

PRACE

Instytutu
Europy
Środkowej



Bartosz Józwik
Antonina Gavryshkiv
Lech Gruszecki

Relacje wzrostu gospodarczego i emisji dwutlenku węgla w państwach Europy Środkowej



PRACE Instytutu
Europy
Środkowej

Recenzenci dr hab. Arkadiusz Kijek, prof. UMCS
Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej
w Lublinie

dr hab. Mariusz Próchniak, prof. SGH
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

Seria Prace Instytutu Europy Środkowej
Numer 16/2020
Redakcja serii Beata Surmacz i Tomasz Stępniewski

Copyright Instytut Europy Środkowej
ISBN 978-83-66413-34-4
Wydawca Instytut Europy Środkowej
ul. Niecała 5
20-080 Lublin
www.ies.lublin.pl

Projekt okładki Amadeusz Targoński
Fotografie na okładce © Red ivory | [shutterstock.com](https://www.shutterstock.com)
© Piotr Krzeslak | [shutterstock.com](https://www.shutterstock.com)
© Andrii Vodolazhskyi | [shutterstock.com](https://www.shutterstock.com)
Druk www.drukarniaakapit.pl

Institut
Europy Środkowej 

Nr 16/2020

PRACE

Institutu
Europy
Środkowej

Bartosz Józwik
Antonina Gavryshkiv
Lech Gruszecki

**Relacje wzrostu gospodarczego
i emisji dwutlenku węgla
w państwach Europy
Środkowej**

Lublin 2020

Spis treści

Wstęp	9
1. Uwarunkowania wzrostu gospodarczego	13
2. Emisja dwutlenku węgla w państwach Europy Środkowej	25
3. Koncepcja środowiskowej krzywej Kuzneta: wzrost gospodarczy i emisja dwutlenku węgla	31
4. Dane i metoda badawcza	43
5. Wyniki badania	53
Podsumowanie	71
Bibliografia	75
Aneks	81

TEZY

Ogólna charakterystyka ścieżek transformacji i wzrostu gospodarczego wskazuje, że obserwowane w latach 90. XX w. przemiany gospodarcze w Europie Środkowej miały zróżnicowanie przestrzenne. Transformacja gospodarcza w państwach położonych bliżej zachodu Europy zachodziła szybciej. Liderami przemian były wówczas państwa Grupy Wyszehradzkiej.

W kolejnych latach wzrost gospodarczy w Europie Środkowej był stymulowany przez proces integracji europejskiej. Należy przy tym odnotować fakt, że nie wszystkie państwa wykazują wolę szybkiego wprowadzenia wspólnej waluty (euro).

Porównując zmianę PKB per capita w latach 1995 i 2019, możemy stwierdzić, że liderami wzrostu gospodarczego w Europie Środkowej są obecnie państwa bałtyckie: Litwa, Estonia i Łotwa, które charakteryzują się zblizoną polityką gospodarczą, m.in. w zakresie procesu transformacji i integracji, włącznie z przystąpieniem do strefy euro.

Państwa Europy Środkowej charakteryzują się znaczną emisją dwutlenku węgla per capita na tle pozostałych państw Unii Europejskiej. W ostatnich latach obserwujemy jednak spadki tych wartości, z wyjątkiem państw bałtyckich: Estonii, Łotwy i Litwy, które – jak zaznaczyliśmy wcześniej – charakteryzują się najszybszym wzrostem PKB per capita w regionie.

Wyniki badań wskazują na długookresowe relacje (kointegracje) pomiędzy emisją dwutlenku węgla per capita a pozostałymi zmiennymi modelu (PKB per capita, zużycie energii per capita i otwartość handlową) w dziewięciu państwach: Bułgarii, Chorwacji, Estonii, Łotwie, Polsce, Węgrzech, Rumunii, Słowacji i Słowenii. Natomiast relacja określona hipotezą środowiskowej krzywej Kuznetsa występuje tylko w Polsce. Należy dodać, że współczynniki spełniające warunki tej hipotezy występują również w przypadku Chorwacji i Węgier, jednak są one statystycznie nieistotne.

W przypadku Słowacji i Słowenii występują istotne statystycznie związki między emisją dwutlenku węgla per capita a PKB per capita, jednak nie w sposób określony przez hipotezę środowiskowej krzywej Kuznetsa.

We wszystkich analizowanych państwach wzrost zużycia energii per capita ma dodatni i istotny statystycznie związek ze wzrostem emisji dwutlenku węgla per capita.

Konwergencję modelu do równowagi długookresowej obserwujemy w Chorwacji, Czechach, Estonii, Polsce, Rumunii i Słowacji. Jednak wynik jest istotny statystycznie tylko dla Polski oraz dla Czech.

Zróżnicowane wyniki badania długookresowych relacji i przyczynowości w państwach Europy Środkowej sugerują więc, że rozwiązanie problemu degradacji środowiska wymaga zindywidualizowanych polityk w poszczególnych państwach.

WSTĘP

Wyzwania klimatyczne należą do jednych z najważniejszych we współczesnym świecie. Działania rządów w tym zakresie wpływają coraz mocniej na działalność gospodarczą, szczególnie w przypadkach produkcji z zastosowaniem technologii nieprzyjaznej środowisku. Problem ten znajduje swoje odzwierciedlenie w politykach realizowanych w Unii Europejskiej, do której należą analizowane przez nas państwa Europy Środkowej. Na przykład w Strategii Europa 2020 odnajdujemy zapisy bezpośrednio odnoszące się do klimatu i energii, w tym ograniczenia emisji dwutlenku węgla nawet o 30%. Państwa Europy Środkowej stanowią grupę, w której problem

emisji dwutlenku węgla jest wciąż nierozwiązany. Po trzydziestu latach transformacji gospodarczej nadal dostrzegamy różnice w ich rozwoju, i w konsekwencji różnice w oddziaływaniu na środowisko.

Z tych względów zdecydowaliśmy się przedstawić w niniejszym opracowaniu charakterystykę długookresowych relacji dochodów per capita i emisji dwutlenku węgla per capita (w kontekście koncepcji środowiskowej krzywej Kuzneta) w jedenastu państwach: Bułgarii, Chorwacji, Estonii, Litwie, Łotwie, Polsce, Czechach, Rumunii, Słowacji, Słowenii oraz na Węgrzech. Główny cel badawczy formułujemy jako sprawdzenie, czy zachodzą długookresowe związki między wymienionymi wcześniej zmiennymi określone poprzez hipotezę środowiskowej krzywej Kuzneta. Dodatkowo, a także zgodnie z wieloma publikacjami, uwzględniamy w modelu zmienne: zużycie energii per capita oraz otwartość w handlu międzynarodowym. Badając długookresowe i stabilne relacje – kointegrację – przeprowadzamy testy, wykorzystując model autoregresyjny z rozkładem opóźnień (*Autoregressive Distributed Lag Model – ARDL*). Następnie sprawdzamy stabilność parametrów modelu za pomocą testów opartych o reszty rekursywne *CUSUM* oraz *CUSUMSQ*. Otrzymane wyniki badania kointegracji sprawdzamy, stosując metodę Johansena. W kolejnym etapie badamy występowanie i kierunki związku przyczynowego między emisjami dwutlenku węgla per capita a dochodami per capita. Badamy tę zależność, wykorzystując wektorowy model korekty błędem *VECM*.

Analizę zaczynamy od charakterystyki uwarunkowań rozwoju gospodarczego w regionie w długookresowej perspektywie, którą koncentrujemy na procesach transformacji gospodarczej i integracji europejskiej. Okres transformacji traktujemy w niniejszym opracowaniu umownie, czyli od początku lat 90. XX w. Ze względu na dostępność porównywalnych danych statystycznych dla poszczególnych państw, analiza porównawcza wzrostu gospodarczego obejmuje lata 1995-2019, a w przypadku emisji dwutlenku węgla lata 1995-2016. Analizy wzrostu gospodarczego oraz emisji dwutlenku węgla przeprowadzamy na podstawie danych statystycznych Banku Światowego.

Opracowanie składa się ze wstępu, pięciu sekcji, podsumowania, bibliografii i aneksu. Pierwsza sekcja dotyczy ogólnej charakterystyki uwarunkowań wzrostu gospodarczego w regionie w ostatnich trzydziestu latach. W drugiej sekcji znajduje się statystyczna deskrypcja emisji dwutlenku per capita. Sekcja trzecia zawiera krótkie studia literatury dotyczącej koncepcji środowiskowej krzywej Kuznetsa. Dwie kolejne sekcje, analityczne, dotyczą opisu danych, metod, przebiegu badania oraz wyników.

1 Uwarunkowania wzrostu gospodarczego

Zanim przejdziemy do analizy długookresowych relacji pomiędzy wzrostem gospodarczym i emisją dwutlenku węgla w państwach Europy Środkowej, przyjrzyjmy się bliżej uwarunkowaniom procesu rozwoju gospodarczego w tym regionie. W długookresowej perspektywie należałoby zwrócić uwagę przede wszystkim na procesy transformacji gospodarczej i integracji europejskiej.

Transformacja gospodarcza w państwach Europy Środkowej i Wschodniej została zainicjowana przemianami spo-

łecznymi na przełomie lat 80. i 90. XX w.¹. Wraz ze zmianą ustroju politycznego przekształcono gospodarki centralnie planowane na gospodarki rynkowe. Zastąpiono m.in. biurokratyczno-nakazowe mechanizmy regulacyjne mechanizmami rynkowymi i zmieniono struktury własnościowe poprzez prywatyzację przedsiębiorstw państwowych oraz umożliwienie powstawania nowych przedsiębiorstw prywatnych². Procesy te były złożone i zróżnicowane ze względów politycznych, historycznych i kulturowych. Na przykład religijne korzenie chrześcijańskie, szczególnie rzymskokatolickie, wpływały pozytywnie na proces transformacji, ponieważ Stolica Apostolska oraz większość episkopatów jednoznacznie wspierały zmiany systemu politycznego, społecznego i gospodarczego. Czynnikiem sprzyjającym były związki z kulturą zachodnioeuropejską, które były silniejsze w Czechach, Polsce, na Słowacji, Węgrzech oraz w Słowenii i Chorwacji. Mimo dobrych rokowań w tych dwóch wymienionych bałkańskich państwach, transformacja zachodziła jednak bardzo powoli ze względu na konflikty wewnętrzne, choć właśnie w Chorwacji i Słowenii miały one „łagodniejszy” przebieg³.

¹ W pierwszej części niniejszej pracy wykorzystujemy analizy opublikowane w: L. Gruszecki, P. Kyophilavong, B. Józwik, *Transformacja, wzrost gospodarczy i środowisko przyrodnicze w państwach Europy Środkowej i Wschodniej*, „Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej” 2019, no. 17, z. 1: Transformacje w Europie Środkowej i Wschodniej 1989-2019, s. 179-195.

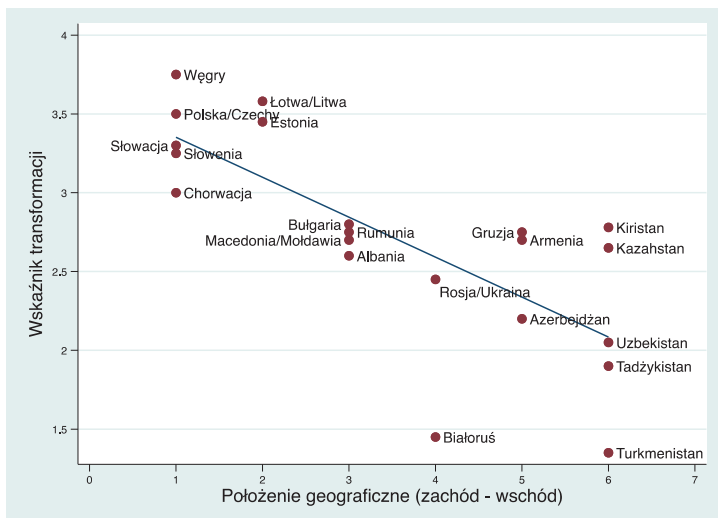
² M. Bałtowski, M. Miszewski, *Transformacja gospodarcza w Polsce*, Warszawa 2007, s. 25-26.

³ Więcej o uwarunkowaniach transformacji w państwach Europy Środkowej m.in. w: M. Bąk, *Uwarunkowania transformacji gospodarczej w krajach Europy Środkowej i Wschodniej*, [w:] G.W. Kołodko, J. Tomkiewicz (red.), *20 lat transformacji. Osiągnięcia, problemy, perspektywy*, Warszawa 2009, s. 15-23.

Analizując dokładniej procesy transformacji gospodarczej w omawianych państwach, możemy zidentyfikować różne jej ścieżki. W naszej analizie będziemy posługiwać się wskaźnikami transformacji opracowanymi przez Europejski Bank Odbudowy i Rozwoju na początku okresu reform. Wskaźniki transformacji są ocenami przekształceń w czterech obszarach: sektora przedsiębiorstw, rozwoju rynków i konkurencji, instytucji finansowych oraz infrastruktury. Transformacja sektora przedsiębiorstw odnosi się do „dużej” i „małej” prywatyzacji oraz procesu zarządzania i restrukturyzacji przedsiębiorstw (*governance and enterprise restructuring*). Rozwój rynku i konkurencji oceniany jest w obszarze liberalizacji cen, wskaźnika handlu zagranicznego i systemu kursu walutowego oraz polityki konkurencji. Natomiast transformacja instytucji finansowych obejmuje ocenę reformy banków, w tym liberalizacji stóp procentowych oraz rynków papierów wartościowych i niebankowych instytucji finansowych. Dwa pierwsze obszary, czyli sektor przedsiębiorstw oraz rozwój rynków i konkurencji, wykorzystywane są powszechnie w literaturze do oceny wpływu procesu transformacji, głównie w zakresie liberalizacji gospodarek, na wzrost gospodarczy.

Wartości wskaźnika transformacji po dekadzie reform (1999 r.), obliczonego jako średnia ocen w wyżej wymienionych czterech obszarach, w państwach sklasyfikowanych w podregionach geograficznych: od zachodu do wschodu, pokazano na rysunku 1.

Rysunek 1. Regionalne ścieżki reform



Źródło: opracowanie własne na podstawie: European Bank for Reconstruction and Development, *Transition report 1999. Ten years of transition*, London 1999, s. 27.

Możemy zauważyć (rysunek 1), że państwa położone bliżej zachodu Europy charakteryzują się wyższymi wskaźnikami transformacji. Możemy zatem postawić pytanie: jakie czynniki kryją się za tak silnym regionalnym wzorcem reform? Okazuje się, że geograficzna bliskość Zachodu nie jest jedynym czynnikiem, który sprawia, że Europa Środkowa jest odmienna od państw położonych dalej na wschód. W rzeczywistości istnieje szereg strukturalnych, politycznych i geograficznych czynników odróżniających transformację gospodarczą poszczególnych państw. Po pierwsze, duże zróżnicowanie

początkowych makroekonomicznych i strukturalnych cech poszczególnych gospodarek. Rządy państw o znaczącym braku równowagi mogły opóźnić wdrażanie reform z powodu wysokich kosztów społecznych. Po drugie, zmiana i układ sił politycznych na początku okresu reform. Nowe układy sił politycznych przeprowadzały reformy i liberalizację znacznie szybciej, czego przykładem są m.in. takie państwa jak Czechy, Polska, Estonia, Łotwa, Węgry, Słowenia i Litwa. Natomiast brak zmian w przywództwie politycznym, na przykład na Białorusi, Ukrainie, w Bułgarii czy Rumunii, powodował spowolnienie reform gospodarczych. Po trzecie, nowe rządy „odziedziczyły” instytucje przystosowane do gospodarczego planowania centralnego. W państwach, w których przynajmniej częściowo reformowano instytucje przed rozpoczęciem transformacji, łatwiej było przeprowadzić zmiany. I po czwarte, państwa bliższe geograficznie Unii Europejskiej mogły w większym stopniu skorzystać z procesu liberalizacji handlu z partnerami zachodnimi i ze współpracy politycznej. W dłuższej perspektywie czynnik integracji europejskiej odgrywał coraz większą rolę w rozwoju gospodarczym poszczególnych państw.

W pierwszej połowie lat 90. XX w. większość państw Europy Środkowej zawarła umowy o handlu i współpracy gospodarczej oraz podpisała układy ustanawiające stowarzyszenia (układy europejskie), których głównym celem było sukcesywne wprowadzanie strefy wolnego handlu. Układy weszły w życie w pierwszej kolejności w Polsce, na Węgrzech, w Buł-

garii, Czechach, Rumunii i na Słowacji. W drugiej grupie znalazły się państwa bałtyckie: Estonia, Litwa oraz Łotwa⁴. Jedynym państwem bałkańskim, które wówczas mogło liczyć na szybki rozwój współpracy z Unią Europejską, była Słowenia, w przypadku której układ wszedł w życie w 1999 r. Wynikająca z umów stowarzyszeniowych liberalizacja handlu wpływała korzystnie na wzrost gospodarczy i zmniejszanie różnic w stosunku do Zachodu. Te mechanizmy ekonomiczne zostały opisane m.in. w pracach E. Heckschera i B. Ohlina oraz późniejszych szerszych analizach, w ujęciu zarówno przestrzennym, jak i czasowym: J.G. Williamson (1996)⁵, K.H. O'Rourke (1999)⁶, D. Ben-David (1993)⁷ i R. Falvey (1999)⁸.

Poszerzając nasze obserwacje, warto zauważyć, że inaczej kształtowała się sytuacja w państwach, w których proces integracji z rozwiniętymi gospodarczo państwami Europy Zachodniej zaczął się znacznie później. Położone w Europie Wschodniej Ukraina i Mołdawia podpisały umowy stowarzyszeniowe z Unią Europejską dopiero w 2014 r. Co istotne z punktu widzenia integracji gospodarczej, dotyczyły one liberalizacji handlu w ramach całościowej strefy wolnego han-

⁴ Więcej w: E. Latoszek, *Integracja europejska. Mechanizmy i wyzwania*, Warszawa 2007, s. 102.

⁵ J.G. Williamson, *Globalization, Convergence, and History*, „The Journal of Economic History” 1996, vol. 56, no. 2, s. 277-306.

⁶ K.H. O'Rourke, *Economic Integration and Convergence: An Historical Perspective*, „Journal of Economic Integration” 1999, vol. 14, no. 2, s. 133-168.

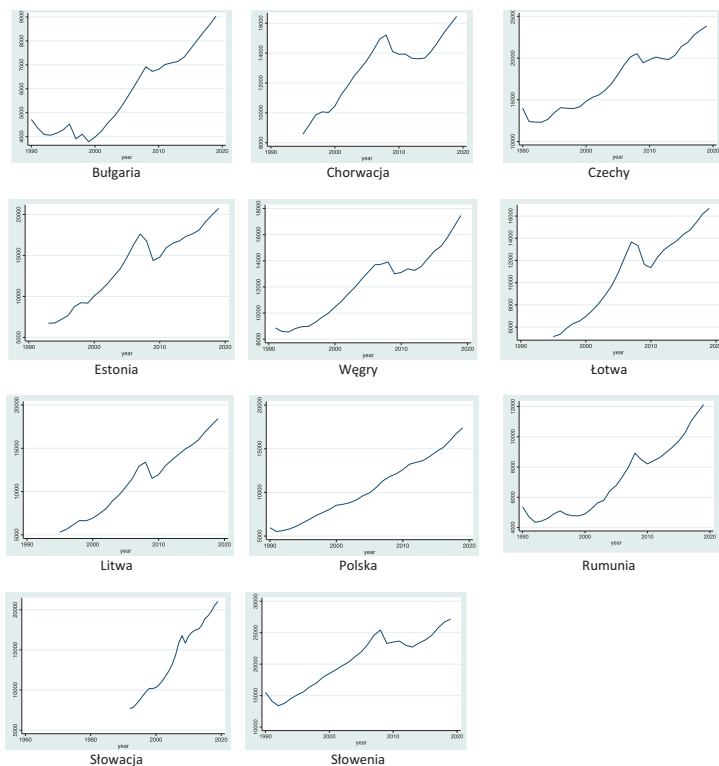
⁷ D. Ben-David, *Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence*, „The Quarterly Journal of Economics” 1993, vol. 108, no. 3, s. 653-679.

⁸ R. Falvey, *Trade liberalization and factor price convergence*, „Journal of International Economics” 1999, vol. 49, no. 1, s. 195-210.

dlu (*Deep and Comprehensive Free Trade Agreement*). Współpraca Unii Europejskiej z Białorusią odbywa się przede wszystkim w ramach Partnerstwa Wschodniego. W perspektywie finansowej 2014-2020 głównym instrumentem finansowym Unii Europejskiej wsparcia integracji z tymi państwami był Europejski Instrument Sąsiedztwa. Natomiast w państwach bałkańskich złożone procesy polityczne znacząco hamowały rozwój współpracy międzynarodowej z pozostałymi państwami europejskimi. Status państw kandydujących do Unii Europejskiej posiadają obecnie: Albania, Czarnogóra, Północna Macedonia i Serbia.

Na rysunku 2 przedstawiono wzrost PKB per capita w analizowanych 11 państwach Europy Środkowej w okresie obejmującym transformację gospodarczą do chwili obecnej. Natomiast w tabeli 1 przedstawiono wartości i wzrost PKB per capita w latach 1995-2019 w cenach stałych z 2010 r. (w USD). W 1995 r. wartości PKB per capita państw analizowanego regionu w stosunku do średniej UE były niskie. W kolejnych latach, charakteryzujących się pogłębianiem reform gospodarczych w ramach transformacji, a także dążeniem wielu państw do przystąpienia do Unii Europejskiej, wartości dochodów per capita znacząco rosną. Przyjrzyjmy się państwom, w których obserwujemy najszybsze wzrosty PKB per capita w badanym okresie. Na pierwszych trzech miejscach są trzy państwa bałtyckie: Litwa, Łotwa i Estonia. Zauważmy, że państwa te charakteryzują się zbliżoną polityką gospodarczą (m.in. procesem transformacji i integracji europejskiej),

Rysunek 2. PKB per capita w państwach Europy Środkowej w cenach stałych z 2010 r. (w USD)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

włącznie z wyróżniającym się w tym regionie faktem przystąpienia do strefy euro. Interesujące, że dotychczasowi liderzy transformacji, czyli państwa Grupy Wyszehradzkiej (Polska, Słowacja, Węgry i Czechy), charakteryzują się bardzo różnymi wynikami na tle regionu. Co ciekawe, Czechy zajmują w tym

zestawieniu ostatnie miejsce. Dodatkowo należy wziąć pod uwagę bardzo duże zróżnicowanie rozwoju regionów wewnątrz państw. Na przykład w Polsce pięć regionów położonych na wschodzie znajduje się wśród najbiedniejszych regionów w całej Unii Europejskiej⁹.

Tabela 1. PKB per capita w państwach Europy Środkowej w latach 1995-2019 w cenach stałych z 2010 r. (w USD)

	1995	2019	przyrost 2019/1995 w %
Bułgaria	4283,40	9026,25	110,7
Chorwacja	8568,43	16454,45	92,0
Czechy	13462,99	23833,52	77,0
Estonia	7209,40	20741,91	187,7
Węgry	8957,50	17466,03	95,0
Łotwa	5140,98	16697,69	224,8
Litwa	5318,33	18427,15	246,5
Polska	6539,90	17386,88	165,9
Rumunia	4899,86	12131,42	147,6
Słowacja	8731,84	21039,30	140,9
Słowenia	15141,93	27152,13	79,3

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Szczegółowe badania prowadzone przez M. Próchniaka (2011) wskazują, że najbardziej znaczące czynniki wzrostu gospodarczego w grupie państw Europy Środkowej to m.in. zagraniczne inwestycje bezpośrednie, wysoka jakość kapita-

⁹ Szczegółowa charakterystyka problemu m.in. w: B. Józwiak, M. Sagan (red.), *Eastern Poland. Development challenges*, Lublin 2013, s. 31.

łu ludzkiego, dobrze rozwinięty sektor finansowy, konkurencyjna struktura gospodarcza z rozwiniętym sektorem usługowym, wysoki udział sektora prywatnego w wytwarzanej wartości PKB¹⁰. Charakteryzując szybkość wzrostu PKB per capita w państwach Europy Środkowej, należy podkreślić, że państwa te zostały objęte wsparciem Unii Europejskiej w ramach procesu integracji. Wiele badań wskazuje, że integracja ekonomiczna przyspiesza wzrost gospodarczy, m.in. przez zwiększenie wymiany handlowej i przepływu zagranicznych inwestycji bezpośrednich. Tak jest na przykład w przypadku badań D.W. te Velde (2011)¹¹ przeprowadzonych w blisko stu państwach rozwijających się w latach 1970-2004, czy też badań M. Henreksona, J. Torstenssona, R. Torstensson (1997)¹², obejmujących państwa Unii Europejskiej i Europejskiej Strefy Wolnego Handlu, których wyniki potwierdzają pozytywny wpływ procesów integracji ekonomicznej na wzrost gospodarczy. Natomiast wyniki badań Z. Matkowskiego i M. Próchniaka (2004) dodatkowo wskazują na konwergencję cykli koniunkturalnych¹³. Zjawisko to

¹⁰ M. Próchniak, *Determinants of economic growth in Central and Eastern Europe: the global crisis perspective*, „Post-communist economies” 2011, no. 23(4), s. 449-468.

¹¹ D.W. Velde, *Regional Integration. Growth and Convergence*, „Journal of Economic Integration” 2011, no. 26(1), s. 1-28.

¹² M. Henrekson, J. Torstensson, R. Torstensson, *Growth effects of European integration*, „European Economic Review” 1997, no. 41(8), s. 1537-1557.

¹³ Przeprowadzona w artykule analiza konwergencji cykli koniunkturalnych pozwoliła wyodrębnić trzy grupy państw charakteryzujące się lepszą wzajemną synchronizacją. Pierwsza grupa obejmuje Czechy, Słowację i Słowenię, druga – Polskę i Węgry, a trzecia – państwa bałtyckie. Z. Matkowski, M. Próchniak, *Real economic convergence in the EU accession countries*, „International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies” 2004, vol. 1-3, s. 5 i nast.

ma istotne znaczenie z punktu widzenia integracji ze strefą euro.

Dodatkowe wsparcie wzrostu gospodarczego miało miejsce w ramach europejskiej polityki spójności. I tak w perspektywie finansowej 2007-2013 wszystkie państwa członkowskie Unii Europejskiej z Europy Środkowej zostały objęte celem „Konwergencja”, który był ukierunkowany na przyspieszenie eliminowania różnic w rozwoju najsłabiej rozwiniętych państw członkowskich i regionów¹⁴. Należy zaznaczyć, że w tej perspektywie finansowej priorytety gospodarcze realizowane i współfinansowane z funduszy Unii Europejskiej skierowane były przede wszystkim na infrastrukturę i transport¹⁵. Wcześniej państwa te były objęte także wsparciem przedakcesyjnym, m.in. przez takie instrumenty finansowe jak: PHARE, ISPA oraz SAPARD. Działania te miały znaczący wpływ na proces realnej konwergencji państw i regionów Europy Środkowej z Europą Zachodnią¹⁶.

¹⁴ Więcej na temat funduszy Unii Europejskiej w: Z. Bajko, B. Józwiak, M. Szewczak (red.), *Fundusze Unii Europejskiej w Polsce na lata 2007-2013*, Lublin 2009, s. 45 i nast.

¹⁵ A. Cieślak, B. Rokicki, *Cohesion Policy in the EU New Member States*, „Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej” 2011, no. 9, z. 4: Polityka spójności i sąsiedztwa Unii Europejskiej, s. 116.

¹⁶ Obszerne badania na ten temat zostały opublikowane m.in. w: B. Józwiak, *Realna konwergencja gospodarcza państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowej i Wschodniej. Transformacja, integracja i polityka spójności*, Warszawa 2017 oraz R. Rapacki, M. Prochniak, *EU membership and economic growth: Empirical evidence for the CEE countries*, „The European Journal of Comparative Economics” 2019, no. 16(1), s. 3-40.

2. Emisja dwutlenku węgla w państwach Europy Środkowej

Analizując oddziaływanie wzrostu gospodarczego na środowisko naturalne, odnosimy się do zmiennej emisji dwutlenku węgla, do której odnosi się bezpośrednio również polityka ochrony środowiska, m.in. w dotychczas realizowanej Strategii Europa 2020¹⁷. Strategia zakłada wzrost zrównoważony (*sustainable growth*), czyli transformację w kierunku gospodarki konkurencyjnej, niskoemisyjnej i efektywnie korzystającej z zasobów. W tym celu Komisja zaproponowała wytyczenie

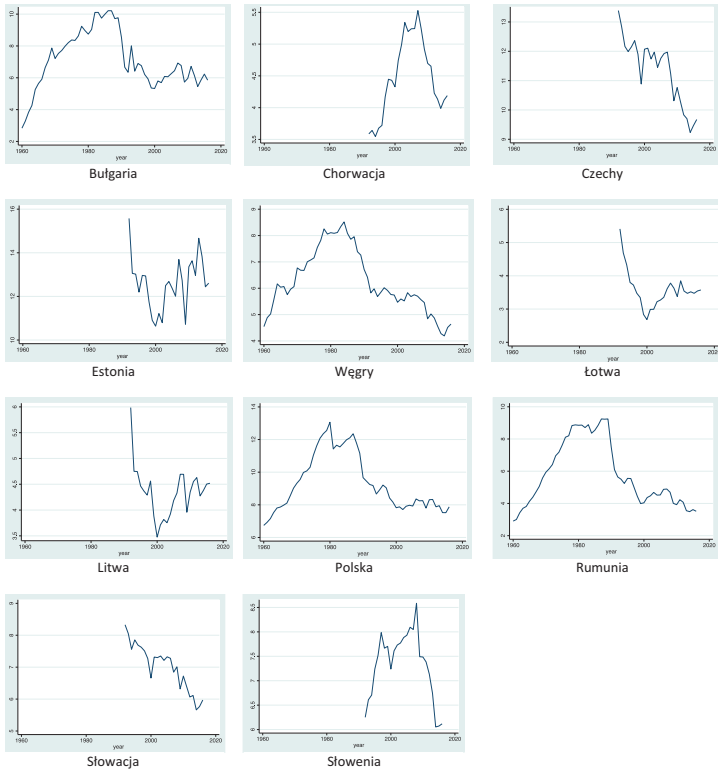
¹⁷ Komunikat Komisji. EUROPA 2020. Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu, KOM(2010) 2020 wersja ostateczna, Bruksela, 3.3.2010.

kilku nadrzędnych, wymiernych celów, m.in. cele „20/20/20” w zakresie klimatu i energii (w tym ograniczenie emisji dwutlenku węgla nawet o 30%, jeśli pozwolą na to warunki). Aby urzeczywistnić te cele, prowadzone są działania na poziomie krajowym, unijnym i międzynarodowym. Komisja Europejska przedstawiła w tym zakresie projekty przewodnie, m.in. projekt „Europa efektywnie korzystająca z zasobów”. Jest to projekt na rzecz uniezależnienia wzrostu gospodarczego od wykorzystania zasobów, przejścia na gospodarkę niskoemisyjną, większego wykorzystania odnawialnych źródeł energii, modernizacji transportu oraz propagowania efektywności energetycznej.

W naszej analizie koncentrujemy się przede wszystkim na emisji dwutlenku węgla oraz zużyciu energii. Dostępne dane statystyczne w bazie Banku Światowego umożliwiają przeprowadzenie analizy porównawczej w latach 1992-2016, czyli w okresie obejmującym procesy transformacji gospodarczej i integracji z Unią Europejską. Na rysunku 3 przedstawiono kształtowanie się wielkości emisji dwutlenku węgla per capita (w tonach) w poszczególnych państwach. Charakterystyczne, że we wszystkich państwach obserwujemy spadki tej wartości, z wyjątkiem państw bałtyckich: Estonii, Łotwy i Litwy. Jak zaznaczaliśmy wcześniej, państwa te charakteryzują się najszybszym wzrostem PKB per capita w regionie.

W tabeli 2 zostały zestawione wartości dotyczące emisji dwutlenku węgla per capita w tonach. W roku 1995 największa emisja dwutlenku węgla występowała w Estonii i Cze-

Rysunek 3. Emisja dwutlenku węgla per capita w państwach Europy Środkowej (w tonach)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

chach (powyżej średniej Unii Europejskiej znajdowała się jeszcze Polska). Natomiast najniższe wartości emisji miały miejsce w Chorwacji, na Łotwie i Litwie. W kolejnych kilku, kilkunastu latach w większości państw regionu obserwujemy

zwiększenie emisji dwutlenku węgla. Maksymalne wartości w poszczególnych państwach pojawiają się nawet w latach 2010 i 2013 (odpowiednio na Łotwie i w Estonii). Na szczęście po osiągnięciu maksimum następują redukcje, które zostały pokazane na rysunku 3.

Tabela 2. Zanieczyszczenie środowiska mierzone emisją dwutlenku węgla per capita (w tonach)

	1995	Maksimum (rok)	2016
Bułgaria	6,900	6,925 (2007)	5,852
Chorwacja	3,677	5,528 (2007)	4,189
Czechy	11,991	12,365 (1997)	9,674
Estonia	12,196	14,668 (2013)	12,608
Litwa	4,465	4,694 (2008)	4,519
Łotwa	3,800	3,850 (2010)	3,574
Polska	8,919	9,211 (1996)	7,876
Rumunia	5,557	5,557 (1995)	3,515
Słowacja	7,854	7,854 (1995)	5,974
Słowenia	7,239	8,586 (2008)	6,117
Węgry	5,845	6,019 (1996)	4,640

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Zachodzące zmiany, czyli zmniejszenie emisji dwutlenku węgla oceniamy pozytywnie. Dodajmy, że cel określony w Strategii Unii Europejskiej dla perspektywy finansowej na lata 2014-2020 zakładał ograniczenie emisji dwutlenku węgla co najmniej o 20% w porównaniu z poziomem z 1990 r. lub, jeśli pozwolą na to warunki, o 30%. Z celem tym związane jest zwiększenie udziału odnawialnych źródeł energii w cał-

kwitym zużyciu energii do 20% oraz zwiększenie efektywności wykorzystania energii o 20%. Nie mamy wątpliwości, że priorytety europejskiej polityki gospodarczej sprzyjają ochronie środowiska.

3 ■ **Koncepcja środowiskowej krzywej Kuzneta: wzrost gospodarczy i emisja dwutlenku węgla**

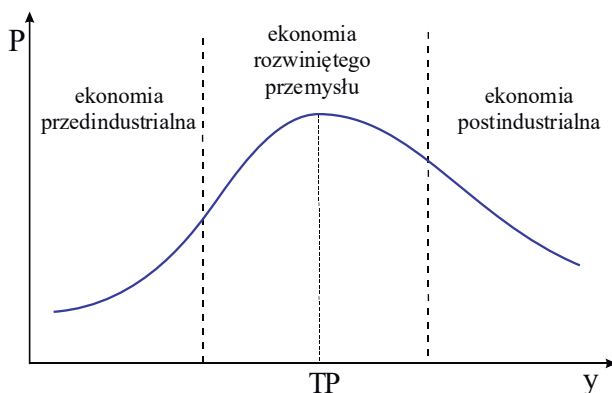
Zgodnie z celem głównym niniejszego opracowania chcemy zbadać, czy zachodzą długookresowe związki pomiędzy PKB per capita i emisją dwutlenku węgla per capita w poszczególnych państwach. Zanim jednak przejdziemy do analizy, odniesiemy się w ogólnym zarysie do koncepcji środowiskowej krzywej Kuzneta (*environmental Kuznets curve*, w skrócie określana dalej jako *EKC*), która służy badaniu związku pomiędzy dochodami per capita a jakością środowiska. Koncepcja ta po raz pierwszy została przedstawiona w artyku-

le G.M. Grossmana i A.B. Kruegera¹⁸, którzy w nawiązaniu do krzywej Kuzneta opisującej relację pomiędzy wzrostem gospodarczym a nierównościami majątkowo-dochodowymi zaproponowali model, zgodnie z którym wraz ze wzrostem PKB per capita – oznaczonym dalej symbolem y – degradacja środowiska oznaczona symbolem P (mierzona różnymi zmiennymi, jak na przykład poziomem emisji CO₂ lub innych toksyn) najpierw rośnie, a następnie – po przekroczeniu pewnego, charakterystycznego dla danego obszaru gospodarczego, punktu zwrotnego (*turning point*, w skrócie TP) – maleje (rysunek 4). Tym samym, zgodnie z tą koncepcją, *EKC* ma mieć w przybliżeniu kształt odwróconej litery U , przy czym większa część łuku wznoszącej się części krzywej przypada na okres ekonomii przedindustrialnej, ekonomii rozwiniętego przemysłu odpowiada stabilizacja wokół TP , a okresowi ekonomii postindustrialnej odpowiada główna część opadającej gałęzi *EKC*.

Na wspomniany kształt krzywej zasadniczy wpływ mają trzy efekty, które z różną siłą i ze zmieniającymi się proporcjami oddziałują w całej historii gospodarki: 1) efekt skali, powodujący wzrost zanieczyszczeń środowiska w związku ze wzrostem produkcji, 2) efekt technologiczny, który sprawia, że degradacja środowiska maleje ze względu na zastosowanie nowych, bardziej przyjaznych ekosystemom

¹⁸ G.M. Grossman, A.B. Krueger, *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement*, „NBER Working Paper Series” 1991, no. 3914.

Rysunek 4. Środowiskowa krzywa Kuznetsa



Źródło: A.R. Gill, K.K. Viswanathan, S. Hassan, *The Environmental Kuznets Curve (EKC) and the environmental problem of the day*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2018, no. 81(part 2), s. 1636-1642.

technologii, a także nowych, bardziej racjonalnych metod zarządzania, 3) efekt kompozycji, który przyczynia się do zmniejszenia udziału w PKB działów gospodarki niesprzyjających środowisku i zastąpieniu ich poprzez te sektory, które degradują środowisko w znacznie mniejszym stopniu lub też takiej degradacji nie powodują.

W ciągu ostatnich trzech dekad opublikowano wiele artykułów, zarówno teoretycznych, jak i empirycznych poświęconych *EKC*. W warstwie teoretycznej istnienie i przebieg *EKC* wyjaśniano za pomocą różnorodnych modeli deterministycznych i stochastycznych, w ujęciu zarówno statycznym, jak i dynamicznym, na przykład w pracach: M. Kijima, K. Nishide

i A. Ohyama¹⁹, A. Sinha i M. Shahbaza²⁰ oraz L. Gruszeckiego i B. Józwicka²¹. Modele zapoczątkowane przez K.E. McConnella²² oraz J. Andreoniego i A. Levinsona²³ wykorzystują rolę dochodowej elastyczności popytu na jakość środowiska i odwołują się do narzędzi mikroekonomicznych, jak funkcja użyteczności oraz preferencji. Zgodnie z tymi ujęciami, z biegiem czasu i wraz z rozwojem gospodarczym oraz rosnącą zamożnością i wykształceniem społeczeństwa, popyt na jakość środowiska rośnie. Wpływa to na zmianę polityki państw wobec kwestii środowiskowych przejawiającą się na przykład w nakładaniu podatków na „brudne” źródła energii oraz dewastujące ekosystemy Ziemi gałęzie przemysłu.

Wśród czynników mających wpływ na przebieg środowiskowej krzywej Kuzneta wymienia się także nierówności społeczne. Jak zauważają M. Torras i J.K. Boyce²⁴ oraz H. Kasuga i M. Takaya²⁵, sprawiają one, iż społeczeństwa o dużych wskaźnikach nierówności dochodowych i majątkowych nie

¹⁹ M. Kijima, K. Nishide, A. Ohyama, *Economic models for the environmental Kuznets curve. A survey*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 2010, no. 34(7).

²⁰ A. Sinha, M. Shahbaz, *Estimation of Environmental Kuznets Curve for CO₂ emission: Role of renewable energy generation in India*, „Renewable Energy” 2018, no. 119, s. 703-711.

²¹ L. Gruszecki, B. Józwik, *Teoretyczne rekonstrukcje środowiskowej krzywej Kuzneta*, „Gospodarka Narodowa” 2019, no. 299(3), s. 95-117.

²² K.E. McConnell, *Income and the demand for environmental quality*, „Environment and Development Economics” 1997, no. 2(2), s. 383-399.

²³ J. Andreoni, A. Levinson, *The simple analytics of the environmental Kuznets curve*, „Journal of Public Economics” 2001, no. 80, s. 269-286.

²⁴ M. Torras, J.K. Boyce, *Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve*, „Ecological Economics” 1998, no. 25, s. 147-160.

²⁵ H. Kasuga, M. Takaya, *Does inequality affect environmental quality? Evidence from major Japanese cities*, „Journal of Cleaner Production” 2017, no. 142, s. 3689-3701.

są w stanie ukształtować właściwej polityki środowiskowej i asertywnie sprzeciwić się przedsiębiorstwom dewastującym ekosystemy.

Kolejnym ważnym czynnikiem, eksplikowanym w licznych modelach, który ma wyjaśnić kształt krzywej Kuzneta, jest liberalizacja handlu. Zagadnieniem tym w sposób systematyczny jako pierwszy zajął się R. Lopez²⁶, który również zwrócił uwagę na konieczność poddania analizie dwu odrębnych przypadków. Pierwszy z nich charakteryzuje się natychmiastową biodegradowalnością toksyn, a drugi dotyczy sytuacji, gdy wpływ degradacji z poprzedniego okresu utrzymuje się, przez co efekty zanieczyszczenia środowiska sumują się i jako skumulowany agregat oddziałują na gospodarkę. Jedynie przypadek pierwszy, zdaniem autora, prowadzi jednoznacznie do *EKC* o wykresie w kształcie odwróconej litery *U*. W podejściu B.R. Copelanda i M.S. Taylora²⁷, jakość środowiska jest dobrem normalnym, w stosunku do którego można zastosować analizę podaży-popytu uwzględniającą wysokość opłat za degradację środowiska pobieranych w formie zezwoleń emisyjnych lub podatków. Według wspomnianych autorów, postulowany kształt wykresu krzywej, która wraz ze wzrostem PKB per capita najpierw rośnie, a następnie maleje, można wyjaśnić, bazując na następujących koncepcjach:

²⁶ R. Lopez, *The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization*, „Journal of Environmental Economics and Management” 1994, no. 27, s. 163-184.

²⁷ B.R. Copeland, M.S. Taylor, *Trade, Growth, and the Environment*, „Journal of Economic Literature” 2004, no. 42(1).

a) koncepcji, zgodnie z którą zmienia się udział kapitału ludzkiego we wzroście gospodarczym; we wcześniejszych fazach udział ten jest niewielki w stosunku do kapitału rozumianego tradycyjnie, by z czasem stać się siłą bardzo znaczącą, b) koncepcji efektów wzrostu, która akcentuje znaczenie rosnącej elastyczności dochodowej krańcowej szkody środowiskowej (przy założeniu postępu technologicznego neutralnego dla środowiska), c) koncepcji skokowej zmiany polityki wobec środowiska w określonej fazie rozwoju, d) koncepcji wzrastających korzyści z redukcji poziomu zanieczyszczeń.

Obok prób teoretycznego wyjaśnienia przebiegu krzywej środowiskowej Kuznetsa, podejmowane były od wczesnych lat 90. XX w. badania empiryczne mające na celu zweryfikowanie hipotezy *EKC* (dla różnych czynników degradacji), jak również znalezienia wartości *TP* dla różnych gospodarek. Badania te przeprowadzone na szeregach czasowych i danych panelowych dla różnych państw i przedziałów czasowych okazały się niekonkluzywne. W przypadku badań dotyczących emisji dwutlenku węgla per capita D. Holtz-Eakin i T.M. Selden²⁸ uzyskali dla 130 państw i danych z lat 1951-1986 potwierdzenie kształtu *EKC* w postaci odwróconej litery *U*; był to pierwszy tego rodzaju wynik. Jednak N. Shafik i S. Bandyopadhyaya²⁹, testując kubiczną postać *EKC* dla 149

²⁸ D. Holtz-Eakin, T.M. Selden, *Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth*, „NBER Working Paper Series” 1995, no. 57(1), s. 85-101.

²⁹ N. Shafik, S. Bandyopadhyay, *Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence*, World Bank Publications 1992, vol. 904.

państw w latach 1960-1990, otrzymali *EKC* monotonicznie rosnącą. W ciągu ostatnich trzech dekad podjęto szereg badań empirycznych, uzyskując różnorodne wyniki. Jak zauważają M. Shahbaz i A. Sinha³⁰, w literaturze naukowej poświęconej temu zagadnieniu (tzn. emisjom CO₂ per capita) testowany jest następujący model:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_t^2 + \beta_3 Y_t^3 + \beta_4 D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie C_t oznacza emisję CO₂ per capita, Y_t – PKB per capita, D_t – inną zmienną objaśniającą, jak na przykład konsumpcja energii, otwartość w handlu międzynarodowym, liczebność populacji, nierówności społeczne itd.; indeks i odnosi się do danych przekrojowych, a indeks t wskazuje na zależność dynamiczną (od czasu). Oczywiście jeśli $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ oraz $\beta_3 = 0$, otrzymuje się krzywą o wykresie w kształcie odwróconej litery U . Są możliwe także inne przebiegi zmienności krzywych *EKC*, a mianowicie wykres *EKC* może mieć postać: litery N (dla $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$), litery U (dla $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 = 0$), odwróconej litery N (dla $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$); *EKC* może także rosnać liniowo (dla $\beta_1 > 0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 0$) lub maleć w sposób liniowy (dla $\beta_1 < 0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 0$); dodajmy, że gdy $\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 0$, krzywa *EKC* nie istnieje. Należy przy tym zauważyć, że ze względu na obecność zmiennej D_t omawiany model nie odnosi się *stricte* do krzywej środowisko-

³⁰ M. Shahbaz, A. Sinha, *Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emission: A Literature Survey*, „MPRA Paper” 2018, s. 1-83.

wej Kuzneta, w tej jej postaci, która została zaproponowana w klasycznym artykule Grossmana i Kruegera, ze względu na zależność od innych zmiennych poza PKB per capita. Jednak w wielu badaniach zmienna D_t okazuje się niezbędna, bowiem zależność jedynie od Y_t okazuje się niewystarczająca. Z tego względu współczesne rozumienie krzywej środowiskowej odbiega od pierwotnego ujęcia i – z jednej strony – dopuszcza zależność od innych zmiennych, a – z drugiej strony – uwzględnia inne wykresy *EKC*, obok klasycznej postaci w kształcie odwróconej litery *U*.

W zawartych w tym opracowaniu badaniach autorzy wykorzystują przedstawiony wyżej model „uogólnionej” krzywej środowiskowej Kuzneta ze składnikiem D_t wyrażającym konsumpcję energii E_t lub też otwartość w handlu zagranicznym T_t (przez którą rozumie się stosunek sumy wolumenu eksportu i importu do produktu krajowego brutto). W istocie, PKB per capita pozostaje w silnym związku z produkcją i konsumpcją energii, które wskazują na poziom rozwoju cywilizacyjnego i są jego miernikami na bardzo fundamentalnym poziomie biofizycznym. Także zmienna T_t wyrażająca intensywność relacji w handlu międzynarodowym powiązana jest zarazem ze zużyciem energii, ale także odzwierciedla złożoność struktury społecznej i ekonomicznej oraz pokazuje, w jakim stopniu gospodarka lokalna łączy się z globalnym systemem produkcji i wymiany.

Warto w tym miejscu odwołać się do kilku wyników przeprowadzonych już badań w państwach Unii Euro-

pejskiej omawianej relacji. Obszerne badania relacji poziomu rozwoju gospodarczego i degradacji środowiska przedstawili G. Lapinskienė, M. Tvaronavičienė i P. Vaitkus (2014)³¹, klasyfikując państwa Unii Europejskiej (27) w trzech kategoriach rozwoju według World Economic Forum (*efficiency-driven, from efficiency to innovation-driven, innovation-driven*)³². Badania obejmują lata 1995-2015, a jako miarę degradacji środowiska autorzy przyjęli właśnie emisję gazów cieplarnianych. Uzyskane wyniki badań pozwoliły sklasyfikować 27 państw w pięciu grupach. Jako kryterium klasyfikacji zastosowano kształt krzywej relacji degradacji środowiska do poziomu rozwoju gospodarczego. Charakterystyczny kształt dla środowiskowej krzywej Kuzneta, czyli w kształcie odwróconej litery U, zaobserwowano w dwóch grupach. Różnice pomiędzy tymi grupami dotyczyły szybkości wznoszenia i opadania krzywej. W pierwszej grupie, w której krzywa wznosiła się szybciej i opadała wolniej, znajdowały się Irlandia oraz dwa kraje spoza Unii Europejskiej: Norwegia i Szwajcaria. W drugiej grupie, w której krzywa wznosiła się wolniej i opadała szybciej, znalazły się: Grecja, Hiszpania, Włochy, Portugalia, Austria, Cypr, Węgry i Luksemburg. Największa liczba

³¹ G. Lapinskienė, M. Tvaronavičienė, P. Vaitkus, *Greenhouse gases emissions and economic growth-evidence substantiating the presence of environmental Kuznets curve in the EU*, „Technological and Economic Development of Economy” 2014, no. 20(1), s. 65-78.

³² Państwa *efficiency-driven*: Bułgaria, Rumunia; państwa *from efficiency to innovation-driven*: Estonia, Łotwa, Litwa, Polska, Słowacja; państwa *innovation-driven*: Belgia, Czechy, Dania, Niemcy, Irlandia, Grecja, Hiszpania, Francja, Włochy, Cypr, Luksemburg, Węgry, Malta, Holandia, Austria, Portugalia, Słowenia, Finlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Norwegia, Szwajcaria.

państw z Europy Środkowej i Wschodniej (Litwa, Łotwa, Estonia, Polska i Bułgaria) znajdowała się w grupie, w której wraz ze wzrostem dochodów początkowo stopień degradacji środowiska malał, a następnie rósł. Dolny punkt zwrotny różnił się w poszczególnych państwach. W Estonii wynosił 5700 euro, na Łotwie 3900 euro, Litwie 3700 euro, w Polsce 3900 euro i Bułgarii 2000 euro. Takie wyniki wskazują, że zgodnie z koncepcją środowiskowej krzywej Kuznetsa emisja gazów cieplarnianych wkrótce osiągnie maksimum, a następnie zacznie maleć.

Podobne badania, m.in. dla nowych państw członkowskich Unii Europejskiej, czyli dla analizowanych państw Europy Środkowej i Wschodniej, zostały przeprowadzone przez A. Kasmana i Y.S. Dumana (2015)³³. Na podstawie analizy danych w dość długim okresie, w latach 1992-2010, autorzy stwierdzają, że emisja dwutlenku węgla, wynikająca z konsumpcji energii, wzrosła w krajach transformacji znacząco. Z tych względów w swojej analizie poświęcają dużo uwagi również związkom konsumpcji energii z zanieczyszczeniem. Wyniki badań wskazują na występowanie w analizowanych państwach relacji określonych w omawianej wcześniej koncepcji środowiskowej krzywej Kuznetsa.

Obszerne i ciekawe badania relacji rozwoju gospodarczego i degradacji środowiska w państwach Unii Europejskiej przed-

³³ A. Kasman, Y.S. Duman, *CO₂ emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis*, „Economic Modelling” 2015, no. 44, s. 97-103.

stawili M.A. Destek, R. Ulucak i E. Dogan (2018)³⁴. Autorzy zaznaczają, że degradacja środowiska nie może być ograniczona jedynie do emisji dwutlenku węgla i proponują wykorzystać wskaźnik śladu ekologicznego. Badania obejmują okres od 1980 do 2013 r. Uzyskane wyniki również pokazują, że istnieje związek w kształcie odwróconej litery *U* między rzeczywistym dochodem a śladem ekologicznym. Ponadto podkreślają, że energia nieodnawialna zwiększa degradację środowiska, podczas gdy energia odnawialna i otwartość handlu (*trade openness*) zmniejszają degradację środowiska w analizowanych państwach Unii Europejskiej. Na zakończenie należy zaznaczyć, że liczba publikacji obejmująca zakresem państwa Europy Środkowej i Wschodniej stale rośnie, ale wciąż nie jest wystarczająca, aby przekonać środowiska polityczne do podjęcia zdecydowanych działań w zakresie ochrony środowiska.

³⁴ M.A. Destek, R. Ulucak, E. Dogan, *Analyzing the environmental Kuznets curve for the EU countries: the role of ecological footprint*, „Environmental Science and Pollution Research” 2018, no. 25(29), s. 1-10.

4

Dane i metoda badawcza

W analizie wykorzystujemy dane dynamiczne (szeregi czasowe) dla jedenastu państw Europy Środkowej pochodzące z bazy danych Banku Światowego World Development Indicators. Zmienne, które analizujemy, to wcześniej opisane PKB per capita w cenach stałych z 2010 r. (w USD) oraz emisje dwutlenku węgla (CO₂) per capita (w tonach). Emisje dwutlenku węgla to emisje pochodzące ze spalania paliw kopalnych i produkcji cementu. Obejmują one dwutlenek węgla powstający podczas zużycia paliw stałych, ciekłych i gazowych oraz podczas spalania gazu. Trzecia zmienna, którą uwzględniamy w modelu, to zużycie energii per capita (w kilogramach

ekwiwalentu ropy naftowej). Czwarta zmienna to otwartość w handlu międzynarodowym, która określa stosunek sumy wolumenu eksportu i importu do produktu krajowego brutto. Charakterystyki opisowe tych zmiennych przedstawiono w aneksie w tabelach 9, 10 i 11.

W naszej analizie przyjmujemy model autoregresyjny z rozkładem opóźnień (*Autoregressive Distributed Lag Model – ARDL*), który występuje m.in. w następujących opublikowanych badaniach: U. Soytaş et al.³⁵, M. Shahbaz et al.³⁶, M. Kohler³⁷, A. Acaravci i I. Ozturk³⁸, H. Iwata et al.³⁹, N. Ahmad et al.⁴⁰, S. Nasreen et al.⁴¹, M. Jaforullah i A. King⁴², N. Ozatac et al.⁴³, czy też

³⁵ U. Soytaş, R. Sari, B.T. Ewing, *The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: An ARDL approach*, „Energy Economics” 2008, no. 30, s. 2302-2313.

³⁶ M. Shahbaz, H.H. Lean, M.S. Shabbir, *Environmental Kuznets Curve hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger causality*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2012, no. 16(5), s. 2947-2953.

³⁷ M. Kohler, *CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade: A South African perspective*, „Energy Policy” 2013, no. 63, s. 1042-1050.

³⁸ A. Acaravci, I. Ozturk, *On the relationship between energy consumption, CO₂ emissions and economic growth in Europe*, „Energy” 2010, no. 35(12), s. 5412-5420.

³⁹ H. Iwata, K. Okada, S. Samreth, *Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO₂ in France: the role of nuclear Energy*, „Energy Policy” 2010, no. 38(8), s. 4057-4063.

⁴⁰ N. Ahmad, L. Du, J. Lu, J. Wang, H.Z. Li, M.Z. Hashmi, *Modelling the CO₂ emissions and economic growth in Croatia: Is there any environmental Kuznets curve*, „Energy” 2017, no. 123, s. 164-172.

⁴¹ S. Nasreen, S. Anwar, I. Ozturk, *Financial stability, energy consumption and environmental quality: Evidence from South Asian economies*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2017, no. 67, s. 1105-1122.

⁴² M. Jaforullah, A. King, *The econometric consequences of an energy consumption variable in a model of CO₂ emissions*, „Energy Economics” 2017, no. 63, s. 84-91.

⁴³ N. Ozatac, K.K. Gokmenoglu, N. Taspinar, *Testing the EKC hypothesis by considering trade openness, urbanization, and financial development: the case of Turkey*, „Environmental Science and Pollution Research” 2017, no. 24(20), s. 16690-16701.

K.M. Kisswani et al.⁴⁴ oraz A. Sharif et al.⁴⁵. Tworzymy model relacji długookresowych, w którym zmienną objaśnianą jest emisja dwutlenku węgla per capita (C_t), a zmiennymi objaśniającymi wcześniej wymienione PKB per capita (Y_t), zużycie energii per capita (E_t) oraz otwartość w handlu międzynarodowym (T_t). Model, w którym używamy wszystkich zmiennych w postaci logarytmicznej, przyjmuje następującą postać:

$$\ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 (\ln Y_t)^2 + \beta_3 \ln E_t + \beta_4 \ln T_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie ε_t jest składnikiem losowym, zaś β nieznanymi parametrami związanymi z odpowiednimi zmiennymi.

Przypomnijmy, że zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta przyjmującej postać odwróconej litery U , parametry $\beta_1 > 0$ oraz $\beta_2 < 0$. Jeżeli β_2 jest nieistotne statystycznie, to mamy wskazanie na monotoniczny wzrost w relacji pomiędzy emisją dwutlenku węgla per capita a PKB per capita. Ponadto spodziewamy się, że w naszym modelu zwiększenie zużycia energii per capita będzie powodowało wzrost emisji dwutlenku węgla per capita, co będzie się wiązało z $\beta_3 > 0$. Natomiast oczekiwania co do znaku β_4 nie są jednoznaczne. W wielu badaniach podkreśla się, że zależy on od poziomu rozwoju danej gospodar-

⁴⁴ K.M. Kisswani, A. Harraf, A.M. Kisswani, *Revisiting the environmental kuznets curve hypothesis: evidence from the ASEAN-5 countries with structural breaks*, „Applied Economics” 2019, no. 51(17), s. 1855-1868.

⁴⁵ A. Sharif, S. Afshan, S. Chrea, A. Amel, S.A.R. Khan, *The role of tourism, transportation and globalization in testing environmental Kuznets curve in Malaysia: new insights from quantile ARDL approach*, „Environmental Science and Pollution Research” 2020, no. 27, s. 25494-25509.

ki⁴⁶. W przypadku państw Europy Środkowej można spodziewać się znaku ujemnego, chociaż nie jest to oczywiste. Państwa te, jako gospodarki rozwinięte, z założenia powinny ograniczać wytwarzanie towarów przy zastosowaniu technologii powodującej duże zanieczyszczenie. Co więcej, ulepszenia technologiczne powinny pozwalać na produkcję towarów mniej energochłonnych i zanieczyszczających środowisko. Odwrotna sytuacja występuje w państwach rozwijających się. Na przykład G.M. Grossman i E. Helpman⁴⁷, F. Halicioglu⁴⁸ oraz M. Shahbaz et al.⁴⁹ argumentują, że znak parametru β_4 powinien być dodatni w państwach rozwijających się, w których występują „brudne” gałęzie przemysłu. Wszystkie parametry równania (2) traktujemy jako długookresowe elastyczności emisji dwutlenku węgla per capita względem PKB per capita, zużycia energii per capita oraz otwartości w handlu międzynarodowym.

Badając, czy istnieje między zmiennymi modelu długookresowa stabilna zależność – kointegracja – przeprowadzamy testy, wykorzystując model autoregresyjny z rozkładem opóźnień (ARDL) oraz metodę Johansena (*Johansen's maximum-likelihood cointegration rank test*).

⁴⁶ Na przykład F. Halicioglu, *An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey*, „Energy Policy” 2009, no. 37(3), s. 1156-1164.

⁴⁷ G.M. Grossman, E. Helpman, *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press, 1991.

⁴⁸ F. Halicioglu, op.cit.

⁴⁹ M. Shahbaz, H.H. Lean, M.S. Shabbir, op.cit., s. 2947-2953.

Model autoregresyjny z rozkładem opóźnień został rozwinięty przez M.H. Pesarana, Y. Shina oraz R.J. Smitha⁵⁰. Może być on stosowany do badania kointegracji, w przypadku gdy zastosowane zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym I(1) lub zerowym I(0). Z tych względów metoda ta jest odpowiednia dla naszej próby badawczej. Ponadto, wcześniejsze badania M.H. Pesarana i Y. Shina pokazują, że zastosowanie tej metody daje dobre i spójne wyniki dla małych prób (krótszych szeregów czasowych)⁵¹.

Reprezentacja ARDL równania (2) do testowania długookresowej relacji zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta obejmuje szacowanie nieograniczonego modelu korekty błędem (*unrestricted error correction model*), który jest sformułowany w następujący sposób:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \rho_{1i} \Delta \ln C_{t-i} & \quad (3) \\ + \sum_{i=1}^l \rho_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \rho_{3i} \Delta (\ln Y_{t-i})^2 & \\ + \sum_{i=1}^n \rho_{4i} \Delta \ln E_{t-i} & \\ + \sum_{i=1}^q \rho_{5i} \Delta \ln T_{t-i} + \alpha_1 \ln C_{t-1} + \alpha_2 \ln Y_{t-1} + \alpha_3 (\ln Y_{t-1})^2 + \alpha_4 \ln E_{t-1} & \\ + \alpha_5 \ln T_{t-1} + \mu_t & \end{aligned}$$

⁵⁰ M.H. Pesaran, Y. Shin, R.J. Smith, *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*, „Journal of applied econometrics” 2001, no. 16(3), s. 289-326.

⁵¹ M.H. Pesaran, Y. Shin, R.P. Smith, *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association” 1999, no. 94(446), s. 621-634.

gdzie Δ jest operatorem różnicy, k, l, m, n oraz q oznaczają rzędy opóźnień, natomiast μ_t jest składnikiem losowym nieskorelowanym czasowo (*serially uncorrelated error term*). M.H. Pesaran i Y. Shin podkreślają, że w przeciwieństwie do innych typów testów kointegracji, model ARDL nie wymaga symetrii rzędów opóźnień, co oznacza, że każda analizowana przez nas zmienna może mieć inną liczbę opóźnień⁵².

W celu weryfikacji wyników przeprowadzonej analizy wykonujemy dodatkowo test kointegracji Johansena⁵³. Wynikiem testu są dwie statystyki: statystyka testu śladu (*trace statistic*) oraz statystyka testu maksymalnej wartości własnej (*eigenvalue statistic*). Istotność statystyki testu śladu i statystyki testu maksymalnej wartości własnej wskazują na kointegrację między zmiennymi. Na przykład hipoteza zerowa dla testu śladu mówi, że nie ma więcej niż r relacji kointegrujących. Alternatywna hipoteza mówi, że liczba równań kointegrujących jest większa niż liczba r przyjęta w hipotezie zerowej.

Przed wykonaniem testów na kointegrację sprawdzamy stacjonarność każdej zmiennej. Wykrycie niestacjonarności umożliwi uniknięcie tzw. regresji pozornej, z którą mamy do czynienia w sytuacjach, gdy modelujemy regresję między zmiennymi, które mają swój własny niezależny trend. Uży-

⁵² Ibidem.

⁵³ S. Johansen, K. Juselius, *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1990, no. 52(2), s. 169-210.

skana w modelowaniu regresja pozorna wskazuje zależności, które w rzeczywistości nie występują, a szeregi zmiennych powiązane ze sobą podobnymi trendami tworzą pozorną zależność. Istnieją różne testy umożliwiające wykrycie niestacjonarności. W naszej analizie wykorzystujemy rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (*ADF*)⁵⁴.

Oszacowanie modelu *ARDL* rozpoczynamy od oszacowania parametrów równania (2) przy użyciu metody najmniejszych kwadratów. Następnie, aby sprawdzić występowanie długookresowej zależności między zmiennymi, przeprowadzamy test F-Fishera. Test F-Fishera weryfikuje hipotezę zerową o braku kointegracji (długoterminowej zależności), w naszym przypadku między emisją dwutlenku węgla per capita i zmiennymi determinującymi: $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$, wobec alternatywnej hipotezy mówiącej, że występuje kointegracja między zmiennymi: $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0$.

Testowanie występowania kointegracji obejmuje porównanie obliczonej statystyki *F* i statystyki *t* z granicami krytycznymi: górną granicą krytyczną i dolną granicą krytyczną. Szeregi zmiennych są skointegrowane, 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)). Jeżeli zarówno statystyka *F*, jak i statystyka *t* są bliższe zera niż wartości krytyczne dla zmien-

⁵⁴ D.A. Dickey, W.A. Fuller, *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, „Journal of the American Statistical Association” 1979, no. 74(366), s. 427-431.

nych $I(0)$ (jeśli p -value jest większe od pożądanego poziomu dla zmiennych $I(0)$), to nie możemy odrzucić hipotezy zerowej. W naszych obliczeniach korzystamy z wartości krytycznych wyznaczonych przez S. Kripfganza i D.C. Schneidera^{55,56}.

S. Kripfganz i D.C. Schneider wykorzystują regresje powierzchni odpowiedzi, aby otrzymać (małą) próbę skończoną i asymptotyczne wartości krytyczne, a także przybliżone wartości p -value, dla dolnej i górnej granicy wszystkich zmiennych niezależnych, które są odpowiednio wyłącznie $I(0)$ lub $I(1)$ (i nie są wzajemnie skointegrowane). Te wartości krytyczne zastępują niemal asymptotyczne wartości krytyczne podane m.in. przez M.H. Pesarana, Y. Shina i R.P. Smitha⁵⁷ oraz wartości krytyczne dla próby skończonej podane przez P.K. Narayana⁵⁸. Należy dodać, że wartości krytyczne wyznaczone przez S. Kripfganza i D.C. Schneidera zależą m.in. od liczby zmiennych niezależnych, liczby współczynników krótkookresowych oraz uwzględnienia wyrazu wolnego lub trendu czasowego.

Następnie sprawdzamy stabilność parametrów modelu ARDL za pomocą testów opartych o reszty rekursywne CUSUM oraz CUSUMSQ. Test CUSUM (*cumulative sum of recursive residu-*

⁵⁵ S. Kripfganz, D.C. Schneider, *ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models*, In Proceedings of the 2018 London Stata Conference, 2018, September.

⁵⁶ S. Kripfganz, D.C. Schneider, *Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2020, forthcoming.

⁵⁷ M.H. Pesaran, Y. Shin, R.P. Smith, op.cit., s. 289-326.

⁵⁸ P.K. Narayan, *The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests*, „Applied Economics” 2005, no. 37(17), s. 1979-1990.

al test) został zaproponowany przez R.L. Browna, J. Durбина i J.M. Evansa⁵⁹. Test ten stosowany jest do analizy stabilności parametrów modeli oszacowanych na podstawie szeregów czasowych, gdy nie jest znany moment zmiany strukturalnej (*structural break*), ale też nie zakłada się, że zmiana strukturalna wystąpi. Dodatkowo sprawdzamy stabilność parametrów modelu za pomocą testu *CUSUMSQ* (*cumulative sum of squared residuals test*) opartego na analizie kwadratów reszt rekursywnych. W odróżnieniu od testu *CUSUM*, wykres oparty jest na skumulowanych sumach kwadratów przeskalowanych reszt rekursywnych. *CUSUMSQ* można stosować w przypadkach, gdzie brak stabilności parametrów modelu ma charakter bardziej przypadkowy niż systematyczny. W obu testach hipoteza zerowa mówiąca o tym, że wszystkie parametry są stabilne, nie może zostać odrzucona, a regresja zostanie uznana za stabilną, jeśli wykresy statystyk *CUSUM* i *CUSUMSQ* pozostaną w krytycznych granicach.

Po zbadaniu długoterminowej relacji między zmiennymi, sprawdzamy występowanie i kierunek związku przyczynowego między emisjami dwutlenku węgla per capita a PKB per capita. Badamy tę zależność w ramach wektorowego modelu korekty błędem *VECM*, który możemy wyrazić równaniem:

⁵⁹ R.L. Brown, J. Durbin, J.M. Evans, *Techniques for testing the constancy of regression relationships over time*, „Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)” 1975, no. 37(2), s. 149-163.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln C_t \\ \Delta \ln Y_t \\ \Delta (\ln Y_t)^2 \\ \Delta \ln E_t \\ \Delta \ln T_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \\ \varphi_3 \\ \varphi_4 \\ \varphi_5 \end{bmatrix} + \sum_{m=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \Phi_{11,m} & \Phi_{12,m} & \Phi_{13,m} & \Phi_{14,m} & \Phi_{15,m} \\ \Phi_{21,m} & \Phi_{22,m} & \Phi_{23,m} & \Phi_{24,m} & \Phi_{25,m} \\ \Phi_{31,m} & \Phi_{32,m} & \Phi_{33,m} & \Phi_{34,m} & \Phi_{35,m} \\ \Phi_{41,m} & \Phi_{42,m} & \Phi_{43,m} & \Phi_{44,m} & \Phi_{45,m} \\ \Phi_{51,m} & \Phi_{52,m} & \Phi_{53,m} & \Phi_{54,m} & \Phi_{55,m} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta \ln C_{t-m} \\ \Delta \ln Y_{t-m} \\ \Delta (\ln Y_{t-m})^2 \\ \Delta \ln E_{t-m} \\ \Delta \ln T_{t-m} \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \\ \zeta_4 \\ \zeta_5 \end{bmatrix} \times (ECM_{t-1}) + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{bmatrix}$$

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

5 ■ Wyniki badania

Rozpoczynamy analizę od badania stacjonarności zmiennych. Informacje o ich stacjonarności są niezbędne do uniknięcia niepoprawnych wyników w zastosowaniu modelu *ARDL*. Jak wcześniej zaznaczyliśmy, podstawowym założeniem badania długookresowych zależności za pomocą modelu *ARDL* jest to, że zmienne powinny być szeregami zintegrowanymi stopnia pierwszego $I(1)$ lub stopnia zerowego $I(0)$. Stacjonarność testujemy za pomocą rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (*ADF*). Wyniki obliczeń dla poszczególnych państw Europy Środkowej znajdują się w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF)

państwo	zmienna	statystyka $Z(t)$ poziom nominalny			statystyka $Z(t)$ pierwsza różnica		
		ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	
Bułgaria	lnC	-1,205	-0,959	-0,975	-5,557***	-5,492***	-5,340***
	lnY	-0,383	-1,386	1,419	-2,465	-2,481	-2,269**
	lnYsq	-0,350	-1,372	1,417	-2,466	-2,487	-2,261**
Chorwacja	lnE	-1,636	-2,290	-0,573	-4,487***	-4,447***	-4,450***
	lnT	-1,391	-2,597	0,931	-5,774***	-5,696***	-5,590***
	lnC	-1,912	-0,970	-0,009	-2,188	-3,762**	-2,346**
Czechy	lnY	-1,723	-0,884	0,832	-2,377	-3,017	-2,232**
	lnYsq	-1,716	-0,896	0,807	-2,357	-2,969	-2,211**
	lnE	-1,640	-0,015	0,057	-1,757	-2,800	-1,994**
Czechy	lnT	-2,009	-2,407	0,789	-4,404***	-4,133**	-4,352***
	lnC	-0,488	-1,870	-1,668	-4,796***	-4,923***	-4,104***
	lnY	-1,133	-2,502	2,141**	-3,306**	-3,293*	-1,978**
Czechy	lnYsq	-1,082	-2,511	2,109**	-3,288**	-3,259*	-1,966**
	lnE	-1,581	-1,403	-0,346	-3,504**	-3,741**	-3,593***
	lnT	-0,433	-3,887**	1,867*	-4,480***	-4,302**	-3,205***

państwo	zmienna	statystyka Z(t) poziom nominalny			statystyka Z(t) pierwsza różnica		
		ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą i z trendem	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą i z trendem
Estonia	lnC	-2,367	-0,136	-5,366***	-5,293***	-5,506***	
	lnY	-1,910	1,753*	-3,315**	-3,799**	-2,337**	
	lnYsq	-1,881	1,658*	-3,393**	-3,812**	-2,392**	
	lnE	-1,528	0,457	-4,889***	-4,747***	-4,802***	
	lnT	-2,239	-0,031	-3,805***	-3,691**	-3,889***	
Węgry	lnC	0,050	-1,539	-2,906*	-2,922	-2,636**	
	lnY	-1,025	2,372**	-2,416	-2,464	-1,295	
	lnYsq	-0,977	2,328**	-2,401	-2,433	-1,289	
	lnE	-1,714	-0,053	-2,768*	-2,706	-2,879***	
	lnT	-2,156	1,632*	-3,139**	-3,952**	-2,385**	
Łotwa	lnC	-1,899	-0,342	-2,733*	-2,661	-2,839***	
	lnY	-1,693	1,311	-3,368**	-3,579*	-2,379**	
	lnYsq	-1,626	1,242	-3,447**	-3,617**	-2,422**	
	lnE	-0,689	0,857	-2,331	-2,232	-2,226**	
	lnT	-0,583	0,790	-3,024**	-3,075	-2,848***	

państwo	zmienna	statystyka Z(t) poziom nominalny			statystyka Z(t) pierwsza różnica		
		ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą i z trendem	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą i z trendem
Litwa	lnC	-2,033	-2,498	-0,103	-3,913***	-3,925**	-4,048***
	lnY	-1,120	-1,995	2,130**	-3,331**	-3,353*	-1,967**
	lnYsq	-1,032	-2,088	2,081**	-3,379**	-3,363*	-1,983**
	lnE	-2,375	-2,324	-0,251	-3,604**	-3,535*	-3,730***
	lnT	-0,791	-3,295*	0,907	-3,534**	-3,576*	-3,359***
Polska	lnC	-2,369	-2,331	-1,446	-2,813*	-2,815	-2,532**
	lnY	-0,996	-2,447	2,543**	-3,234**	-3,243*	-1,191*
	lnYsq	-0,844	-2,546	2,540**	-3,299**	-3,245*	-1,127
	lnE	-2,123	-2,637	-0,516	-2,574	-2,671	-2,619**
	lnT	-1,914	-2,964	2,964***	-4,409***	-4,813***	-2,551**
Rumunia	lnC	-1,287	-2,612	-1,134	-4,270***	-4,186**	-3,862***
	lnY	-0,548	-2,355	2,014**	-3,736**	-3,486*	-2,625**
	lnYsq	-0,498	-2,335	1,993**	-3,674**	-3,440*	-2,579**
	lnE	-2,017	-2,675	-0,744	-3,718**	-3,563*	-3,660***
	lnT	-1,825	-2,808	1,633*	-6,002***	-6,023***	-5,744***

państwo	zmienna	statystyka Z(t) poziom nominalny			statystyka Z(t) pierwsza różnica		
		ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	ze stałą i z trendem	ze stałą i z trendem	bez stałej i bez trendu	
Słowacja	lnC	0,081	-1,409	-2,465**	-4,350***	-4,593***	-3,443***
	lnY	-1,118	-2,203	2,810***	-3,034**	-3,047	-1,496
	lnYsq	-0,992	-2,213	2,785***	-3,081**	-3,063	-1,496
	lnE	0,040	-0,654	-1,125	-3,754***	-4,567***	-3,657***
	lnT	-0,798	-2,813	1,138	-3,982***	-3,897**	-3,656***
Słowenia	lnC	-0,903	-0,334	-0,363	-1,975	-3,306*	-2,014**
	lnY	-2,266	-0,991	1,845*	-2,532	-3,333*	-1,930*
	lnYsq	-2,201	-1,000	1,807*	-2,569	-3,328*	-1,950*
	lnE	-2,794*	-0,836	0,650	-2,041	-3,666**	-2,195**
	lnT	-0,522	-3,157	0,970	-3,792***	-3,948**	-3,602***

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy.

C oznacza emisję dwutlenku węgla per capita, Y PKB per capita, E zużycie energii per capita, T otwartość w handlu zagranicznym.

Rząd opóźnienia wynosi 1 dla poziomu nominalnego i pierwszej różnicy.

***, ** oraz * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5% oraz 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Badania wskazują, że wszystkie analizowane zmienne są zmiennymi zintegrowanymi stopnia pierwszego $I(1)$ lub stopnia zerowego $I(0)$, z wyjątkiem dwóch zmiennych dla Słowenii (\ln PKB per capita oraz kwadratu \ln PKB per capita). Należy jednak dodać, że wartości statystyki $Z(t)$ dla tych zmiennych są bliskie wartości krytycznej przy poziomie istotności 5%. Z tych względów stwierdzamy, że zmienne te charakteryzują się słabym zintegrowaniem stopnia pierwszego. Tak więc możemy wnioskować, że zmienne dla analizowanych państw są zintegrowane na poziomie $I(0)$ lub $I(1)$.

Znając wyniki badania stacjonarności, zaczynamy analizę modelu *ARDL* (*bound testing*) w celu badania kointegracji zmiennych w poszczególnych państwach. Innymi słowy sprawdzamy, czy zachodzą długookresowe związki między analizowanymi zmiennymi, zwracając szczególną uwagę na relację pomiędzy emisją dwutlenku węgla per capita a PKB per capita. Należy zaznaczyć, że testowanie modelu *ARDL* jest wrażliwe na rząd opóźnienia zmiennych. Korzystając z kryterium informacyjnego Akaike'a (*AIC*) oraz kryterium bayesowskiego Schwarza (*BIC*) w celu określenia wymaganego opóźnienia, zauważyliśmy, że istnieje problem z podejściem do testowania modelu *ARDL* z powodu małej liczby obserwacji (liczba obserwacji musi być co najmniej dwa razy większa niż liczba współczynników). Z tego powodu przyjęliśmy rząd opóźnienia 1, minimalizując w ten sposób utratę stopni swobody przy małych próbach.

Test modelu *ARDL* przeprowadzamy bez zmian strukturalnych (*structural breaks*) z powodu małych prób badawczych.

Jak zaznaczaliśmy wcześniej, stosujemy wartości krytyczne S. Kripfganza i D.C. Schneidera (2018, 2020). Wyniki badań zostały przedstawione w tabeli 4. Wskazują one na kointegrację zmiennych (ze zmienną emisją dwutlenku węgla per capita jako zależną) w dziewięciu państwach: Bułgarii, Chorwacji, Estonii, Łotwie, Polsce, Węgrzech, Rumunii, Słowacji i Słowenii. Obliczone statystyki F i t dla tych dziewięciu państw są wyższe niż wartości krytyczne dla zmiennych $I(1)$, jednocześnie p -value jest niższe od pożądanego poziomu dla zmiennych $I(1)$. Możemy zatem w tych dziewięciu przypadkach odrzucić hipotezę zerową o braku związku między zmiennymi. Inaczej kształtują się wyniki obliczeń dla Czech i Litwy. Obliczone statystyki F i t znajdują się bliżej zera niż wartości krytyczne dla zmiennych $I(0)$, a także p -value jest większe od pożądanego poziomu dla zmiennych $I(0)$. Dlatego w przypadku tych dwóch państw nie możemy odrzucić hipotezy zerowej o braku związków między zmiennymi. Podsumowując, wyniki przedstawione w tabeli 4 wskazują, że istnieje kointegracja – długookresowa zależność (równowaga w stanie ustalonym) – między zmiennymi modelu w przypadku dziewięciu państw.

Mając potwierdzoną kointegrację zmiennych w dziewięciu państwach, w kolejnym kroku szacujemy długookresowe współczynniki równania (3), aby zbadać, czy zachodzą w tych państwach związki określone poprzez hipotezę środowiskowej krzywej Kuznetsa. W tabeli 5 zostały przedstawione wyniki oszacowania długookresowych współczynników równania (2).

Tabela 4. Wyniki testu kointegracji na podstawie modelu ARDL (wartości krytyczne Kripfganza i Schneidera)

państwo	wynik kointegracja	wybrany model	statystyki	granice krytyczne Kripfganza i Schneidera (2018, 2020)											
				poziom istotności 10%		poziom istotności 5%		poziom istotności 1%		Granica I(0)		Granica I(1)			
				I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)		
Bułgaria	kointegracja	ARDL (1 0 0 0 0)	F 22,946***	2,728	3,931	3,320	4,683	4,742	6,475	0,000	0,000				
			t -10,398***	-2,574	-3,679	-2,929	-4,096	-3,660	-4,947	0,000	0,000				
Chorwacja	kointegracja	ARDL (1 0 0 0 0)	F 20,634***	3,060	4,426	3,878	5,515	6,081	8,429	0,000	0,000				
			t -5,597***	-2,591	-3,700	-3,013	-4,220	-3,936	-5,363	0,001	0,007				
Czechy	brak	ARDL (1 0 0 1 0)	F 1,062	2,924	4,269	3,664	5,249	5,591	7,790	0,605	0,855				
	związku		t -1,949	-2,568	-3,679	-2,970	-4,167	-3,832	-5,216	0,254	0,589				
Estonia	kointegracja	ARDL (1 0 0 1 1)	F 7,651**	2,959	4,365	3,742	5,415	5,838	8,198	0,003	0,013				
			t -3,866*	-2,554	-3,674	-2,971	-4,182	-3,872	-5,286	0,010	0,077				
Węgry	kointegracja	ARDL (1 1 0 0 0)	F 22,305***	2,896	4,226	3,615	5,176	5,470	7,614	0,000	0,000				
			t -8,906***	-2,567	-3,677	-2,963	-4,156	-3,808	-5,180	0,000	0,000				
Łotwa	kointegracja	ARDL (1 1 0 0 1)	F 24,443***	3,088	4,560	3,973	5,753	6,455	9,048	0,000	0,000				
			t -8,057***	-2,560	-3,687	-3,002	-4,233	-3,981	-5,449	0,000	0,000				
Litwa	brak	ARDL (1 0 1 0 0)	F 2,373	3,074	4,493	3,926	5,634	6,268	8,738	0,185	0,406				
	związku		t -2,114	-2,576	-3,694	-3,008	-4,226	-3,959	-5,406	0,197	0,504				

państwo	wynik kointegracja	wybrany model	statystyki	granice krytyczne Kripfganza i Schneidersa (2018, 2020)						p-value	
				poziom istotności 10%		poziom istotności 5%		poziom istotności 1%			
				I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)		Granica I(0)
Polska	kointegracja	ARDL (1 0 1 1)	F 9,228*** t -6,077***	3,050 -2,542	4,548 -3,674	3,924 -2,984	5,732 -4,219	6,374 -3,959	8,998 -5,427	0,002 0,000	0,009 0,004
Rumunia	kointegracja	ARDL (1 1 0 1)	F 19,800*** t -9,231	2,896 -2,552	4,266 -3,669	3,630 -2,955	5,245 -4,157	5,548 -3,818	7,785 -5,204	0,000 0,000	0,000 0,000
Słowacja	kointegracja	ARDL (1 0 0 0)	F 13,175*** t -6,334***	2,923 -2,584	4,225 -3,687	3,644 -2,978	5,173 -4,165	5,499 -3,821	7,600 -5,188	0,000 0,000	0,001 0,001
Słowenia	kointegracja	ARDL (1 1 0 0)	F 14,588*** t -6,271***	2,924 -2,568	4,269 -3,679	3,664 -2,970	5,249 -4,167	5,591 -3,832	7,790 -5,216	0,000 0,000	0,000 0,002

H0: brak związku między zmiennymi.

H0 brak podziałów 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 odżądanego poziomu dla zmiennych I(0)).

H0 odrzucamy, jeśli zarówno statystyka F, jak i statystyka t są bardziej skrajnie niż wartości krytyczne dla zmiennych I(1) (jeśli p-value jest mniejsze odżądanego 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% oraz 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Tabela 5. Wyniki oszacowania długookresowych współczynników zmienna zależna lnC (ln emisji dwutlenku węgla per capita)

Państwo	emc_{t-1}	lnY	lnYsq	lnE	lnT
Bułgaria	-0,9279025*** (-10,40)	-7,132273 (-1,46)	0,4084599 (1,43)	1,512325*** (22,45)	0,0763897 (0,98)
Chorwacja	-0,7160752*** (-5,60)	1,207842 (0,15)	-0,0986388 (-0,22)	2,029567*** (10,11)	0,3750321** (2,27)
Czechy	brak związku				
Estonia	-0,515706*** (-3,87)	-1,584854 (-0,65)	0,0857118 (0,66)	0,4912333** (2,35)	0,1529776 (1,33)
Węgry	-0,7190076*** (-8,91)	6,922897 (1,15)	-0,3886803 (-1,21)	1,747893*** (13,17)	-0,0756772* (-1,82)
Łotwa	-0,8154661*** (-8,06)	-4,102585 (-1,59)	0,2141292 (1,49)	1,740268*** (7,11)	-2,2719155 (-2,96)
Litwa	brak związku				
Polska	-1,443825*** (-6,08)	3,393525*** (7,04)	-0,1944176*** (-7,69)	1,054645*** (40,71)	0,0265788 (0,93)
Rumunia	-0,9919402*** (-9,23)	-3,024831 (-1,11)	0,1677077 (1,07)	1,292806*** (19,87)	-0,1872444*** (-3,13)
Słowacja	-0,7125795*** (-6,33)	-9,614154** (-2,19)	0,5059201** (2,14)	1,773542*** (4,92)	-0,124479 (-0,98)
Słowenia	-0,6979881*** (-6,27)	-22,26621*** (-3,38)	1,105588*** (3,30)	1,85127*** (7,69)	-0,1913531 (-1,54)

Liczby w nawiasach przedstawiają statystykę t, emc_{t-1} – mechanizm korekty błędem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Przypomnijmy, że zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta w kształcie odwróconej litery U, zależność wymaga, aby współczynniki $\beta_1 > 0$ i $\beta_2 < 0$. Przedstawione w tabeli 5 obliczenia wskazują, że związek określony hipotezą występuje tylko w przypadku Polski, gdzie $\beta_1 > 0$ (3,39 na poziomie istotności 1%) i $\beta_2 < 0$ (minus 0,19 na poziomie

istotności 1%). W przypadku Chorwacji i Węgier również obserwujemy współczynniki spełniające warunki $\beta_1 > 0$ i $\beta_2 < 0$, ale są one nieistotne statystycznie. Z tych względów nie możemy stwierdzić, że zmienne zachowują się zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuznetsa. Na uwagę zasługuje fakt, że w przypadku Słowacji i Słowenii współczynniki są istotne statystycznie, ale $\beta_1 < 0$ i $\beta_2 > 0$, co wskazuje, że istnieje związek między zmiennymi, ale nie w sposób określony przez hipotezę środowiskowej krzywej Kuznetsa. Warianty tych związków zostały szczegółowo opisane m.in. przez M. Shahbaza i A. Sinha⁶⁰.

Jak wspomniano wcześniej, spodziewamy się, że w naszej analizie modelu ARDL wzrost zużycia energii per capita ma pozytywny związek ze wzrostem emisji dwutlenku węgla per capita. Oznacza to, że współczynnik β_3 powinien być dodatni i istotny statystycznie. Wyniki przedstawione w tabeli 5 wskazują, że dla wszystkich analizowanych państw współczynnik β_3 jest zarówno dodatni, jak i istotny statystycznie. Na przykład, wyniki dla Węgier wskazują, że elastyczność długookresowa β_3 emisji dwutlenku węgla per capita ($\ln C$) w odniesieniu do zużycia energii per capita ($\ln E$) wynosi w przybliżeniu 1,75, co oznacza, że wzrost zużycia energii o 1% powoduje wzrost emisji dwutlenku węgla o 1,75%. Współczynnik przy czynniku korekty błędem dla Węgier wynosi -0,719, co sugeruje, że odchylenia wartości emisji dwu-

⁶⁰ M. Shahbaz, A. Sinha, op.cit., s. 1-83.

tlenku węgla per capita od długookresowej równowagi korygowane są w 71,9% w pierwszym roku. Należy zauważyć, że w tym przypadku szybkość korekcji jest duża i zarazem istotna statystycznie, co może sugerować niewielką kontrolę nad wzrostem (odchyleniami) emisji dwutlenku węgla. Zgodnie z oczekiwaniami znak współczynnika β_4 jest różny. Jednak większym problem współczynnika β_4 jest jego nieistotność, z wyjątkiem Chorwacji i Rumunii.

W celu sprawdzenia wyników przeprowadzonej analizy wykonujemy dodatkowo test kointegracji Johansena. Za pomocą tego testu badamy rząd kointegracji, obliczając statystyki testu śladu oraz testu maksymalnej wartości własnej. Z uwagi na małą liczbę obserwacji uwzględnione w obliczeniach maksymalne opóźnienie wynosi 2. Na marginesie zaznaczmy, że testy rzędu opóźnienia otrzymane na podstawie kryteriów informacyjnych Akaike'a (ACI) oraz Schwarz'a (SBC) w wielu przypadkach wskazywały na większe opóźnienia, ale powodowały problemy w dalszych obliczeniach.

W tabeli 6 przedstawiono wyniki obliczeń statystyk testu śladu oraz maksymalnej wartości własnej. Przyjmując poziom istotności 5% w weryfikacji hipotez o istnieniu kointegracji, możemy stwierdzić, że we wszystkich analizowanych państwach występuje co najmniej jeden związek kointegracyjny między zmiennymi.

W kolejnym kroku sprawdzamy stabilność parametrów modelu za pomocą testów *CUSUM* oraz *CUSUMSQ*. Testy polegają na wyznaczeniu pary prostych leżących symetrycznie,

Tabela 6. Wyniki testu kointegracji metodą Johansena: wartości statystyk dla testu śladu oraz maksymalnej wartości własnej

państwo	Statystyka testu śladu			Statystyka maksymalnej wartości własnej		
	maksymalny rząd kointegracji	test śladu	wartość krytyczna 5%	maksymalny rząd kointegracji	wartość własna	wartość krytyczna 5%
Bułgaria	2	6,5735	12,53	3	6,4521	11,44
Chorwacja	3	6,5735	12,53	3	6,4521	11,44
Czechy	2	23,1559	24,31	1	21,0415	23,80
Estonia	2	16,7707	24,31	2	11,6739	17,89
Węgry	4	3,0253	3,84	4	3,0253	3,84
Łotwa	1	32,9198	39,89	1	13,5667	23,80
Litwa	3	8,0099	15,41	3	7,9666	14,07
Polska	1	39,8512	39,89	0	29,3755	30,04
Rumunia	4	2,0856	3,84	4	2,0856	3,84
Słowacja	2	19,6038	24,31	2	13,9347	17,89
Słowenia	3	7,9118	12,53	3	7,4636	11,44

Model nie uwzględnia trendu ani stałej, z wyjątkiem Litwy, gdzie uwzględniono nieograniczony wyraz wolny.

Maksymalny rząd opóźnienia wynosi 2.

Odrzucenie hipotezy na poziomie istotności 5%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

których prawdopodobieństwo przekroczenia wynosi w naszym przypadku 5%. Jeśli obserwujemy na wykresie przekroczenie górnej lub dolnej linii krytycznej, to możemy wnioskować o wystąpieniu punktu zwrotnego w danym momencie. Oznacza to odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 5%, czyli stwierdzamy, że model nie jest stabilny w badanym okresie. Wyniki testów przedstawiają rysunki zamieszczone w aneksie (rysunek 5 oraz rysunek 6). Przeprowadzone

testy *CUSUM* wskazują na stabilność parametrów modeli dla analizowanych państw z nieznacznym przekroczeniem linii krytycznych w przypadku Węgier, Łotwy, Polski i Słowacji. Natomiast test *CUSUMSQ* w przypadku Chorwacji, Estonii i Rumunii pokazuje znaczne przekroczenie linii krytycznych. Przypomnijmy, że testy *CUSUMSQ* możemy stosować w przypadkach, gdzie brak stabilności modelu ma charakter bardziej przypadkowy niż systematyczny.

Na ostatnim etapie badań sprawdzamy występowanie i kierunek związku przyczynowego między emisjami dwutlenku węgla per capita a PKB per capita. Badamy tę zależność w ramach wektorowego modelu korekty błędem (*VECM*). W celu uproszczenia analizy zakładamy, że liczba równań skointegrowanych wynosi jeden. Zgodnie z hipotezą środowiskowej krzywej Kuzneta badamy występowanie i kierunek związku przyczynowego między emisją dwutlenku węgla per capita a PKB per capita. Tak więc ograniczamy prezentację wyników analizy modelu *VECM* do dwóch zmiennych (tabela 7 oraz tabela 8). Przyczynowość badamy we wszystkich państwach z wyjątkiem Węgier. Zmienne dla tego kraju nie są zintegrowane w tym samym stopniu (zob. tabela 3. Wyniki rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (*ADF*)), co niestety uniemożliwia nam zastosowanie modelu *VECM*.

W tabelach 7 i 8 przedstawiono długo- i krótkookresowe relacje między zmiennymi. W tabeli 7 przedstawiono oszacowania parametrów równania dla zmiennej zależnej emisja

dwutlenku węgla per capita. W przypadku Chorwacji, Czech, Estonii, Polski, Rumunii i Słowacji obserwujemy ujemną ocenę parametru przy składniku korekty błędem (ECT_{t-1}), co wskazuje na konwergencję modelu do równowagi długookresowej. Należy jednak zaznaczyć, że ocena tego parametru jest ujemna i zarazem parametr jest istotny tylko dla Polski (na poziomie 5%) oraz dla Czech (na poziomie 10%). W przypadku badania krótkookresowego wpływu PKB per capita na zmienną emisja dwutlenku węgla per capita widzimy, że wartości i istotność statystyk wskazują na rzadkie występowanie związku przyczynowego w badanych państwach (tabela 7). Istotny wpływ obserwujemy jedynie w Chorwacji, Czechach, Rumunii i Słowacji. Tak więc jednoczesne krótko- i długookresowe zależności występują tylko w Czechach.

W tabeli 8 pokazujemy wyniki estymacji parametrów równania dla zmiennej zależnej PKB per capita. Ujemna ocena parametru przy składniku korekty błędem występuje tylko na Łotwie (na poziomie istotności 1%) i Estonii (na poziomie istotności 5%). W przypadku efektów krótkookresowych istnieje znaczący wpływ emisji dwutlenku węgla per capita na PKB per capita jedynie w Rumunii (na poziomie istotności 5%). Tak więc przeprowadzona analiza występowania i kierunków związku przyczynowego między emisjami dwutlenku węgla per capita a PKB per capita wskazuje niestety na sporadyczne związki.

Tabela 7. Wyniki oszacowania parametrów modelu VECM dla zmiennej zależnej ln emisyj dwutlenku węgla per capita $\text{vec ln C ln Y ln Ysq ln E ln T, trend(constant)}$

zmienna zależna $\Delta \ln C$ /państwo	typ relacji przyczynowej				ECT_{t-1}
	krótkookresowe		długookresowe		
	$\Delta \ln Y_{t-1}$	$\Delta (\ln Y_{t-1})^2$	$\Delta \ln E_{t-1}$	$\Delta \ln T_{t-1}$	
Bulgaria	19,52732 (0,334)	-1,141072 (0,340)	0,2777692 (0,657)	0,1403034 (0,304)	0,1085911 (0,625)
Chorwacja	44,48498*** (0,000)	-2,27491*** (0,000)	-0,9074855 (0,229)	-0,1295292 (0,507)	-0,0292138 (0,889)
Czechy	37,55787** (0,023)	-1,893389** (0,025)	-0,7194569 (0,186)	0,1027063 (0,530)	-0,5910012* (0,108)
Estonia	-5,671992 (0,73)	0,2951767 (0,739)	-1,253437 (0,293)	-0,411933 (0,203)	-0,2695648 (0,760)
Łotwa	10,00946 (0,623)	-0,5446163 (0,617)	1,440446 (0,205)	-0,0190665 (0,958)	0,0748077 (0,448)
Litwa	22,12051 (0,392)	-1,186595 (0,389)	0,0164719 (0,961)	0,328258 (0,229)	0,2042606 (0,472)
Polska	-5,761343 (0,440)	0,3983925 (0,353)	-1,274876 (0,503)	-0,1517343 (0,327)	-6,922366** (0,018)
Rumunia	27,44555*** (0,003)	-1,551871*** (0,003)	-1,099496* (0,060)	0,1992621 (0,125)	-0,2062757 (0,275)
Słowacja	18,29915** (0,021)	-0,9652483** (0,020)	-0,2777244 (0,610)	0,2744206** (0,049)	0,0435621 (0,648)
Słowenia	-21,44961 (0,583)	1,093192 (0,575)	0,2635823 (0,753)	0,1410367 (0,490)	-0,1098107 (0,154)

Liczby w nawiasach przedstawiają statystykę p-value.

Maksymalny rząd opóźnienia (maxlags) wynosi 2.

***, ** oraz * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5% oraz 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

**Tabela 8. Wyniki oszacowania parametrów modelu VECM dla zmiennej zależnej ln PKB per capita
vec lnC lnY lnYsq lnE lnT, trend(constant)**

zmienna zależna $\Delta \ln Y$ /państwo	typ relacji przyczynowej				długookresowe ECT_{t-1}
	$\Delta \ln C_{t-1}$	$\Delta (\ln Y_{t-1})^2$	$\Delta \ln E_{t-1}$	$\Delta \ln T_{t-1}$	
Bulgaria	0,0473663 (0,808)	0,4506616 (0,491)	0,1244479 (0,716)	-0,1061008 (0,155)	0,1046299 (0,389)
Chorwacja	-0,1204909 (0,783)	-0,4228583 (0,496)	0,1330792 (0,858)	0,0707448 (0,714)	0,048466 (0,815)
Czechy	0,1178013 (0,697)	-0,6149802 (0,288)	-0,3170827 (0,395)	0,082952 (0,459)	-0,1769793 (0,482)
Estonia	-0,0736962 (0,891)	0,7375369 (0,137)	0,1636688 (0,806)	0,0553634 (0,760)	-1,178289** (0,017)
Łotwa	0,1572548 (0,629)	1,002061 (0,056)	-0,0079399 (0,988)	-0,0906455 (0,606)	-0,1420247*** (0,003)
Litwa	-4,636562 (0,804)	0,2573678 (0,797)	-0,21239 (0,379)	0,0025929 (0,990)	-0,1481043 (0,472)
Polska	0,9298013 (0,300)	-0,1690673 (0,440)	-0,08010967 (0,411)	-0,0861874 (0,276)	-1,84046 (0,219)
Rumunia	0,6795092** (0,021)	1,465229 (0,805)	-0,0702363 (0,834)	-0,6420375 (0,086)	0,1624228 (0,183)
Słowacja	0,1481264 (0,568)	-0,5052178* (0,105)	-0,6785857* (0,097)	0,1931795* (0,065)	-0,0918972 (0,199)
Słowenia	0,0536932 (0,858)	0,3428979 (0,767)	-0,709142 (0,154)	0,1019946 (0,400)	-0,0668872 (0,143)

Liczy w nawiasach przedstawiają statystykę p-value.

Maksymalny rząd opóźnienia (maxlags) wynosi 2.

***, ** oraz * oznaczają odpowiednio poziom istotności 1%, 5% oraz 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzona analiza transformacji, wzrostu gospodarczego oraz degradacji środowiska w państwach Europy Środkowej pozwoliła na sformułowanie kilku wniosków. Po pierwsze, przedstawiona w opracowaniu ogólna charakterystyka ścieżek transformacji i wzrostu gospodarczego wskazuje, że obserwowane w latach 90. XX w. przemiany gospodarcze w Europie Środkowej miały zróżnicowanie przestrzenne. Po drugie, transformacja gospodarcza w państwach położonych bliżej zachodu Europy zachodziła szybciej, na co wskazują wyższe wskaźniki transformacji opracowane przez monitorujący ten proces Europejski Bank Odbudowy i Rozwoju. Lidera-

mi przemian były wówczas państwa Grupy Wyszehradzkiej, które znajdowały się w korzystnym położeniu o tyle, że nie były „produktem” rozpadu imperium sowieckiego. Po trzecie, zauważalne jest, że w kolejnych latach wzrost gospodarczy w regionie był stymulowany przez proces integracji europejskiej. Oprócz sprzyjających wzrostowi gospodarczemu procesów liberalizacji podjęte zostały działania w ramach europejskiej polityki spójności, mającej przede wszystkim na celu wyrównanie poziomów rozwoju gospodarczego. Należy przy tym odnotować fakt, że nie wszystkie państwa Unii Europejskiej z Europy Wschodniej wykazują wolę szybkiego wprowadzenia wspólnej waluty (euro). Po czwarte, porównując zmianę PKB per capita w latach 1995 i 2019, możemy stwierdzić, że liderami wzrostu gospodarczego są państwa bałtyckie: Litwa, Estonia i Łotwa, które charakteryzują się zbliżoną polityką gospodarczą (m.in. w zakresie procesu transformacji i integracji), włącznie z wyróżniającym się w tym regionie przystąpieniem do strefy euro. Po piąte, badane państwa Europy Środkowej charakteryzują się znaczną emisją dwutlenku węgla per capita na tle pozostałych państw Unii Europejskiej. W ostatnich latach obserwujemy jednak spadki tych wartości z wyjątkiem państw bałtyckich: Estonii, Łotwy i Litwy, które – jak zaznaczaliśmy wcześniej – charakteryzują się najszybszym wzrostem PKB per capita w regionie.

Kolejna grupa wniosków dotyczy badania, czy zachodzą długookresowe związki pomiędzy emisją dwutlenku węgla per capita (degradacją środowiska) a PKB per capita (rozwojem

gospodarczym). Wyniki analizy przeprowadzonej na podstawie modelu *ARDL* wskazują na długookresowe związki (kointegracje) pomiędzy emisją dwutlenku węgla per capita a pozostałymi zmiennymi modelu (PKB per capita, zużycie energii per capita i otwartość handlową) w dziewięciu państwach: Bułgarii, Chorwacji, Estonii, Łotwie, Polsce, Węgrzech, Rumunii, Słowacji i Słowenii. Keintegrację potwierdzają testy Johansena. Co ciekawe, związek określony hipotezą środowiskowej krzywej Kuznetsa (w kształcie odwróconej litery *U*), a więc długookresową relacją pomiędzy emisją dwutlenku węgla per capita a PKB per capita, występuje tylko w Polsce. Należy dodać, że współczynniki spełniające warunki tej hipotezy występują również w przypadku Chorwacji i Węgier, jednak są one statystycznie nieistotne. Na uwagę zasługuje też fakt, że w przypadku Słowacji i Słowenii występują istotne statystycznie związki między emisją dwutlenku węgla per capita a PKB per capita, jednak nie w sposób określony przez hipotezę środowiskowej krzywej Kuznetsa. Bezdyskusyjnie wyniki badania związków długookresowych zostały zdominowane przez relacje emisji dwutlenku węgla ze zużyciem energii. We wszystkich analizowanych państwach wzrost zużycia energii per capita ma pozytywny/dodatni i istotny statystycznie związek ze wzrostem emisji dwutlenku węgla per capita. Przeprowadzone testy *CUSUM* wskazują na stabilność parametrów modeli dla analizowanych państw z nieznanym przekroczeniem linii krytycznych w przypadku Węgier, Łotwy, Polski i Słowacji. Natomiast testy *CUSUMSQ* pokazują

znaczne przekroczenie linii krytycznych dla Chorwacji, Estonii i Rumunii.

Na ostatnim etapie badań sprawdzamy występowanie i kierunek związku przyczynowego między emisjami dwutlenku węgla per capita a PKB per capita, wykorzystując model *VECM*. Konwergencję modelu do równowagi długookresowej obserwujemy w Chorwacji, Czechach, Estonii, Polsce, Rumunii i Słowacji. Jednak wynik jest istotny statystycznie tylko dla Polski i Czech. W przypadku badania krótkookresowego wpływu PKB per capita na zmienną emisja dwutlenku węgla per capita, wartości i istotność statystyk wskazują na rzadkie występowanie związku przyczynowego w badanych państwach. Istotny wpływ obserwujemy jedynie w Chorwacji, Czechach, Rumunii i Słowacji. Niewątpliwie tak zróżnicowane wyniki wskazują na potrzebę przeprowadzenia dalszych badań, w ramach których mogłyby zostać zidentyfikowane przyczyny tych rozbieżności. Ponadto, sugerują one, że rozwiązanie problemu degradacji środowiska wymaga zindywidualizowanych polityk w poszczególnych analizowanych państwach.

Bibliografia

- Acaravci A., Ozturk I., *On the relationship between energy consumption, CO₂ emissions and economic growth in Europe*, „Energy” 2010, no. 35(12), s. 5412-5420.
- Ahmad N., Du L., Lu J., Wang J., Li H.Z., Hashmi M.Z., *Modelling the CO₂ emissions and economic growth in Croatia: Is there any environmental Kuznets curve?*, „Energy” 2017, no. 123, s. 164-172.
- Allard A., Takman J., Uddin G.S., Ahmed A., *The N-shaped environmental Kuznets curve: an empirical evaluation using a panel quantile regression approach*, „Environmental Science and Pollution Research” 2018, no. 25(6).
- Andreoni J., Levinson A., *The simple analytics of the environmental Kuznets curve*, „Journal of Public Economics” 2001, no. 80, s. 269-286.

- Bajko Z., Józwick B., Szewczak M. (red.), *Fundusze Unii Europejskiej w Polsce na lata 2007-2013*, Lublin 2009.
- Bałtowski M., Miszewski M., *Transformacja gospodarcza w Polsce*, Warszawa 2007.
- Bąk M., *Europa Środkowa i Wschodnia wobec wyzwania transformacyjnego*, Gdańsk 2006.
- Ben-David D., *Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence*, „The Quarterly Journal of Economics” 1993, vol. 108, no. 3.
- Brown R.L., Durbin J., Evans J.M., *Techniques for testing the constancy of regression relationships over time*, „Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)” 1975, no. 37(2).
- Cieślak A., Rokicki B., *Cohesion Policy in the EU New Member States*, „Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej” 2011, no. 9, z. 4: Polityka spójności i sąsiedztwa Unii Europejskiej.
- Copeland B.R., Taylor M.S., *Trade, Growth, and the Environment*, „Journal of Economic Literature” 2004, no. 42(1).
- de Bruyn S.M., Heintz R.J., *The environmental Kuznets curve hypothesis*, [w:] J. van den Bergh (ed.), *Handbook of Environmental and Resource Economics*, Oxford 2002.
- Destek M.A., Ulucak R., Dogan E., *Analyzing the environmental Kuznets curve for the EU countries: the role of ecological footprint*, „Environmental Science and Pollution Research” 2018, no. 25(29).
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, „Journal of the American Statistical Association” 1979, no. 74(366), s. 427-431.
- European Bank for Reconstruction and Development, *Transition report 1999. Ten years of transition*, London 1999.
- Falvey R., *Trade liberalization and factor price convergence*, „Journal of International Economics” 1999, vol. 49, no. 1.
- Gill A.R., Viswanathan K.K., Hassan S., *The Environmental Kuznets Curve (EKC) and the environmental problem of the day*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2018, no. 81(part 2), s. 1636-1642.

- Grossman G.M., Helpman E., *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press, 1991.
- Grossman G.M., Krueger A.B., *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement*, „NBER Working Paper Series” 1991, no. 3914.
- Gruszecki L., Józwick B., *Teoretyczne rekonstrukcje środowiskowej krzywej Kuzneta*, „Gospodarka Narodowa” 2019, no. 299(3), s. 95-117.
- Gruszecki L., Kyophilavong P., Józwick B., *Transformacja, wzrost gospodarczy i środowisko przyrodnicze w państwach Europy Środkowej i Wschodniej*, „Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej” 2019, no. 17, z. 1: Transformacje w Europie Środkowej i Wschodniej 1989-2019.
- Halicioğlu F., *An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey*, „Energy Policy” 2009, no. 37(3), s. 1156-1164.
- Henrekson M., Torstensson J., Torstensson R., *Growth effects of European integration*, „European Economic Review” 1997, no. 41(8).
- Holtz-Eakin D., Selden T.M., *Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth*, „NBER Working Paper Series” 1995, no. 57(1), s. 85-101.
- Iwata H., Okada K., Samreth S., *Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO₂ in France: the role of nuclear energy*, „Energy Policy” 2010, no. 38(8), s. 4057-4063.
- Jaforullah M., King A., *The econometric consequences of an energy consumption variable in a model of CO₂ emissions*, „Energy Economics” 2017, no. 63, s. 84-91.
- Jalil A., Mahmud S.F., *Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: A cointegration analysis for China*, „Energy Policy” 2009, no. 37(12), s. 5167-5172.
- Johansen S., Juselius K., *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1990, no. 52(2), s. 169-210.
- Józwick B., *Realna konwergencja gospodarcza państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowej i Wschodniej. Transformacja, integracja i polityka spójności*, Warszawa 2017.

- Józwik B., Sagan M. (red.), *Eastern Poland. Development challenges*, Lublin 2013.
- Kasman A., Duman Y.S., *CO₂ emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis*, „Economic Modelling” 2015, no. 44.
- Kasuga H., Takaya M., *Does inequality affect environmental quality? Evidence from major Japanese cities*, „Journal of Cleaner Production” 2017, no. 142, s. 3689-3701.
- Kijima M., Nishide K., Ohya A., *Economic models for the environmental Kuznets curve. A survey*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 2010, no. 34(7).
- Kisswani K.M., Harraf A., Kisswani A.M., *Revisiting the environmental kuznets curve hypothesis: evidence from the ASEAN-5 countries with structural breaks*, „Applied Economics” 2019, no. 51(17), s. 1855-1868.
- Kohler M., *CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade: A South African perspective*, „Energy Policy” 2013, no. 63, s. 1042-1050.
- Kołodko G.W., Tomkiewicz J. (red.), *20 lat transformacji. Osiągnięcia, problemy, perspektywy*, Warszawa 2009.
- Komunikat Komisji. EUROPA 2020. Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu, KOM(2010) 2020 wersja ostateczna, Bruksela, 3.3.2010.
- Kripfganz S., Schneider D.C., *ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models*, In Proceedings of the 2018 London Stata Conference, 2018, September.
- Kripfganz S., Schneider D.C., *Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2020, forthcoming.
- Lapinskienė G., Tvaronavičienė M., Vaitkus P., *Greenhouse gases emissions and economic growth-evidence substantiating the presence of environmental Kuznets curve in the EU*, „Technological and Economic Development of Economy” 2014, no. 20(1).
- Latoszek E., *Integracja europejska. Mechanizmy i wyzwania*, Warszawa 2007.

- Lopez R., *The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization*, „Journal of Environmental Economics and Management” 1994, no. 27, s. 163-184.
- Matkowski Z., Próchniak M., *Real economic convergence in the EU accession countries*, „International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies” 2004, vol. 1, no. 3.
- McConnell K.E., *Income and the demand for environmental quality*, „Environment and Development Economics” 1997, no. 2(2), s. 383-399.
- Narayan P.K., *The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Co-integration Tests*, „Applied Economics” 2005, no. 37(17), s. 1979-1990.
- Nasreen S., Anwar S., Ozturk I., *Financial stability, energy consumption and environmental quality: Evidence from South Asian economies*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2017, no. 67, s. 1105-1122.
- O'Rourke K.H., *Economic Integration and Convergence: An Historical Perspective*, „Journal of Economic Integration” 1999, vol. 14, no. 2.
- Ozatac N., Gokmenoglu K.K., Taspinar N., *Testing the EKC hypothesis by considering trade openness, urbanization, and financial development: the case of Turkey*, „Environmental Science and Pollution Research” 2017, no. 24(20), s. 16690-16701.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J., *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*, „Journal of applied econometrics” 2001, no. 16(3), s. 289-326.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P., *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association” 1999, no. 94(446), s. 621-634.
- Próchniak M., *Determinants of economic growth in Central and Eastern Europe: the global crisis perspective*, „Post-communist economies” 2011, no. 23(4), s. 449-468.
- Rapacki R., Próchniak M., *EU membership and economic growth: Empirical evidence for the CEE countries*, „The European Journal of Comparative Economics” 2019, no. 16(1).

- Shafik N., Bandyopadhyay S., *Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence*, World Bank Publications 1992, vol. 904.
- Shahbaz M., Lean H.H., Shabbir M.S., *Environmental Kuznets Curve hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger causality*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2012, no. 16(5), s. 2947-2953.
- Shahbaz M., Ozturk I., Afza T., Ali A., *Revisiting the environmental Kuznets curve in a global economy*, „Renewable and Sustainable Energy Reviews” 2013, no. 25(C), s. 494-502.
- Shahbaz M., Sinha A., *Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emission: A Literature Survey*, „MPRA Paper” 2018, s. 1-83.
- Sharif A., Afshan S., Chrea S., Amel A., Khan S.A.R., *The role of tourism, transportation and globalization in testing environmental Kuznets curve in Malaysia: new insights from quantile ARDL approach*, „Environmental Science and Pollution Research” 2020, no. 27, s. 25494-25509.
- Sinha A., Shahbaz M., *Estimation of Environmental Kuznets Curve for CO₂ emission: Role of renewable energy generation in India*, „Renewable Energy” 2018, no. 119, s. 703-711.
- Soytas U., Sari R., Ewing B.T., *The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: An ARDL approach*, „Energy Economics” 2008, no. 30, s. 2302-2313.
- Ther Ph., *Nowy ład na starym kontynencie. Historia neoliberalnej Europy*, Warszawa 2015.
- Torras M., Boyce J.K., *Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve*, „Ecological Economics” 1998, no. 25, s. 147-160.
- Velde D.W., *Regional Integration. Growth and Convergence*, „Journal of Economic Integration” 2011, no. 26(1).
- Williamson J.G., *Globalization, Convergence, and History*, „The Journal of Economic History” 1996, vol. 56, no. 2.

ANEKS

Tabela 9. Charakterystyka opisowa zmiennej emisja dwutlenku węgla per capita (w tonach)

Państwo	liczba obserwacji	średnia	odchylenie standardowe	minimum	maksimum
Bułgaria	35	7,32	1,71	5,33	10,22
Czechy	24	11,40	1,10	9,23	13,39
Estonia	23	12,48	1,08	10,64	14,67
Chorwacja	20	4,65	0,56	3,68	5,53
Węgry	25	5,44	0,58	4,19	6,42
Litwa	20	4,21	0,36	3,48	4,69
Łotwa	20	3,40	0,32	2,68	3,85
Polska	21	8,15	0,46	7,52	9,21
Rumunia	25	4,75	0,89	3,49	7,50
Słowacja	24	7,05	0,71	5,66	8,33
Słowenia	24	7,37	0,67	6,05	8,59

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Tabela 10. Charakterystyka opisowa zmiennej PKB per capita w cenach stałych z 2010 r. (w USD)

Państwo	liczba obserwacji	średnia	odchylenie standardowe	minimum	maksimum
Bułgaria	35	5004,03	1189,74	3651,30	7320,29
Czechy	24	16848,24	3085,24	12313,04	21381,70
Estonia	23	12722,67	3876,99	6742,53	17633,59
Chorwacja	20	12370,35	2043,40	8568,43	15207,51
Węgry	25	11551,21	2132,48	8549,73	14745,49
Litwa	20	9946,11	3185,09	5318,33	14903,71
Łotwa	20	9801,123	3101,38	5140,98	13780,66
Polska	21	10416,94	2552,57	6539,90	14646,32
Rumunia	25	6489,00	1831,15	4349,93	9712,08
Słowacja	24	12933,09	3717,71	7704,68	18897,10
Słowenia	24	20049,00	3775,90	13382,55	25430,35

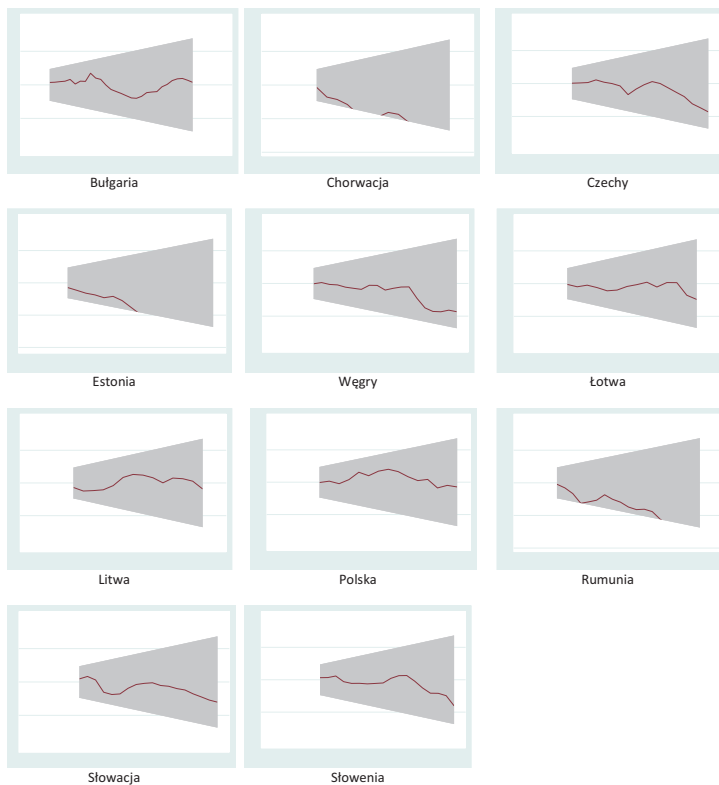
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Tabela 11. Charakterystyka opisowa zmiennej zużycie energii per capita (w kilogramach ekwiwalentu ropy naftowej)

Państwo	liczba obserwacji	średnia	odchylenie standardowe	minimum	maksimum
Bułgaria	35	2769,61	421,34	2230,66	3488,29
Czechy	24	4142,28	196,21	3782,89	4491,52
Estonia	23	3908,49	349,82	3374,71	4623,28
Chorwacja	20	2061,54	185,57	1692,16	2338,45
Węgry	25	2514,48	113,48	2271,95	2731,04
Litwa	20	2539,18	235,05	2037,62	2975,91
Łotwa	20	1958,01	184,12	1618,46	2179,81
Polska	21	2494,56	114,23	2314,20	2680,10
Rumunia	25	1872,05	239,35	1591,67	2683,18
Słowacja	24	3299,14	153,93	2943,19	3504,48
Słowenia	24	3325,08	304,80	2584,36	3836,62

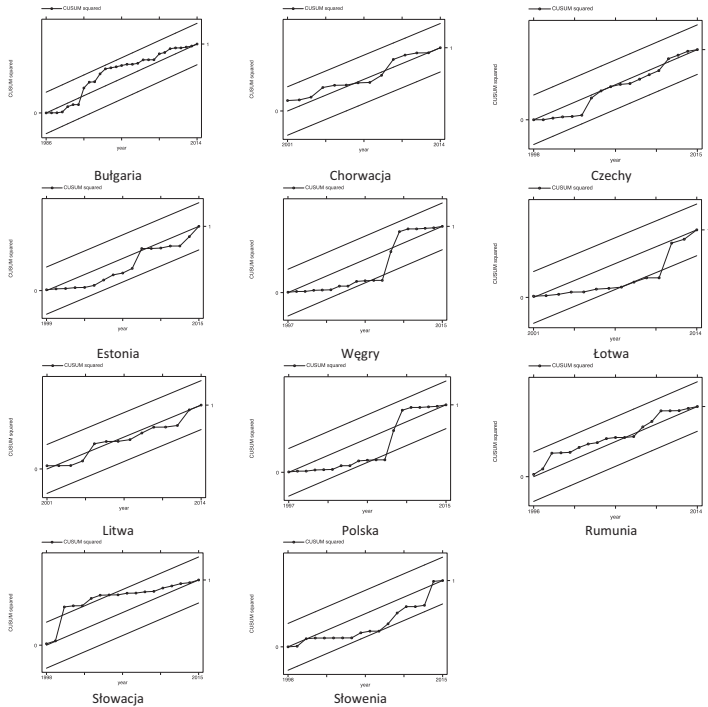
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Rysunek 5. Test CUSUM z 95% przedziałem ufności



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Rysunek 6. Test CUSUMSQ z 95% przedziałem ufności



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego, 2020.

Dr hab. Bartosz Józwik, prof. KUL

Kierownik Katedry Ekonomii Międzynarodowej Instytutu Ekonomii i Finansów Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego Jana Pawła II

Prowadził badania dotyczące integracji europejskiej państw Europy Środkowej i Wschodniej w Nanovic Institute for European Studies w Notre Dame University (USA). Autor monografii *Realna konwergencja gospodarcza państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowej i Wschodniej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2017. Obecnie zajmuje się problematyką wzrostu gospodarczego i ekonomii środowiska w państwach Europy Środkowej (problematyka badawcza została nagrodzona 2018 Oxford Journal Distinguished Research Award).

Antonina Gavryshkiv

Asystent w Katedrze Ekonomii Międzynarodowej Instytutu Ekonomii i Finansów Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego Jana Pawła II

Doktorantka na Wydziale Ekonomicznym Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej. Zainteresowania badawcze koncentruje na ekonomii międzynarodowej, międzynarodowych stosunkach gospodarczych, ekonomii zrównoważonego rozwoju oraz polityce ochrony środowiska.

Dr hab. Lech Gruszecki, prof. KUL

Kierownik Katedry Ekonometrii i Statystyki w Instytucie Ekonomii i Finansów Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego Jana Pawła II

Zajmuje się modelowaniem matematycznym zjawisk związanych z wpływem rozwoju gospodarczego na stan środowiska, w szczególności tak zwaną środowiskową krzywą Kuznetsa. Jego publikacje naukowe dotyczą także ocen szybkości zbieżności w centralnym warunkowym twierdzeniu granicznym, własności topologicznych przestrzeni Skorochoda, rachunku różnic skończonych i równań różnicowych – z uwzględnieniem ich roli w dynamice ekonomicznej – oraz zagadnień związanych z historią i filozofią matematyki. Jest autorem lub współautorem dziewięciu monografii z zakresu matematyki i ekonomii matematycznej.

Wyzwania klimatyczne należą do jednych z najważniejszych we współczesnym świecie. Działania rządów w tym zakresie wpływają coraz mocniej na działalność gospodarczą, szczególnie w przypadkach produkcji z zastosowaniem technologii nieprzyjaznej środowisku. Problem ten znajduje swoje odzwierciedlenie w politykach realizowanych w Unii Europejskiej, do której należą analizowane przez nas państwa Europy Środkowej. Na przykład w Strategii Europa 2020 odnajdujemy zapisy bezpośrednio odnoszące się do klimatu i energii, w tym ograniczenia emisji dwutlenku węgla nawet o 30%. Państwa Europy Środkowej stanowią grupę, w której problem emisji dwutlenku węgla jest wciąż nierozwiązany. Po trzydziestu latach transformacji gospodarczej nadal dostrzegamy różnice w ich rozwoju, i w konsekwencji różnice w oddziaływaniu na środowisko.

Wstęp, s. 9

ISBN 978-83-66413-34-4



www.ies.lublin.pl