







Bartosz Jóźwik  

(corresponding author)

Katedra Ekonomii Międzynarodowej,
Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II,
Polska

Antonina Gavryshkiv  

Katedra Ekonomii Międzynarodowej,
Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II,
Polska

Wpływ podatku środowiskowego na emisję gazów cieplarnianych w państwach Grupy Wyszehradzkiej

The Impact of Environmental Tax on Greenhouse Gas Emissions in Visegrad Group Countries

Streszczenie

Rola podatku środowiskowego jako instrumentu oddziaływania na gospodarkę w celu zmniejszenia degradacji środowiska jest przedmiotem badań od wielu lat. W niniejszym artykule głównym celem badawczym jest sprawdzenie, czy zachodzą długookresowe związki (kointegracja) między emisją gazów cieplarnianych, podatkami środowiskowymi oraz produktem krajowym brutto w państwach Grupy Wyszehradzkiej zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta (EKC) w latach 1995–2018. Sprawdzono również, czy podatek środowiskowy ma wpływ na emisję gazów cieplarnianych. Badając, czy istnieje między zmiennymi modelu długookresowa stabilna zależność (kointegracja), przeprowadzono testy z wykorzystaniem modelu autoregresyjnego z rozkładem opóźnień (ARDL). W drugim etapie zbadano występowanie oraz kierunki związku przyczynowego, wykorzystując wektorowy model korekty błędem (VECM). Testy przeprowadzone za pomocą modelu ARDL potwierdziły kointegrację między zmiennymi tylko w Polsce. Jednak relacje długookresowe między zmiennymi nie są zgodne z hipotezą EKC w kształcie odwróconej litery U. Są one zgodne z hipotezą EKC w kształcie litery U, wskazując, że początkowo wraz ze wzrostem PKB *per capita* emisja gazów cieplarnianych spada, a po osiągnięciu minimum ponownie rośnie. Badania występowania i kierunku związku przyczynowego za pomocą modelu VECM wykazały w Polsce konwergencję modelu do równowagi długookresowej tylko dla równania, w którym zmienną zależną jest podatek środowiskowy.

Słowa kluczowe:

emisja gazów cieplarnianych,
środowiskowa krzywa Kuzneta, model
ARDL, podatek środowiskowy, Grupa
Wyszehradzka

Kody klasyfikacji JEL:

F64, O11

Historia artykułu:

nadestany: 17 kwietnia 2021 r.

poprawiony: 9 lipca 2021 r.

zaakceptowany: 4 stycznia 2022 r.

Keywords:

environmental Kuznets curve,
greenhouse gas emissions,
environmental tax, ARDL model,
Visegrad group

JEL classification codes:

F64, O11

Article history:

submitted: April 17, 2021

revised: July 9, 2021

accepted: January 4, 2022

Abstract

The role of environmental tax as an economic instrument to reduce environmental degradation has been under investigation for many years. In this paper, the main research objective is to check whether there were long-term relationships (cointegration) between greenhouse gas emissions, environmental taxes and gross domestic product in Visegrad Group countries under the inverted U-shaped Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis from 1995 to 2018. It was also checked whether environmental tax has an impact on greenhouse gas emissions. In the first step, the long-run relationship (cointegration) was examined by applying the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds test. In the second step, the causal relationship and direction were tested within the Vector Error Correction Model (VECM) framework. The results of ARDL bounds testing confirmed cointegration between

variables only in Poland. However, the long-run relationships between the variables are not consistent with the inverted U-shaped EKC hypothesis. They confirm the U-shaped EKC hypothesis, indicating that greenhouse gas emissions decrease with an increase in GDP per capita. After reaching the minimum, emissions increase again. The test of the causal relationship in Poland indicates the existence of convergence to the long-term equilibrium only for the equation where the environmental tax is the dependent variable.

Wprowadzenie

Rola podatku środowiskowego jako instrumentu oddziaływania na gospodarkę w celu zmniejszenia degradacji środowiska była podkreślana już m.in. w pracy Pigou na początku XX w. [Pigou, 1920]. Autor zaznaczył, że ograniczenie degradacji środowiska nie powinno być pozostawione mechanizmom rynkowym, wskazując podatki oraz rygorystyczne przepisy i regulacje środowiskowe jako najważniejsze instrumenty polityki ochrony środowiska. Od tamtego czasu ukazało się wiele prac opisujących różnego rodzaju instrumenty podatkowego oddziaływania na zachowania przedsiębiorców, a także konsumentów, wśród nich m.in. Goulder [1995], Kirchgassner, Muller, Savioz [1998], Stern [2007] czy też w ostatnich latach pozycje z przeglądu literatury z tego zakresu opublikowane przez Shahzad [2020]. Warto w tym miejscu również przywołać publikację Aydin i Esen [2018] o wpływie podatków na emisję dwutlenku węgla w 15 państwach Unii Europejskiej w latach 1995–2013, w której wyniki badań wskazują na niejednoznaczną interpretację tego wpływu. Interesujące jest zbadanie wpływu podatków środowiskowych na degradację środowiska w pozostałych państwach Unii Europejskiej, a w naszym przypadku – w państwach Grupy Wyszehradzkiej.

Badania wpływu podatków środowiskowych na ograniczenie degradacji środowiska prowadzone są często z wykorzystaniem koncepcji środowiskowej krzywej Kuznetsa, która pojawiła się na początku lat 90. XX w. w pracy Grossmana i Kruegera [1991]. W koncepcji tej założono, że wzrost produkcji (dochodów) zwiększa poziom degradacji środowiska, a po przekroczeniu określonego poziomu dochodu (punktu zwrotnego) jego dalszy wzrost zwiększa popyt na wyższą jakość środowiska. Jeden z pierwszych modeli wpływu wzrostu gospodarczego na jakość środowiska zaproponował Lopez [1994]. W kolejnych latach popularność środowiskowej krzywej Kuznetsa, w której wykorzystywano różne zmienne, systematycznie rosła, na co zwracają uwagę m.in. Shahbaz i Sinha [2018] oraz Gruszecki i Józwick [2019]. Zmienna „otwartość handlowa” (*trade openness*), mierząca liberalizację handlu, może być istotnym czynnikiem wpływającym na degradację środowiska w państwach Grupy Wyszehradzkiej. Przemianom polityczno-gospodarczym w latach 90. XX w. w regionie Europy Środkowej towarzyszyła liberalizacja ekonomiczna, w tym liberalizacja handlu. O wpływie tych zjawisk na koncepcję środowiskowej krzywej Kuznetsa można przeczytać m.in. w pracach Lee i Roland-Holst [1997], Dinda [2004], Gavryshkiv [2019] oraz Gruszecki, Józwick, Kyophilavong [2020]. Jednak w niniejszym artykule zwrócono uwagę tylko na długookresowe relacje między emisją gazów cieplarnianych, podatkami środowiskowymi oraz poziomem dochodów *per capita*.

Głównym celem badawczym jest sprawdzenie, czy zachodzą długookresowe związki (kointegracja) między emisją gazów cieplarnianych, podatkami środowiskowymi oraz produktem krajowym brutto w państwach Grupy Wyszehradzkiej zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuznetsa. Dodatkowo sprawdzono to, czy podatek środowiskowy ma wpływ na emisję gazów cieplarnianych, oraz jaki wpływ na podatek środowiskowy ma produkt krajowy brutto. Przyjęta hipoteza badawcza zakłada, że występują relacje długookresowe (kointegracja) między zmiennymi w poszczególnych państwach zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuznetsa w kształcie odwróconej litery U.

W celu weryfikacji sformułowanej hipotezy badawczej wykorzystano metody wnioskowania statystycznego i modelowania ekonometrycznego. Badając, czy istnieje między zmiennymi modelu długookresowa stabilna zależność (kointegracja), przeprowadzono testy z wykorzystaniem modelu autoregresyjnego z rozkładem opóźnień (ARDL). Stacjonarność zmiennych przetestowano za pomocą rozszerzonego testu pierwiastka

jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF), a stabilność parametrów modelu ARDL za pomocą testów CUSUM i CUSUMSQ. W drugim etapie zbadano występowanie oraz kierunki związku przyczynowego między wymienionymi wcześniej zmiennymi, wykorzystując wektorowy model korekty błędem (VECM).

Artykuł składa się z pięciu sekcji: wprowadzenia, przeglądu literatury, opisu danych i metody badawczej, opisu wyników badań oraz zakończenia.

Przegląd literatury

W ramach przeglądu literatury uwagę zwraca kilka prac, które ukazały się w ostatnich latach i które obejmują badania wpływu podatków na ochronę środowiska. Znaczna ich część dotyczy relacji i wpływu podatków środowiskowych na emisję CO₂, a także emisję gazów cieplarnianych, m.in. Filipović, Golušin [2015], Freire-González [2018], Aydin, Esen [2018], Timilsinas [2018], He i in. [2019a], Shahzad [2020]. Badania przeprowadzone przez Morley [2012], Millera i Vela [2018] oraz Haitesa [2018] wskazują np., że podatki energetyczne mogą zmniejszyć emisję gazów cieplarnianych oraz zużycie energii. Podobne relacje zaobserwowali Sen i Vollebergh [2018] w grupie państw OECD. Autorzy wskazali, że wzrost podatków energetycznych o 1 EUR powoduje zmniejszenie emisji dwutlenku węgla z zużycia paliw kopalnych o 0,73%. Wyniki te zostały potwierdzone przez Hashmi i Alama [2019], którzy wskazali, że wzrost dochodów z podatku środowiskowego na mieszkańca (o 1%) wpływa na zmniejszenie emisji CO₂ (o 0,033%).

Pomimo że wiele badań potwierdza fakt, iż podatki środowiskowe są skuteczne w redukcji emisji CO₂ oraz redukcji emisji gazów cieplarnianych, to wciąż jednak wyniki badań nie są jednoznaczne. Na rozbieżności wyników badań zwrócili uwagę m.in. Gerlagh i Lise [2005], Loganathan i in. [2014], Radulescu i in. [2017]. Liobikienė i in. [2019] przeprowadzili badania relacji pomiędzy podatkiem energetycznym a emisją gazów cieplarnianych, zużyciem energii odnawialnej, zużyciem energii kopalnej oraz energochłonnością dla 28 państw UE w okresie 1995–2012, wskazując ostatecznie, że podatki energetyczne nie wpłynęły na redukcję emisji gazów cieplarnianych. Z kolei wyniki badań przeprowadzonych przez González-Sánchez i Martínez-Ortega [2020] dowiodły, że od 2008 r. emisja gazów cieplarnianych w państwach UE28 zmniejszyła się, ale do redukcji emisji gazów cieplarnianych w większym stopniu przyczyniły się inne rodzaje polityki łagodzącej niż podatki węglowe. Zestawienie wyników badań przeprowadzonych w różnych okresach, regionach, z wykorzystaniem różnych zmiennych przedstawia tabela 1. Należy zaznaczyć, że w wymienionych badaniach stosowano różne metody badawcze.

Tabela 1. Wybrane wyniki badań (Podatki środowiskowe i degradacja środowiska)

Autor	Zmienne	Okres	Próba badawcza	Wyniki badań
Filipović, Golušin [2015]	PKB, dochody ogółem, podatek energetyczny	-	UE27	Podatki energetyczne w wielu przypadkach mają wpływ na zmniejszenie zużycia energii, a także zmniejszenia emisji gazów cieplarnianych
Aydin, Esen [2018]	Emisja CO ₂ , podatek energetyczny (w tym podatek od CO ₂), podatek transportowy, podatek od zanieczyszczeń	1995–2013	15 państw członkowskich UE	Wyniki wskazują, że po przekroczeniu progu (<i>threshold level</i>) wpływ podatków środowiskowych (z wyłączeniem podatków transportowych) na emisję CO ₂ zmienia się z nieznacznie dodatniego na znacząco ujemny
Sen, Vollebergh [2018]	Zużycie energii, emisja CO ₂ , podatek energetyczny	-	Wybrane państwa OECD oraz Chiny, Indie, Indonezja, RPA	Podwyżka podatku energetycznego o 1 EUR za tonę zmniejsza emisję CO ₂ z zużycia paliw kopalnych o 0,73% w dłuższym okresie
Hashmi, Alam [2019]	Emisja CO ₂ , podatek środowiskowy, technologie środowiskowe, patenty, ceny do uprawnień emisji CO ₂	1999–2014	Państwa OECD	Wzrost dochodów z podatku środowiskowego na mieszkańca o 1% zmniejsza emisję CO ₂ o 0,033% w krajach OECD oraz wzrost liczby patentów przyjaznych dla środowiska o 1% zmniejsza emisję CO ₂ o 0,017% w tych krajach

Autor	Zmienne	Okres	Próba badawcza	Wyniki badań
Liobikienė, Butkus, Matuzevičiūtė [2019]	Podatek energetyczny, emisja gazów cieplarnianych, zużycie energii odnawialnej, zużycie energii kopalnej, energochłonność	1995–2012	UE28	Podatki energetyczne nie wpłynęły bezpośrednio ani pośrednio na redukcję emisji gazów cieplarnianych
Hájek i in. [2019]	Inwestycje przedsiębiorstw, wydatki gospodarstw domowych, zużycie paliw kopalnych, zużycie energii odnawialnej, podatek węglowy, emisja CO ₂ , emisja gazów cieplarnianych	2005–2015	Szwecja, Finlandia, Dania, Irlandia oraz Słowenia	Podwyższona stawka podatku węglowego pozwala na redukcję emisji gazów cieplarnianych, na którą statystycznie istotny wpływ ma zużycie paliw kopalnych. Podwyżka podatku węglowego o 1 EUR za tonę może zmniejszyć roczną emisję CO ₂ na mieszkańca o 11,58 kg
González-Sánchez, Martín-Ortega [2020]	PKB, energochłonność, emisja gazów cieplarnianych, zużycie energii odnawialnej, podatek węglowy	1990–2017	Państwa UE28	Głównymi determinantami wzrostu emisji gazów cieplarnianych są PKB i energochłonność, które są istotne dla całej UE. Od 2008 r. emisje gazów cieplarnianych w UE zmniejszyły się, ale w większości państw polityka tagodząca przyczyniła się do redukcji emisji gazów cieplarnianych w większym stopniu niż podatki węglowe
Hao i in. [2021]	Emisja CO ₂ , podatek środowiskowy, kapitał ludzki, rozwój technologii środowiskowej, zużycie energii odnawialnej, PKB	1991–2017	Państwa G7	Podatek środowiskowy, kapitał ludzki oraz wykorzystanie energii odnawialnej zmniejszają emisję CO ₂ . Jednak wzrost PKB zarówno w krótkim, jak i długim okresie prowadzi do zubożenia środowiska

Źródło: opracowanie własne.

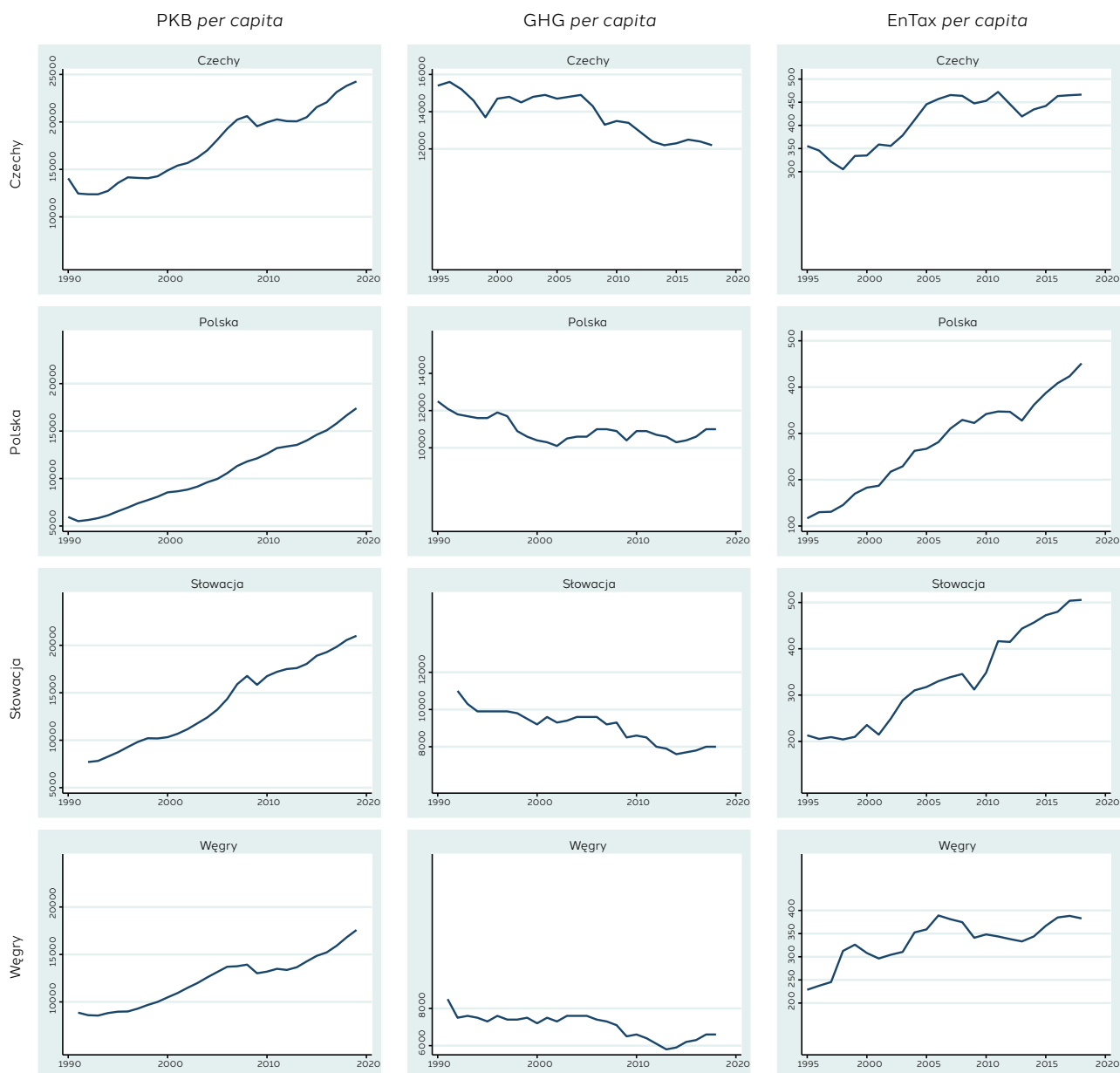
Zbieżne badania z modelem wykorzystanym w niniejszym artykule zostały wykonane przez **Lapinskienė, Peleckis, Slavinskaitė [2017]**. Autorzy ci przeprowadzili testy na relacje określone środowiskową krzywą Kuzneta w kształcie odwróconej litery U, badając związki pomiędzy wzrostem gospodarczym, zużyciem energii, podatkami energetycznymi a emisją gazów cieplarnianych w 20 państwach UE (w tym trzech państwach bałtyckich) w okresie 1995–2014. Autorzy wskazali, że w państwach, które osiągnęły wyższy poziom rozwoju oraz osiągnęły punkt zwrotny EKC (Dania, Irlandia), wzrost PKB wpłynął na zmniejszenie poziomu emisji gazów cieplarnianych. W państwach bałtyckich i państwach Europy Środkowo-Wschodniej (Łotwa, Litwa), które nie osiągnęły jeszcze punktu zwrotnego EKC, dodatkowe działania środowiskowe (m.in. podatki energetyczne) są wykorzystywane jako instrument w dostosowywaniu polityki dotyczącej zmian klimatycznych. Analizowane wskaźniki są istotne w procesie kształtowania polityki przeciwdziałającej zmianom klimatycznym, ponieważ wykazują statystycznie istotny wpływ na dynamikę emisji gazów cieplarnianych. Wyniki te zostały potwierdzone następnie przez **Vasylieva i in. [2019]**, którzy wskazali, że wszystkie wskaźniki były istotne statystycznie na poziomie 1% i 5%, a także, że zwiększenie energii odnawialnej o 1% redukuje emisję gazów cieplarnianych w przedziale (0,17; 0,22).

Dane i metoda badawcza

Badając długookresowe relacje (kointegracje) oraz przyczynowości, wykorzystano dane statystyczne dla państw Grupy Wyszehradzkiej pochodzące z baz Eurostatu, OECD i Banku Światowego (*World Development Indicators*). Z bazy Eurostatu pozyskano dane o emisji gazów cieplarnianych (*greenhouse gas emissions*) w tonach *per capita*. Emisje gazów cieplarnianych obejmują m.in. dwutlenek węgla (CO₂), metan (CH₄), podtlenek azotu (N₂O) i tzw. F-gazy. Wykorzystując indywidualny współczynnik ocieplenia globalnego (GWP) każdego gazu, są one integrowane w jednym wskaźniku wyrażonym w jednostkach ekwiwalentu CO₂. Dane emisji gazów cieplarnianych są przekazywane corocznie przez państwa członkowskie Unii Europejskiej do Ramowej Konwencji Narodów Zjednoczonych w sprawie Zmian Klimatu (*United Nations Framework Convention on Climate*

Change). Wartość produktu krajowego brutto *per capita* (w USD w cenach stałych z 2010 r.) otrzymano z bazy Banku Światowego. Natomiast wysokość udziału podatku środowiskowego w produkcie krajowym brutto (*environmental tax revenues*) pochodzi z bazy OECD. W obliczeniach wykorzystano zmienną podatek środowiskowy *per capita* stanowiący wynik iloczynu wspomnianego udziału oraz produktu krajowego brutto *per capita*. Dostępne i wykorzystane w obliczeniach dane dla badanych państw dotyczą okresu od 1995 do 2018 r. Charakterystyki tych zmiennych zostały przedstawione na rysunku 1.

Rysunek 1. Analizowane zmienne w poszczególnych państwach Grupy Wyszehradzkiej



PKB *per capita* – produkt krajowy brutto *per capita* w USD w cenach stałych z 2010 r. w latach 1990–2019; GHG *per capita* – emisja gazów cieplarnianych w kilogramach *per capita* w latach 1990–2018; EnTax *per capita* – podatek środowiskowy *per capita* w USD w cenach stałych z 2010 r. w latach 1995–2018.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

PKB *per capita* oraz podatek środowiskowy *per capita* charakteryzują się trendem wzrostowym we wszystkich państwach, podczas gdy emisja gazów cieplarnianych *per capita* trendem malejącym. Na tej podstawie można przypuszczać, że rozwój gospodarczy i zwiększenie podatku środowiskowego powodują zmniejszenie emisji gazów cieplarnianych. W 1995 r. największe wartości emisji gazów cieplarnianych obserwowano w Czechach

(15,4 t *per capita*), a najmniejsze na Węgrzech (8,5 t *per capita*). Na koniec analizowanego okresu, czyli w 2018 r., wielkości te wynosiły: w Czechach 12,2 t.pc, w Polsce 11,00 t.pc, na Słowacji 8,00 t.pc oraz na Węgrzech 6,6 t.pc. Największa redukcja emisji nastąpiła w Czechach i Słowacji, zaś najmniejsza w Polsce. Natomiast wielkość podatku środowiskowego *per capita* kształtowała się średnio na poziomie 452 USD (w cenach z 2010 r.), przy czym najwyższy podatek występował na Słowacji (506 USD), a najniższy na Węgrzech (383 USD).

W literaturze wykorzystuje się różne metody badania długookresowych relacji pomiędzy emisją gazów cieplarnianych a podatkiem środowiskowym i produktem krajowym brutto. Badania prowadzone przez **Loganathan, Shahbaz i Taha [2014a; 2014b]** przedstawiają tę relację jako funkcję:

$$GHG_t = f(EnTax_t, GDP_t, GDP_t^2), \quad (1)$$

gdzie: GHG_t oznacza emisję gazów cieplarnianych, $EnTax$ podatek środowiskowy, GDP produkt krajowy brutto *per capita*.

W badaniach przedstawionych w niniejszym artykule przyjęto zależność liniową, konwertując ją na model logarytmiczno-liniowy, i otrzymano:

$$\ln GHG_t = \beta_1 + \beta_2 \ln EnTax_t + \beta_3 \ln GDP_t + \beta_4 (\ln GDP_t)^2 + \mu_t \quad (2)$$

gdzie GHG_t oznacza emisję gazów cieplarnianych w tonach *per capita*, $EnTax_t$ podatek środowiskowy *per capita*, GDP_t produkt krajowy brutto *per capita*, μ_t jest składnikiem losowym, zaś β parametrami związanymi z poszczególnymi zmiennymi. Zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta przyjmującej postać odwróconej litery U parametry $\beta_3 > 0$ oraz $\beta_4 < 0$. Ponadto spodziewany jest wzrost podatku środowiskowego, który będzie powodował zmniejszenie emisji gazów cieplarnianych, czyli $\beta_2 < 0$, m.in. zgodnie z wynikami **Filipović, Golušin [2015]**, **Sen, Vollebergh [2018]**, **Hashmi, Alam [2019]** czy też **Hájek i in. [2019]**.

W pierwszym etapie przeprowadzono testy, stosując model autoregresyjny z rozkładem opóźnień (*Autoregressive Distributed Lag Model* – ARDL) i badając, czy istnieje między zmiennymi modelu długookresowa stabilna zależność – kointegracja. Model ten, rozwinięty przez **Pesarana, Shina i Smitha [2001]**, może być stosowany do badania kointegracji, w przypadku gdy zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym I (1) lub zerowym I (0). Zastosowanie tej metody daje dobre i spójne wyniki dla krótszych szeregów czasowych [**Pesaran i in., 1999**], z którymi mamy do czynienia w tych badaniach. Model ARDL jest reprezentowany równaniem:

$$\Delta \ln GHG_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \rho_{1i} \Delta \ln GHG_{t-i} + \sum_{i=1}^l \rho_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \rho_{3i} \Delta (\ln GDP_{t-i})^2 + \sum_{i=1}^n \rho_{4i} \Delta \ln EnTax_{t-i} + \alpha_1 \ln GHG_{t-1} + \alpha_2 \ln GDP_{t-1} + \alpha_3 (\ln GDP_{t-1})^2 + \alpha_4 \ln EnTax_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

W równaniu [3] znajdują się dwa segmenty. W pierwszym segmencie wskazane są parametry krótkookresowej relacji (*short-run*): ρ_{1i} , ρ_{2i} , ρ_{3i} i ρ_{4i} , natomiast w drugim – długookresowej relacji pomiędzy zmiennymi (*long-run*): α_1 , α_2 , α_3 i α_4 . Hipoteza zerowa, którą weryfikujemy, zakłada, że kointegracja nie występuje, jeżeli parametry relacji długookresowych są równe zero ($\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$). Do weryfikacji tej hipotezy wykorzystujemy statystykę F oraz t, dla których odczytujemy wartości krytyczne. Warto zaznaczyć, że przyjęte wartości krytyczne, wyznaczone przez Kripfganza i Schneidera, zależą m.in. od liczby zmiennych niezależnych, liczby współczynników krótkookresowych oraz uwzględnienia wyrazu wolnego lub trendu czasowego [**Kripfganz, Schneider, 2018; 2020**]. Stabilność parametrów modelu ARDL sprawdzona została za pomocą testów opartych na resztach rekursywnych CUSUM oraz CUSUMSQ.

W drugim etapie sprawdzono występowanie i kierunek związku przyczynowego między emisją gazów cieplarnianych *per capita* a produktem krajowym brutto *per capita*, wykorzystując model korekty błędem (*Vector Error Correction Model*), który można wyrazić równaniem:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln GHG_t \\ \Delta \ln GDP_t \\ \Delta (\ln GDP_t)^2 \\ \Delta \ln EnTax_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \\ \varphi_3 \\ \varphi_4 \end{bmatrix} + \sum_{m=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \Phi_{11,m} & \Phi_{12,m} & \Phi_{13,m} & \Phi_{14,m} \\ \Phi_{21,m} & \Phi_{22,m} & \Phi_{23,m} & \Phi_{24,m} \\ \Phi_{31,m} & \Phi_{32,m} & \Phi_{33,m} & \Phi_{34,m} \\ \Phi_{41,m} & \Phi_{42,m} & \Phi_{43,m} & \Phi_{44,m} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta \ln GHG_{t-m} \\ \Delta \ln GDP_{t-m} \\ \Delta (\ln GDP_{t-m})^2 \\ \Delta \ln EnTax_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \\ \zeta_4 \end{bmatrix} \times (ECM_{t-1}) + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

gdzie p jest rzędem opóźnienia, a ECM_{t-1} to opóźniony składnik korekty błędem. Ujemna ocena parametru przy składniku korekty błędem wskazuje na konwergencję modelu do równowagi długookresowej.

Wyniki badania

Przed badaniem kointegracji między zmiennymi sprawdzono ich stacjonarność za pomocą rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF). Test ADF charakteryzuje się tym, że regresja jest rozszerzona opóźnionymi wartościami zmiennej zależnej. Jeżeli analizowane zmienne są niestacjonarne na poziomie nominalnym (kolumny 3–5 tabeli), to różnicujemy je jednokrotnie i ponownie badamy ich stacjonarność (kolumny 6–8 tabeli). Przypomnijmy, że model ARDL może być stosowany do badania kointegracji, w przypadku gdy zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym $I(1)$ lub zerowym $I(0)$. Przyjęto rząd opóźnienia 1, minimalizując w ten sposób utratę stopni swobody przy i tak krótkich szeregach czasowych. W testach stacjonarności z większymi rzędami opóźnienia pojawiały się błędy wynikające ze współliniowości. Wyniki testu przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Wyniki rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF)
Model B: ardl lnghg lngdp lngdp_sq lnentaxr, maxlags (1)

Państwo	Zmienna	Statystyka Z(t) poziom nominalny			Statystyka Z(t) pierwsza różnica		
		ze stałą	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu
Czechy	LnGHG	-0.901 (0.7877)	-2.100 (0.5462)	-1.539	-4.306*** (0.0004)	-4.203** (0.0044)	-3.710*** LD. ujemne
	lnEnTax	-1.176 (0.6836)	-1.782 (0.7136)	0.991	-3.122** (0.0250)	-3.125 (0.1004)	-2.740*** LD. ujemne
	LnGDP	-0.293 (0.9265)	-2.184 (0.4987)	1.995** L1. dodatnie	-2.761* (0.0641)	-2.704 (0.2345)	-1.556
	lnGDP_sq	-0.264 (0.9305)	-2.224 (0.4766)	1.990* L1. Dodatnie	-2.757* (0.0646)	-2.693 (0.2390)	-1.553
Polska	LnGHG	-2.310 (0.1689)	-1.909 (0.6500)	-0.536	-3.476** (0.0086)	-3.687** (0.0232)	-3.519*** LD. ujemne
	lnEnTax	-1.995 (0.2889)	-1.295 (0.8893)	3.085 L1. Dodatnie	-2.887* (0.0468)	-3.889** (0.0126)	-1.348
	LnGDP	-1.614 (0.4759)	-2.649 (0.2577)	6.383*** L1. Dodatnie	-3.255** (0.0170)	-3.340* (0.0599)	-0.754
	lnGDP_sq	-1.176 (0.6839)	-2.759 (0.2126)	6.096*** L1. Dodatnie	-3.345** (0.0130)	-3.335** (0.0607)	-0.701
Słowacja	LnGHG	-0.939 (0.7747)	-1.799 (0.7053)	-1.797* L1. Dodatnie	-3.448** (0.0094)	-3.349* (0.0585)	-3.226*** LD. ujemne
	lnEnTax	-0.462 (0.8991)	-2.929 (0.1531)	2.560** L1. Dodatnie	-3.979*** (0.0015)	-3.839** (0.0147)	-2.573** LD. ujemne

Państwo	Zmienna	Statystyka Z(t) poziom nominalny			Statystyka Z(t) pierwsza różnica		
		ze stałą	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu
	LnGDP	-1.317 (0.6215)	-1.968 (0.6187)	2.998 L1. Dodatnie	-3.225** (0.0186)	-3.316* (0.0636)	-1.603* LD. ujemne
	lnGDP_sq	-1.165 (0.6883)	-2.014 (0.5940)	2.979*** L1. Dodatnie	-3.290** (0.0153)	-3.335* (0.0606)	-1.599
Węgry	LnGHG	-0.980 (0.7604)	-1.523 (0.8211)	-0.789	-2.866* (0.0495)	-2.808 (0.1939)	-2.911*** LD. ujemne
	lnEnTax	-2.796* (0.0589)	-2.985 (0.1362)	1.057	-2.895* (0.0460)	-3.099 (0.1065)	-2.690*** LD. ujemne
	LnGDP	-0.491 (0.8937)	-1.889 (0.6602)	2.720*** L1. dodatnie	-2.559 (0.1018)	-2.502 (0.3272)	-1.165
	lnGDP_sq	-0.411 (0.9082)	-1.899 (0.6551)	2.684*** L1. dodatnie	-2.523 (0.1101)	-2.463 (0.3468)	-1.141

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy. GHG oznacza emisję gazów cieplarnianych *per capita*, EnTax podatek środowiskowy *per capita*, GDP PKB *per capita*, GDP_sq PKB *per capita* do potęgi drugiej. Rząd opóźnienia wynosi 1 dla poziomu nominalnego i pierwszej różnicy; ***, **, * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5%, 10%. Liczby w nawiasach przedstawiają poziom istotności dla statystyki Z (t) (MacKinnon approximate p-value).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat oraz Banku Światowego.

Wyniki wskazują, że analizowane zmienne są zintegrowane stopnia zerowego I (0) lub pierwszego I (1) jedynie dla Polski i Słowacji. W przypadku Czech i Węgier problem występuje w stacjonarności zmiennej produkt krajowy brutto *per capita*. W naszym przypadku jest on pośrednio spowodowany skróceniem szeregu w wyniku ujednoczenia okresów analizy dla wszystkich państw i zmiennych. Jednak przyjmując, że w przypadku Czech uzyskano słabą stacjonarność PKB *per capita*, czyli na poziomie istotności 10% (tabela 2), zostały one uwzględnione w dalszych obliczeniach.

Po zbadaniu stacjonarności sprawdzono, czy między analizowanymi zmiennymi zachodzą długookresowe związki. Wykorzystany został w tym celu wcześniej opisany model ARDL. Podobnie jak w przypadku testu ADF przyjmujemy rząd opóźnienia 1, minimalizując w ten sposób utratę stopni swobody. Jak zaznaczono, przy podejmowaniu decyzji o stacjonarności zastosowano wartości krytyczne Kripfganza i Schneidera [2018; 2020]. Wyniki testu zostały przedstawione w tabeli 3.

Table 3. Wyniki testu kointegracji na podstawie modelu ARDL (wartości krytyczne Kripfganza i Schneidera)
Model: ardl lnggh lngdp lngdp_sq lnentaxr, maxlags (1)

Państwo	Wynik	Wybrany model	Statystyki	Granice krytyczne Kripfganza i Schneidera [2018; 2020]								
				poziom istotności 10%		poziom istotności 5%		poziom istotności 1%		p-value		
				I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	Granica I(0)	Granica I(1)	
Czechy	brak związku	ARDL (1 0 1 0)	F	1.287	3.154	4.422	3.963	5.454	6.048	8.099	0.521	0.764
			t	-1.880	-2.588	-3.484	-2.980	-3.944	-3.820	-4.925	0.291	0.571
Polska	kointegracja	ARDL (1 1 1 1)	F	6.780**	3.152	4.507	3.996	5.605	6.230	8.485	0.007	0.025
			t	-3.820*	-2.559	-3.473	-2.967	-3.952	-3.844	-4.984	0.010	0.061
Słowacja	brak związku	ARDL (1 1 0 0)	F	2.534	3.128	4.382	3.916	5.385	5.930	7.932	0.171	0.368
			t	-2.695	-2.586	-3.481	-2.973	-3.933	-3.796	-4.892	0.083	0.278

Uwagi: H0: brak związku między zmiennymi. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, jeżeli zarówno statystyka F, jak i statystyka t są bliższe zera niż wartości krytyczne dla zmiennych I (0) (jeśli p-value jest większe od pożądanego poziomu dla zmiennych I (0)). H0 odrzucamy, jeśli zarówno statystyka F, jak i statystyka t są bardziej skrajne niż wartości krytyczne dla zmiennych I (1) (jeśli p-value jest mniejsze od pożądanego poziomu dla zmiennych I (1)). Wybór maksymalnego opóźnienia dla modelu wynosi 1. Case 3 z nieograniczonymi wyrazami wolnymi, bez trendu; ***, **, * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5%, 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego.

Przeprowadzone testy wskazały na kointegrację zmiennych (ze zmienną emisja gazów cieplarnianych jako zależną) w Polsce. Obliczone statystyki F i t są wyższe niż wartości krytyczne dla zmiennych $I(1)$, jednocześnie p -value jest niższe od pożądanego poziomu dla zmiennych $I(1)$. Można zatem w tym przypadku odrzucić hipotezę zerową o braku związku między zmiennymi. Inaczej kształtują się wyniki obliczeń dla Czech i Słowacji. W przypadku tych dwóch państw nie można odrzucić hipotezy zerowej o braku związków między zmiennymi. Tak więc, kointegracja – długookresowa zależność (równowaga w stanie ustalonym) – między zmiennymi modelu występuje tylko w Polsce.

W kolejnym kroku zostały oszacowane długookresowe współczynniki równania (3), aby zbadać, czy w Polsce zachodzą związki określone poprzez hipotezę środowiskowej krzywej Kuznetsa w kształcie odwróconej litery U, czyli współczynniki $\beta_3 > 0$ i $\beta_4 < 0$. W tabeli 4 zostały przedstawione wyniki oszacowania długookresowych współczynników równania (2).

Tabela 4. Wyniki oszacowania długookresowych współczynników
zmienna zależna $\ln\text{GHG}$ (\ln emisji gazów cieplarnianych *per capita*)

Państwo	ecm_{t-1}	β_3	β_4	β_2
Polska	-0.599106*** (-3.82)	-12.88892** (-2.42)	0.6712617** (2.45)	0.3804111 * (1.81)

Uwaga: Liczby w nawiasach przedstawiają statystykę t . ecm_{t-1} mechanizm korekty błędem; ***, **, * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5%, 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego.

Wyniki testowanego modelu wskazują, że $\beta_3 < 0$ (-12,88892 na poziomie istotności 5%) oraz $\beta_4 > 0$ (0,6712617 na poziomie istotności 5%). Z tych względów nie można stwierdzić, że zmienne zachowują się zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuznetsa w kształcie odwróconej litery U. Przypadek taki został opisany m.in. przez Shahbaza i Sinhę jako środowiskowa krzywa Kuznetsa w kształcie litery U [Shahbaz, Sinha, 2018]. Oznacza to, że początkowo wraz ze wzrostem PKB *per capita* emisja gazów cieplarnianych spada, a po osiągnięciu minimum ponownie rośnie. Prawdopodobnie ten kształt krzywej jest wynikiem zmniejszenia się udziału najbardziej energochłonnych sektorów gospodarczych w okresie szybkich przemian strukturalnych, jakie zaszły podczas transformacji w latach 90. XX w. w tym regionie oraz wprowadzania nowych technologii. Wskazują na to m.in. wyniki badań przeprowadzonych przez Skrzypka [2018] potwierdzające malejącą energochłonność i emisyjność w sektorach gospodarczych w Polsce w latach 1996–2015. Autor zaznacza, że szybciej malał współczynnik emisyjności niż energochłonności produkcji globalnej, przy czym spadki te z każdym kolejnym podokresem malały w coraz wolniejszym tempie. Dane Banku Światowego pokazują, że emisja CO_2 w Polsce w tym okresie zmalała z 9,21 do 7,52 m sześć. *per capita* (maksimum 13,06 obserwujemy w 1980 r.).

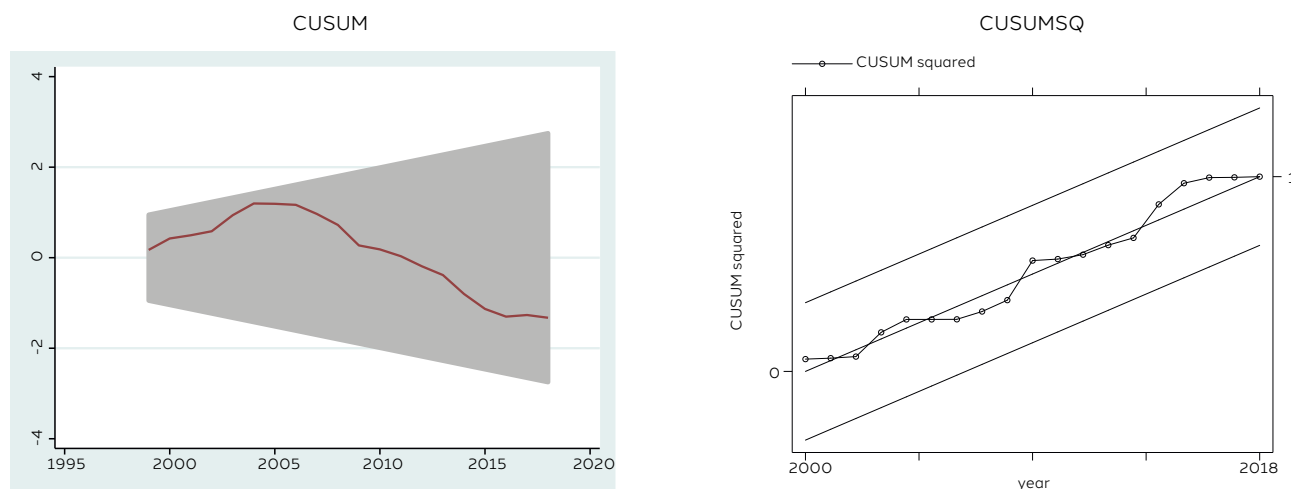
Na poprawność oszacowanego modelu wskazuje współczynnik przy czynniku korekty błędem ecm_{t-1} , który wynosi -0,599106 na poziomie istotności 1%. Oznacza to, że odchylenia wartości emisji gazów cieplarnianych *per capita* od długookresowej równowagi korygowane są w 59,9% w pierwszym roku. Należy zauważyć, że w tym przypadku szybkość korekcji jest duża i zarazem istotna statystycznie, co może sugerować niewielką kontrolę nad zmniejszeniem (odchyleniami) emisji gazów cieplarnianych. Interesujące i zarazem trochę zaskakujące jest to, że współczynnik β_2 jest dodatni, wprawdzie na poziomie istotności 10%. Oznacza to, że wraz ze wzrostem wartości podatku środowiskowego *per capita* rośnie emisja gazów cieplarnianych.

Stabilność parametrów modelu została sprawdzona za pomocą testów CUSUM oraz CUSUMSQ. Przekroczenie górnej lub dolnej linii krytycznej na rysunku oznacza, że model nie jest stabilny. Wyniki testów przedstawione na rysunku 2 wskazują na stabilność parametrów modelu.

Na ostatnim etapie badań sprawdzono występowanie i kierunek związku przyczynowego między emisją gazów cieplarnianych, produktem krajowym brutto oraz podatkiem środowiskowym. Zbadano te relacje w ramach wektorowego modelu korekty błędem (VECM). W celu uproszczenia analizy przyjęto założenie, że liczba równań skointegrowanych wynosi jeden. Przypomnijmy, że wszystkie zmienne dla Polski są zintegro-

wane w stopniu pierwszym I(1) (tabela 1), co umożliwia zastosowanie modelu VECM. Tabela 5 przedstawia długo- i krótkookresowe relacje między zmiennymi.

Rysunek 2. Test CUSUM oraz CUSUMSQ z 95% przedziałami ufności



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego.

Tabela 5. Wyniki oszacowania parametrów modelu VECM dla zmiennej zależnej

a) dla zmiennej zależnej ln emisji gazów cieplarnianych *per capita*

Zmienna zależna $\Delta \ln GHG$ / państwo	Typ relacji przyczynowej			
	krótkookresowe			długookresowe
	$\Delta \ln GDP_{t-1}$	$\Delta (\ln GDP_{t-1})^2$	$\Delta \ln EnTax_{t-1}$	ECT_{t-1}
Polska	-14,64083* (0,078)	0,7717287* (0,098)	0,1239625 (0,361)	-0,1598167 (0,428)

b) dla zmiennej zależnej ln podatek środowiskowy *per capita*

Zmienna zależna $\Delta \ln EnTax$ / państwo	Typ relacji przyczynowej			
	krótkookresowe			długookresowe
	$\Delta \ln GDP_{t-1}$	$\Delta (\ln GDP_{t-1})^2$	$\Delta \ln GHG_{t-1}$	ECT_{t-1}
Polska	-23,79897 (0,109)	1,368882 (0,101)	0,305177 (0,470)	-1,08827*** (0,003)

c) dla zmiennej zależnej ln produkt krajowy brutto *per capita*

Zmienna zależna $\Delta \ln GDP$ / państwo	Typ relacji przyczynowej			
	krótkookresowe			długookresowe
	$\Delta \ln GHG_{t-1}$	$\Delta (\ln GDP_{t-1})^2$	$\Delta \ln EnTax_{t-1}$	ECT_{t-1}
Polska	0,1646437 (0,232)	-0,2791628 (0,305)	0,0560729 (0,479)	0,068726 (0,559)

Uwagi: Liczby w nawiasach przedstawiają p-value. Maksymalny rząd opóźnienia (maxlags) wynosi 2; ***, **, * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5%, 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego.

W przypadku, w którym zmienną zależną jest logarytm naturalny emisji gazów cieplarnianych *per capita*, zaobserwowano ujemną ocenę parametru przy składniku korekty błędem (ECT_{t-1}), co wskazuje na konwergencję modelu do równowagi długookresowej. Jednak parametr nie jest istotny statystycznie. W przypadku badania krótkookresowego wpływu PKB *per capita* na zmienną emisja gazów cieplarnianych *per capita* widzimy, że parametry są istotne statystycznie na poziomie 10%. Wzrost PKB *per capita* powoduje zmniejszenie emisji gazów cieplarnianych (-14,64083), przy czym wzrost kwadratu PKB *per capita* powoduje lekkie ich zwiększenie (0,7717287). Interesujące wyniki otrzymano, kiedy zmienną zależną jest ln podatku środowiskowego *per*

capita. W tym przypadku zaobserwowano istotną statystycznie na poziomie 1% ujemną ocenę parametru przy składniku korekty błędem, co wskazuje na konwergencję modelu do równowagi długookresowej. Dodatkowo, dla efektów krótkookresowych zaobserwowano parametry istotne statystycznie na poziomie zbliżonym do 10% przy zmiennych PKB *per capita* oraz kwadracie PKB *per capita*. Wzrost PKB *per capita* powoduje znaczące zmniejszenie ($-23,79897$) wartości podatku środowiskowego *per capita*. W ostatnim przypadku, w którym zmienną zależną jest \ln PKB *per capita*, oszacowane parametry są nieistotne statystycznie. Tak więc nie występuje związek przyczynowy między pozostałymi zmiennymi istotny statystycznie.

Podsumowanie

Głównym problemem badawczym artykułu było sprawdzenie, czy zachodzą długookresowe związki (kointegracja) między emisją gazów cieplarnianych, podatkami środowiskowymi oraz produktem krajowym brutto w państwach Grupy Wyszehradzkiej zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta w kształcie odwróconej litery U. Sprawdzone również, czy podatek środowiskowy ma wpływ na emisję gazów cieplarnianych oraz jaki wpływ na podatek środowiskowy ma produkt krajowy brutto. Przyjęto hipotezę badawczą zakładającą, że występują relacje długookresowe (kointegracja) między zmiennymi w poszczególnych państwach zgodne z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta w kształcie odwróconej litery U.

W badaniu zostały uwzględnione trzy zmienne: emisja gazów cieplarnianych w tonach *per capita*, produkt krajowy brutto *per capita* w USD w cenach stałych z 2010 r. oraz podatek środowiskowy *per capita*, również w USD w cenach stałych z 2010 r. W analizowanym okresie 1995–2018 produkt krajowy brutto *per capita* oraz podatek środowiskowy *per capita* charakteryzowały się trendem wzrostowym, podczas gdy emisja gazów cieplarnianych *per capita* trendem malejącym we wszystkich analizowanych państwach.

Testy sprawdzające występowanie długookresowych związków przeprowadzone za pomocą modelu ARDL potwierdziły kointegrację między zmiennymi tylko w Polsce. Jednak oszacowane parametry modelu nie potwierdziły przyjętej hipotezy. Relacje długookresowe między zmiennymi nie są zgodne z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta w kształcie odwróconej litery U. Są one zgodne z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta w kształcie litery U, wskazującą na relację, w której początkowo wraz ze wzrostem PKB *per capita* emisja gazów cieplarnianych spada, a po osiągnięciu minimum ponownie rośnie. Prawdopodobnie ten kształt krzywej jest wynikiem zmniejszenia się udziału najbardziej energochłonnych sektorów gospodarczych w okresie transformacji w latach 90. XX w. oraz wprowadzania nowych technologii. Testy CUSUM oraz CUSUMSQ potwierdziły stabilność parametrów modelu. Natomiast badania występowania i kierunku związku przyczynowego za pomocą modelu VECM w Polsce wykazały konwergencję modelu do równowagi długookresowej tylko dla równania, w którym zmienną zależną jest podatek środowiskowy. Interesujące, że w tym przypadku wzrost PKB *per capita* powoduje zmniejszenie wartości podatku środowiskowego *per capita*.

Przeprowadzone w państwach Grupy Wyszehradzkiej badania długookresowych relacji zachodzących między emisją gazów cieplarnianych a podatkiem środowiskowym i PKB *per capita* wskazują na słabe powiązania. Jest to ważna informacja do wykorzystania w procesie kształtowania polityki ochrony środowiska przez rządy tych państw. Naszym zdaniem badania długookresowych relacji i przyczynowości emisji gazów cieplarnianych należy poszerzyć o analizę innych zmiennych, np. wielkości konsumpcji energii, nasycenia odnawialnymi źródłami energii czy też poziomu urbanizacji.

Bibliografia

- Aydin C., Esen Ö. [2018], Reducing CO₂ emissions in the EU member states: Do environmental taxes work?, *Journal of Environmental Planning and Management*, 61: 2396–2420.
- Dinda S. [2004], Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey, *Ecological Economics*, 49(4): 431–455.
- Filipović S., Golušin M. [2015], Environmental taxation policy in the EU – new methodology approach, *Journal of Cleaner Production*, 88: 308–317.

- Freire-González J. [2018], Environmental taxation and the double dividend hypothesis in CGE modelling literature: A critical review, *Journal of Policy Modeling*, 40 (1): 194–223.
- Gavryshkiv, A. V. [2019], Oddziaływanie handlu międzynarodowego na środowisko w krajach rozwijających się, *Przegląd Prawno-Ekonomiczny*, 4: 27–41.
- Gerlagh R., Lise W. [2005], Carbon taxes: A drop in the ocean, or a drop that erodes the stone? The effect of carbon taxes on technological change, *Ecological Economics*, 54 (2–3): 241–260.
- González-Sánchez M., Martín-Ortega J. L. [2020], Greenhouse Gas Emissions Growth in Europe: A Comparative Analysis of Determinants, *Sustainability*, 12 (3): 1–22.
- Goulder L.H. [1995], Environmental taxation and the double dividend: a reader's guide, *International Tax and Public Finance*, 2: 157–183.
- Grossman G. M., Krueger A. B. [1991], Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, *NBER Working Paper Series*, 39.
- Gruszecki L., Jóźwik B., Kyophilavong P. [2020], International Relations in the Environmental Kuznets Curve – Theoretical Considerations, *European Research Studies Journal*, 23 (4): 964–982.
- Gruszecki L., Jóźwik B. [2019], Teoretyczne rekonstrukcje środowiskowej krzywej Kuznetsa, *Gospodarka Narodowa*, 299 (3): 95–117.
- Haites E. [2018], Carbon taxes and greenhouse gas emissions trading systems: what have we learned?, *Climate Policy*, 18 (8): 955–966.
- Hájek M., Zimmermannová J., Helman K., Rozenský L. [2019], Analysis of carbon tax efficiency in energy industries of selected EU countries, *Energy Policy*, 134: 1–11.
- Hao L. N., Umar M., Khan Z., Ali W. [2021], Green growth and low carbon emission in G7 countries: How critical the network of environmental taxes, renewable energy and human capital is?, *Science of The Total Environment*, 752: 1–10.
- Hashmi R., Alam K. [2019], Dynamic relationship among environmental regulation, innovation, CO₂ emissions, population, and economic growth in OECD countries: A panel investigation, *Journal of Cleaner Production*, 231: 1100–1109.
- He P., Chen L., Zou X., Li S., Shen H., Jian J. [2019a], Energy Taxes, Carbon Dioxide Emissions, Energy Consumption and Economic Consequences: A Comparative Study of Nordic and G7 Countries, *Sustainability*, 11: 1–17.
- Kirchgässner G., Müller U.A., Savioz M. [1998], Ecological Tax Reform and Involuntary Unemployment: Simulation Results for Switzerland, *Discussion Paper*, 9806.
- Kripfganz S., Schneider D.C. [2018], ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models, *In Proceedings of the 2018 London Stata Conference*.
- Kripfganz S., Schneider D.C. [2020], Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82 (6): 1456–1481.
- Lapinskienė G., Peleckis K., Slavinskaitė N. [2017], Energy consumption, economic growth and greenhouse gas emissions in the European Union countries, *Journal of Business Economics and Management*, 18 (6): 1082–1097.
- Lee H., Roland-Holst D. [1997], The environment and welfare implications of trade and tax policy, *Journal of Development Economics*, 52 (1): 65–82.
- Liobikienė G., Butkus M., Matuzevičaitė K. [2019], The Contribution of Energy Taxes to Climate Change Policy in the European Union (EU), *Resources*, 8 (2): 1–23.
- Loganathan, N., Shahbaz, M., Taha, R. [2014], The Effect of Green Taxation and Economic Growth on Environment Hazards: The Case of Malaysia, *MPRA Paper*, 56843.
- Loganathan N., Shahbaz M., Taha R. [2014], The link between green taxation and economic growth on CO₂ emissions: fresh evidence from Malaysia, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 38: 1083–1091.
- Lopez R. [1994], The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization, *Journal of Environmental Economics and Management*, 27: 163–184.
- Miller S., Vela M. A. [2018], Are environmentally related taxes effective?, *Inter-American Development Bank Working Paper Series*, 4685.
- Morley B. [2012], Empirical evidence on the effectiveness of environmental taxes, *Applied Economics Letters*, 19 (18): 1817–1820.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P. [2001], Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289–326.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P. [1999], Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94(446): 621–634.
- Pigou A. C. [1920], *The Economics of Welfare*. In: 4th edition 1938, Weidenfeld and Nicolson, London.
- Radulescu M., Sinisi C. I., Popescu C., Iacob S. E. [2017], Environmental tax policy in Romania in the context of the EU: Double Dividend Theory, *Sustainability*, 9 (11): 1–20.

- Sen S., Vollebergh H. [2018], The effectiveness of taxing the carbon content of energy consumption, *Journal of Environmental Economics and Management*, 92: 74–99.
- Shahbaz M., Sinha A. [2018], Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emission: A Literature Survey, *Munich Personal RePEc Archive*.
- Shahzad U. [2020], Environmental taxes, energy consumption, and environmental quality: Theoretical survey with policy implications, *Environmental Science and Pollution Research*, 27: 24848–24862.
- Skrzypek J. [2018], Analiza energochłonności i emisyjności sektorów polskiej gospodarki w latach 1996–2015, *Studia Oeconomica Posnaniensia*, 6: 78–103.
- Stern N. [2007], *The Economics of Climate Change*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Timilsinas G.R. [2018], Where is the carbon tax after thirty years of research? Development Research Group, *Working Paper Series*, 8493.
- Vasylieva T., Lyulyov O., Bilan Y., Streimikiene D. [2019], Sustainable Economic Development and Greenhouse Gas Emissions: The Dynamic Impact of Renewable Energy Consumption, GDP, and Corruption, *Energies*, 12 (17): 1–12.