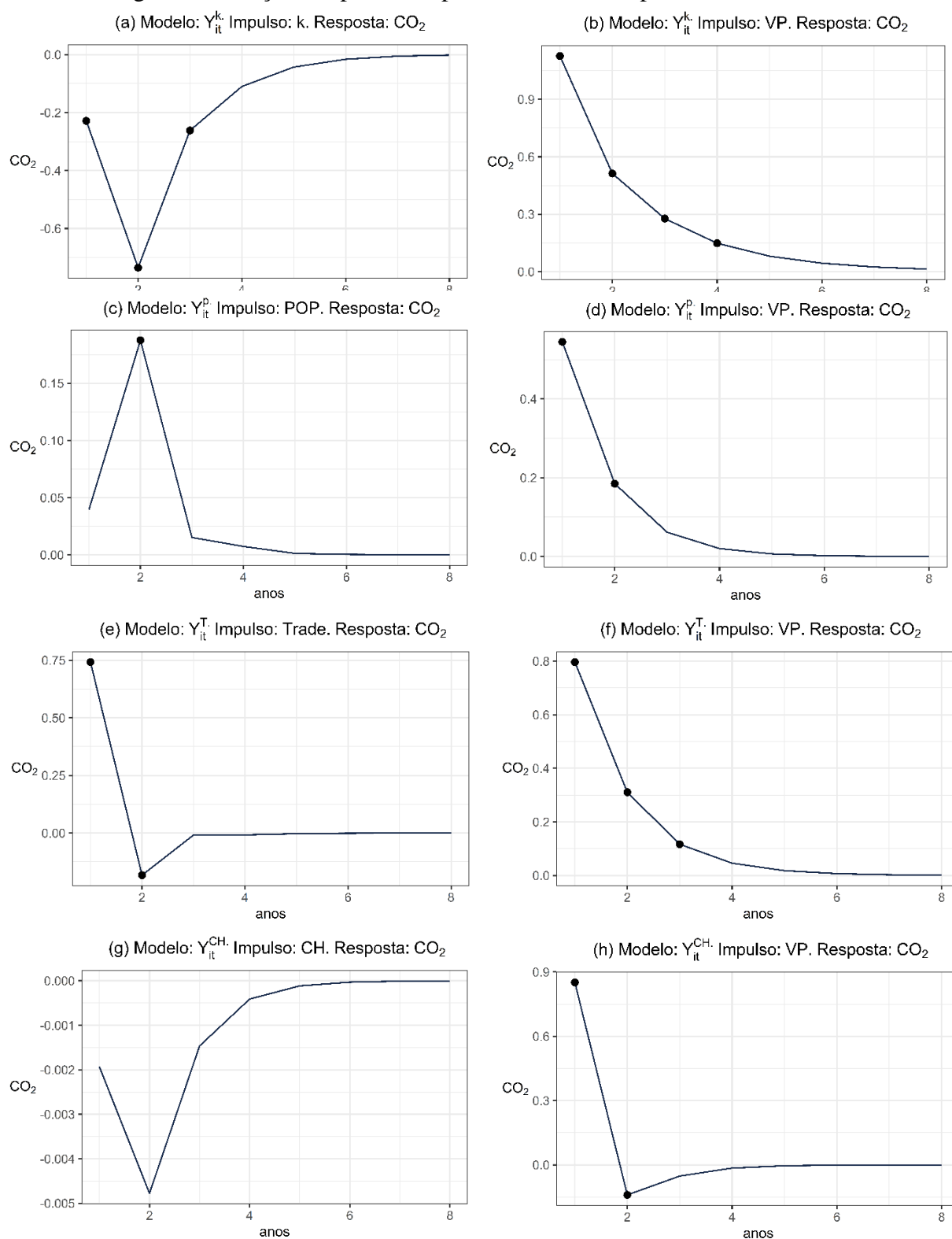
Os resultados para o modelo y_{jt}^p que considera o crescimento populacional, conforme apresentados nas Figuras 4(c) e 4(d), revelam que um choque de um desvio padrão no crescimento populacional causa um crescimento significativo de 0,18% no segundo ano, contudo, o efeito do choque já perde significância a partir do terceiro ano. Já para um choque de um desvio padrão no crescimento do número de veículos de passeio, revela-se significativo até o segundo ano, manifestando um aumento nas emissões de 0,54% no primeiro ano e de 0,18% no segundo ano. Ao final de oito anos, verifica-se uma resposta acumulada, resultando em um crescimento de 0,82% nas emissões.

Os resultados relativos ao modelo y_{jt}^T , que incorpora o crescimento no comércio internacional, conforme apresentados nas Figuras 4(e) e 4(f), revelam que um choque de um desvio padrão em *Trade* ocasiona um crescimento em CO_2 significativo de 0,74% no primeiro ano. No entanto, o efeito desse choque torna-se negativo, atingindo -0,18% ao final de oito anos, resultando em uma resposta acumulada de -0,53% no crescimento de CO_2 . Quanto ao choque de um desvio padrão no crescimento do número de veículos de passeio, permanece significativo até o terceiro ano, resultando em um aumento nas emissões de 0,79% no primeiro ano, 0,31% no segundo ano e 0,11% no terceiro ano. Ao final de oito anos, a resposta acumulada resulta em um crescimento de 1,29% nas emissões.

Por último, o modelo y_{jt}^{CH} , que incorpora o capital humano, conforme apresentado nas Figuras 4(g) e 4(h), revela que um choque de um desvio padrão em CH apresenta um efeito não significativo ao longo

do período analisado em relação ao crescimento em CO_2 . Quanto ao choque de um desvio padrão no crescimento do número de veículos de passeio, permanece significativo até o segundo ano, resultando em um aumento nas emissões de 0,85% no primeiro ano e uma redução de -0,14% no segundo ano. Ao final de oito anos, a resposta acumulada resulta em um crescimento de 0,63% nas emissões.

Figura 4 – Funções Impulso-Resposta Generalizada para o PVAR-GMM.



Nota: Marcadores circulares indicam significância a pelo menos 10%, com erro-padrão calculado a partir de 100 replicações de Monte Carlo.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados anteriormente destacam que o aumento nas emissões de dióxido de carbono CO_2 está diretamente relacionado ao crescimento da variável de veículos de passeio, conforme analisado por meio dos diferentes modelos PVAR-GMM com diversas especificações. Esses modelos revelaram consistentemente uma resposta positiva e persistente nas emissões de CO_2 , associada a uma variação de um desvio padrão na variável VP. Essa interdependência evidencia a influência significativa dos veículos de passeio no incremento das emissões de gases de efeito estufa, ressaltando a necessidade de abordagens eficazes para mitigar esse impacto ambiental.

4.3 Análise de Robustez

Com o intuito de investigar possíveis não linearidades na relação entre o crescimento no número de veículos de passeio e dióxido de carbono no contexto do modelo de Solow verde, esta seção se propõe a estimar uma Regressão Quantílica Estrutural com Variáveis Instrumentais (RQEVI).

Conforme destacado por Machado e Silva (2019), o método de RQEVI é indicado quando os modelos a serem estimados contêm variáveis explicativas endógenas, uma característica intrínseca ao modelo de Solow verde. A análise da Tabela 3 revela a rejeição da hipótese de não linearidade entre o crescimento de veículos de passeio e dióxido de carbono. Isso é evidenciado pelos coeficientes, significativos a um nível de 5% de significância estatística, os quais demonstram pouca variação entre os quantis 0,3 e 0,9. Notavelmente, o coeficiente de 2,17% para o quantil que representa a mediana (0,5) assemelha-se à resposta acumulada de 2,27% para o modelo PVAR-GMM. Esses resultados corroboram a hipótese de um crescimento linear das emissões de dióxido de carbono dado um aumento positivo no crescimento do número de veículos de passeio.

Os resultados analisados, conforme apresentados na Tabela 3, revelam que para as demais variáveis do modelo de Solow verde, distintas dinâmicas emergem em relação às emissões de dióxido de carbono. Notavelmente, o crescimento do estoque de capital exibe uma relação negativa, estatisticamente significativa a um nível de 5% entre os quantis 0,4 e 0,6. Em contrapartida, o crescimento populacional demonstra uma não linearidade, com coeficientes variando de 10,86% para 5,54% entre os quantis 0,1 e 0,4. Não se observa uma relação significativa entre a variável de comércio internacional (Trade) e as emissões de dióxido de carbono entre os quantis. Contudo, ao contrário do modelo PVAR-GMM, a relação entre a variável de capital humano e o crescimento das emissões de carbono é significativa e positiva em todos os quantis.

Tabela 3 - Regressão Quantílica Estrutural – com instrumentos

Quantil	<i>K</i>	<i>POP</i>	<i>Trade</i>	<i>CH</i>	<i>VP</i>
0,1	-1,3114 (0,9194)	10,8619** (4,7011)	-1,2541 (0,7634)	58,0931** (24,1933)	1,2377 (0,9152)
0,2	-1,035* (0,6274)	8,2786** (3,6847)	-0,9666* (0,5769)	51,0975** (21,0103)	1,6138* (0,8979)
0,3	0,8494* (0,4461)	6,5442** (3,0657)	-0,7736* (0,4684)	46,4003** (19,0619)	1,8663** (0,9430)
0,4	-0,7419** (0,3548)	5,5401** (2,7323)	-0,6619 (0,4160)	43,6811** (17,9916)	2,0126** (0,9881)
0,5	-0,6245** (0,2820)	4,4425* (2,4155)	-0,5397 (0,3727)	40,7089** (16,9188)	2,1724** (1,0497)
0,6	-0,5349** (0,2597)	3,6046 (2,2072)	-0,4465 (0,3522)	38,4398** (16,1644)	2,2944** (1,1043)
0,7	-0,4537* (0,2717)	2,8465 (2,0568)	-0,3621 (0,3448)	36,3865** (15,5408)	2,4047** (1,1583)
0,8	-0,38869 (0,3014)	2,2381 (1,9652)	-0,2944 (0,3470)	34,7390** (15,0835)	2,4933** (1,2045)
0,9	-0,3048 (0,3591)	1,4546 (1,8859)	-0,2072 (0,3609)	32,6173** (14,5248)	2,6074** (1,2679)

Nota: Os símbolos * e ** indicam significância a 10% e 5% respectivamente. O erro-padrão entre parênteses. A estimativa do modelo de Solow verde teve crescimento do CO_2 como variável explicada as demais covariáveis em níveis de crescimento foram estimadas em quatro defasagens nos instrumentos.

Fonte: Elaboração própria.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo examinar a relação entre a quantidade de veículos de passeio e as emissões de CO_2 na União Europeia, utilizando variáveis fundamentais do modelo de Solow verde durante o período de 1992 a 2019. A análise indicou uma conexão significativa entre o aumento no número de veículos de passageiros e as emissões de CO_2 , destacando que o regulamento atual (UE) 2023/851, que estabelece a meta de redução a zero de veículos movidos a combustíveis fósseis, pode resultar em considerável diminuição das emissões ao longo do tempo.

Além disso, os resultados para outras variáveis do modelo de Solow verde, como o crescimento no estoque de capital e no volume de comércio internacional, revelam uma relação persistente com o crescimento das emissões de CO_2 . No entanto, o crescimento populacional e do capital humano não demonstrou significância em relação há um crescimento linear nas emissões de CO_2 .

Por fim, observa-se que políticas direcionadas à redução do tráfego de veículos de passeio na UE podem contribuir para a mitigação das emissões de poluentes, como o CO_2 . No entanto, tais medidas precisam ser implementadas em conjunto com outras variáveis macroeconômicas, como o estoque de capital e o comércio internacional. A falta de uma abordagem simultânea às políticas de produção de capital e volume de comércio internacional pode impactar negativamente nos esforços de combate à poluição.

Para futuras pesquisas, seria relevante considerar medidas adicionais que possam influenciar as emissões de CO_2 , como a atividade econômica da avicultura, uma vez que o abate pode gerar impactos ambientais. Além disso, é crucial ressaltar que a UE, por si só, não conseguirá reduzir as emissões globais de CO_2 , dado que representa apenas uma parte da produção global.

REFERÊNCIAS

- ABBASI, F.; RIAZ, K. Co2 emissions and financial development in an emerging economy: an augmented var approach. *Energy Policy*, Elsevier, v. 90, p. 102–114, 2016.
- ADEBAYO, T. S. et al. Can co2 emissions and energy consumption determine the economic performance of south korea? a time series analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 28, n. 29, p. 38969–38984, 2021.
- ANDREWS, D. W.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for gmm estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 101, n. 1, p. 123–164, 2001. Citado na página 4.
- ATKINSON, G. et al. *Handbook of sustainable development*. [S.l.]: Edward Elgar Publishing, 2014.
- BROCK, W. A.; TAYLOR, M. S. The green solow model. *Journal of Economic Growth*, Springer, v. 15, p. 127–153, 2010.
- CANOVA, F; CICCARELLI, M. (2012). Cyclical fluctuations in the Mediterranean basin. *Journal of International Economics*, 88(1):162-175.
- CICCARELLI, M; ORTEGA, E; VALDERRAMA, M. T. (2012). Heterogeneity and Cross-Country Spillovers in Macroeconomic-Financial Linkages. Banco de Espana Working Paper.
- DOGAN, E., CHISHTI, M. Z., ALAVIJEH, N. K., & TZEREMES, P. (2022). The roles of technology and Kyoto Protocol in energy transition towards COP26 targets: Evidence from the novel GMM-PVAR approach for G-7 countries. *Technological Forecasting and Social Change*, 181:121756.
- FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. Is trade good or bad for the environment? sorting out the causality. *Review of economics and statistics*, MIT Press 238 Main St., Suite 500, Cambridge, MA 02142-1046, USA journals . . . , v. 87, n. 1, p. 85–91, 2005.
- GUNANTO, E. Y. A. Convergence co2 emission in asean countries: augmented green solow model approach. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2021.
- HAMILTON, J. *Time series econometrics*. [S.l.]: Princeton University Press Princeton, NJ, 1994.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWAY, W.; ROSEN, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56(6):1371-1395.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 115, n. 1, p. 53–74, 2003.
- LOVE, I.; ZICCHINO, L. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel var. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, v. 46, n. 2, p. 190–210, 2006.
- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2005.
- MACHADO, J. A.; SILVA, J. S. (2019). Quantiles via moments. *Journal of Econometrics*, v.213, n.1, p. 145-173.
- MAGAZZINO, C. Co2 emissions, economic growth, and energy use in the middle east countries: A panel var approach. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, Taylor & Francis, v. 11, n. 10, p. 960–968, 2016.

OZCAN, B.; TZEREMES, P. G.; TZEREMES, N. G. (2020). Energy consumption, economic growth and environmental degradation in OECD countries. *Economic Modelling*, 84: 203-213.

PANOPOULOU, E.; PANTELIDIS, T. Club convergence in carbon dioxide emissions. *Environmental and Resource Economics*, Springer, v. 44, p. 47–70, 2009.

PHILLIPS, P. C.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 75, n. 6, p. 1771–1855, 2007.

RIOS, V.; GIANMOENA, L. Convergence in co2 emissions: a spatial economic analysis with cross-country interactions. *Energy Economics*, Elsevier, v. 75, p. 222–238, 2018.

SIGMUND, M.; FERSTL, R. (2021). Panel vector autoregression in R with the package panelvar. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80:693-720.

SHAHBAZ, M. et al. Does financial development reduce co2 emissions in malaysian economy? a time series analysis. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 35, p. 145–152, 2013.

TAYLOR, M. S.; BROCK, W. A. *The green Solow model*. [S.l.]: Citeseer, 2004.

TIWARI, A. K. et al. A structural var analysis of renewable energy consumption, real gdp and co2 emissions: evidence from india. *Economics Bulletin*, Citeseer, v. 31, n. 2, p. 1793–1806, 2011.

TZEREMES, P.; DOGAN, E.; ALAVIJEH, N. K. (2023). Analyzing the nexus between energy transition, environment and ICT: A step towards COP26 targets. *Journal of Environmental Management*, 326:116598.

APÊNDICE

Tabela A1 - Critérios de seleção dos modelos PVAR-GMM

PVAR	Instrumentos	J	MMSC _{BIC,n}	MMSC _{HQIC,n}	MMSC _{AIC,n}
$y_{it}^k = [CO_2, k, VP]$	1	0,00 (0,00)	-48,7304	-30,3553	-16
	2	10,53 (0,309)	-93,0222	-53,9750	-23,47
	3	9,35 (0,951)	-149,0272	-42,6531	-89,3078
$y_{it}^p = [CO_2, POP, VP]$	1	0,00 (0,00)	-48,4167	-30,2467	-16
	2	7,67 (0,568)	-95,2134	-56,6023	-26,3279
	3	6,66 (0,993)	-150,6972	-91,6449	-45,3428
$y_{it}^T = [CO_2, Trade, VP]$	1	0,00 (0,00)	-48,7304	-30,3553	-16
	2	10,19 (0,355)	-93,3622	-54,3149	-23,8099
	3	14,57 (0,691)	-143,8063	-37,4322	-84,0869
$y_{it}^{CH} = [CO_2, CH, VP]$	1	27,14 (0,00)	-19,7192	-2,5547	11,1442
	2	16 (0,067)	-83,5892	-47,1147	-18,0043
	3	20,68 (0,296)	-131,6242	-31,3179	-75,8396

Nota: p-valor do teste de Hansen entre parênteses. Os números destacados em negrito indicam a quantidade de instrumentos selecionados.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A2 – Autovalores dos modelos PVAR – GMM

PVAR-GMM	CO_2	k	VP	POP	$Trade$	CH
$y_{it}^k = [CO_2, k, VP]$	0,5731	0,4431	0,0713	-	-	-
$y_{it}^p = [CO_2, POP, VP]$	0,2884	-	0,0934	0,1897	-	-
$y_{it}^T = [CO_2, Trade, VP]$	0,3897	-	0,0156	-	0,0651	-
$y_{it}^{CH} = [CO_2, CH, VP]$	0,2766	-	0,0061	-	-	-0,0360

Nota: Os autovalores apresentados na tabela estão expressos em valor absoluto.

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 1 - Iniciais e Nomes dos países da União Europeia selecionados.

Siglas	Países
AT	Áustria
BE	Bélgica
CY	Chipre
CZ	Tchéquia
DK	Dinamarca
FI	Finlândia
FR	França
DE	Alemanha
GR	Grécia
IR	Irlanda
IT	Itália
LU	Luxemburgo
NL	Países Baixos
MT	Malta
RO	Romênia
SK	Eslováquia
SE	Suécia

Fonte: Elaboração própria.