

ELŻBIETA ANTCZAK
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Uniwersytet Łódzki

Przestrzenno-czasowe modelowanie transgranicznego przemieszczania (się) odpadów w Europie

Streszczenie

Celem publikacji jest weryfikacja hipotezy przestrzenno-czasowej środowiskowej krzywej Kuznetsa (EKC). W niniejszym artykule krzywa EKC przedstawia zależności pomiędzy wzrostem gospodarczym a ilością wytwarzanych odpadów komunalnych w 32 krajach Europy. Metodyczna część analizy objęła zastosowanie przestrzennych modeli panelowych opartych na funkcjach EKC. Wyznaczono poziomy rozwoju gospodarczego, dla których ilość wytwarzanych odpadów spadła bądź wzrastała w zależności od bogactwa kraju. Ważnym elementem modeli była aplikacja różnych typów macierzy wag przestrzennych. Dane dotyczyły lat 1990–2010. Modele estymowano w pakiecie RCran.

Słowa kluczowe: przestrzenne modele panelowe, środowiskowa krzywa Kuznetsa, zrównoważony rozwój, gospodarka odpadami, macierze wag przestrzennych

1. Wprowadzenie

Teoria zrównoważonego i trwałego rozwoju zakłada wyeliminowanie (bądź spadek) oddziaływania wzrostu gospodarczego na wielkość zanieczyszczenia środowiska, w tym na ilość generowanych odpadów¹. Globalizacja gospodarek,

¹ *Cele średniookresowe do 2016 r. w zakresie gospodarki odpadami*, zob. Minister Środowiska, *Polityka ekologiczna państwa w latach 2009–2012 z perspektywą do roku 2016*, Warszawa 2008.

podnoszenie materialnej jakości życia, rosnąca produkcja dóbr konsumpcyjnych oraz dynamizacja postępu technologicznego powodują coraz krótszą „żywność” produktów powszechnego użytku, a tym samym przyczyniają się do nadprodukcji odpadów². Dlatego też realizowanie założeń zrównoważonego rozwoju do lokalnych i globalnych polityk regionów³ stało się zarówno obowiązkiem (wynikającym z prawa europejskiego, międzynarodowego)⁴, jak i koniecznością. Obecnie, obok problemu globalnej degradacji powietrza, poważnym zagrożeniem stała się produkcja i międzyregionalne przemieszczanie (się) odpadów⁵. W przeciwieństwie do ochrony atmosfery przed zanieczyszczeniem, postępy w racjonalizacji gospodarki odpadami są bardzo powolne. Nie został skonstruowany dotąd skuteczny mechanizm segregacji i odzysku odpadów oraz obrotu nimi⁶, w wyniku tego większość z nich trafia na składowiska bądź zostaje wyeksportowana do krajów wyposażonych w technologie służące do ich recyklingu. Transgraniczne przemieszczanie (się) odpadów oznacza ich eksport, import, tranzyt⁷ oraz występowanie interakcji (autokorelacji) przestrzennych w kształtowaniu się ich ilości. Z kolei autokorelacja przestrzenna w przypadku prezentowanego zjawiska to sytuacja, w której wielkość odpadów wytwarzanych w danym regionie ma wpływ na poziom tego zjawiska w regionach sąsiednich. Monitoring zmian poziomu generowanych odpadów w zależności od bogactwa regionu jest jednym z założeń idei zrównoważonego rozwoju. Natomiast kwantyfikacja i uchwycenie ekonomiczno-ekologiczno-przestrzennych relacji są możliwe m.in. poprzez zastosowanie odpowiednich metod pomiaru, np. przestrzennych modeli panelowych opartych na założeniach środowiskowej krzywej Kuzneta (*Environmental Kuznets Curve* – EKC). Celem niniejszej publikacji jest weryfikacja hipotezy przestrzennie-czasowej EKC, w której krzywa ta przedstawia zależności pomiędzy poziomem

² R. Holger, *Ekonomia zrównoważonego rozwoju. Teoria i praktyka*, Zysk, Poznań 2010, s. 501–511.

³ W niniejszym opracowaniu przez termin „region” rozumie się jednostkę administracyjną (kraj, województwo, powiat itd.), tj. jednostkę zlokalizowaną w przestrzeni geograficznej.

⁴ Rada UE, *Odnowiona strategia UE dotycząca trwałego rozwoju*, Bruksela 2006.

⁵ EEA, *Movements of waste across the EU's internal and external borders*, Copenhagen 2012, s. 5.

⁶ Rozporządzenie WE nr 1013/2006 Parlamentu Europejskiego i Rady z 14.06.2006 r. w sprawie przemieszczania odpadów. W Polsce ustawa z 30.06.2007 r. o międzynarodowym przemieszczaniu odpadów unormowała kwestie pozostające do rozstrzygnięcia państwom członkowskim.

⁷ Konwencja Bazylejska, z 22.03.1989 r., ratyfikowana przez Polskę 10.01.1992 r.; Główny Inspektorat Ochrony Środowiska, *Transgraniczne przemieszczanie odpadów – nadzór i kontrola Inspekcji Ochrony Środowiska*, „Aura” 2012, nr 9, s. 19–22.

rozwoju gospodarczego (PKB *per capita*) a stanem środowiska przyrodniczego (tu: ilością wytwarzanych odpadów komunalnych) w latach 1990–2010 w wybranych krajach Europy: Austria (AT), Belgia (BE), Bułgaria (BG), Szwajcaria (CH), Cypr (CY), Czechy (CZ), Niemcy (DE), Dania (DK), Estonia (EE), Hiszpania (ES), Finlandia (FI), Francja (FR), Wielka Brytania (GB), Grecja (GR), Chorwacja (HR), Węgry (HU), Irlandia (IE), Włochy (IT), Litwa (LV), Lichtenstein (LI), Łotwa (LT), Luksemburg (LU), Malta (MT), Holandia (NL), Norwegia (NO), Polska (PL), Portugalia (PT), Rumunia (RO), Szwecja (SE), Słowenia (SI), Słowacja (SK), Turcja (TR). Realizacja celu badań wymagała sformułowania pytań badawczych dotyczących: 1) skali i algorytmu oddziaływania rozwoju gospodarczego na ilość generowanych odpadów, 2) możliwości wyznaczenia poziomów rozwoju gospodarczego poszczególnych krajów, w których ilość wytwarzanych odpadów spadała bądź wzrastała w zależności od bogactwa regionu, oraz 3) wpływu aplikacji różnych typów macierzy wag przestrzennych na wartości otrzymanych wyników. Jak dotychczas nie przeprowadzono w Polsce przestrzenno-czasowych analiz dotyczących ponadgranicznych zależności pomiędzy rozwojem gospodarczym a ilością wytwarzanych odpadów.

2. Charakterystyka zmiennych i metodyka badań

Głównym założeniem prowadzonej analizy jest weryfikacja występowania zależności pomiędzy poziomem zanieczyszczenia środowiska a rozwojem gospodarczym kraju, z uwzględnieniem interakcji międzyregionalnych. Jedną z metod, które modelują relacje ekonomiczno-ekologiczne, biorąc pod uwagę specyfikę danego regionu oraz autokorelację przestrzenną, są przestrzenne modele panelowe oparte na funkcjach środowiskowej krzywej Kuznetsa⁸. EKC jest krzywą (podstawowa wersja to wielomian drugiego stopnia – odwrotna litera „U”) wyrażającą zmianę wielkości zanieczyszczenia środowiska w zależności od wzrostu poziomu rozwoju gospodarczego⁹:

⁸ Szczegółowy opis krzywej *Environmental Kuznets Curve* (EKC) oraz prezentacja typów EKC zob. np. E. Antczak, *Aplikacja przestrzennych modeli panelowych do weryfikacji hipotezy środowiskowej krzywej Kuznetsa na przykładzie Polski*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH, z. 27, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2012, s. 113–130.

⁹ Więcej na temat założeń środowiskowej krzywej Kuznetsa w: D.I. Stern, *The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve*, „World Development” 2004, vol. 32, no. 8, s. 1419–1439.

$$lE_{it} = -\alpha_i + \alpha_1 lPKB_{it} - \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad (1)$$

gdzie:

E_{it} – wskaźnik zanieczyszczenia środowiska,

PKB_{it} – miara rozwoju gospodarczego,

\mathbf{x}_{it}^T – macierz/wektor potencjalnych zmiennych objaśniających,

α_i – efekty ustalone,

u_{it} – składnik losowy.

Przesłanki teoretyczne krzywej przemawiają za transformowaniem zmiennych do postaci logarytmów¹⁰. Idea klasycznej EKC (wzór 1) polega na poszukiwaniu punktów zwrotnych (ekstremum funkcji). Punktem przełamania (punktem zwrotnym) EKC jest taki poziom rozwoju gospodarczego, od którego następuje potencjalny spadek zanieczyszczenia środowiska. W niniejszej analizie, w celu uwzględnienia istniejących zależności ekologiczno-ekonomicznych wraz z równocześnie zachodzącymi procesami transgranicznego przemieszczania (się) odpadów, zastosowano przestrzenne modele panelowe z efektami stałymi oparte na funkcji EKC (SAR-FEM-EKC¹¹). Klasyczną postać SAR-FEM-EKC opisano równaniem:

$$lOdp_{it} = -\alpha_i + \alpha_1 lPKB_{it} - \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + \rho l\mathbf{W}Odp_{it} + u_{it}, \quad (2)$$

gdzie:

Odp_{it} – ilość wytworzonych odpadów komunalnych w kilogramach na mieszkańca, PKB – produkt krajowy brutto w standardzie siły nabywczej *per capita* w cenach stałych,

\mathbf{W} – macierz wag przestrzennych¹².

Istnienie zależności między średnim poziomem rozwoju gospodarczego a ilością wytworzonych odpadów komunalnych oraz wielkością wydatków gospodarstw domowych przeznaczonych na konsumpcję w analizowanym okresie w wybranych krajach Europy zobrazowano na rysunku 1. W uproszczony sposób zostały na nim zaprezentowane tendencje i zależności kształtowania się wielkości wybranych zmiennych¹³. Mianowicie, wraz ze wzrostem poziomu rozwoju gospodarczego i wydatków konsumpcyjnych wzrasta również wielkość wytwarzanych

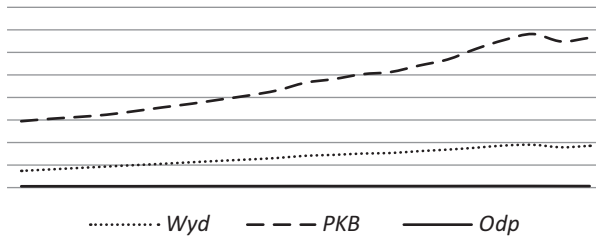
¹⁰ Więcej: E. Antczak, *Wybrane aspekty zrównoważonego rozwoju Europy. Analizy przestrzenno-czasowe*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź 2012, s. 65–66.

¹¹ *Spatial Auto Regressive panel data Models with Fixed Effects*, oparte na funkcji EKC.

¹² Pozostałe oznaczenia zob. wzór (1).

¹³ W dalszej części publikacji relacje te będą formalnie opisane za pomocą krzywych Kuzneta.

odpadów (w 2010 r. nastąpił wzrost zmiennej *Wyd* o ok. 15% w odniesieniu do 1990 r., a w przypadku zmiennych *Odp* i *PKB* odpowiednio o ok. 150% i 118%). Tendencja rosnąca nie dotyczy np. lat 1993–1995, 2000–2002 czy też 2010 r., w których wzrost poziomu PKB powodował redukcję poziomu odpadów. Niemniej wyniki tej części analizy wskazują na możliwość zastosowania prezentowanych metod ilościowych (klasycznych, a nawet kubicznych krzywych EKC). Jednakże na kształt zależności przyczynowo-skutkowych między opisywanymi zmiennymi mają wpływ również inne czynniki, nieuwzględnione na rysunku 1, np. interakcje przestrzenne. Na kolejnym etapie badania przeprowadzono zatem formalną weryfikację zachodzących związków międzyregionalnych z wykorzystaniem odpowiednio dobranych narzędzi z zakresu eksploracyjnej analizy danych przestrzennych (por. tabela 1) i ekonometrii przestrzennej (por. table 2 i 3).



Zmienna *Odp* została zaprezentowana na skali pomocniczej (prawa oś pionowa). Wyniki testów Levin–Lin–Chu na obecność pierwiastka jednostkowego dla próby panelowej wskazały, iż wszystkie zmienne są stacjonarne bądź trendostacjonarne (analizę przeprowadzono w Stata 11).

Rysunek 1. Średni poziom PKB, wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych i wytworzonych odpadów w latach 1990–2010 w Europie

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostat, World Bank.

W tabeli 1 zaprezentowano wyniki analizy dotyczącej weryfikacji występowania autokorelacji przestrzennej dla ilości wytwarzanych odpadów w Europie (w aplikowanych modelach SAR-FEM-EKC zmienna ta, zgodnie z założeniami, została przestrzennie opóźniona o macierz **W**, wzory 2–4).

W wybranych latach analizowanego okresu (od 1995 r.)¹⁴ ilość wytwarzanych odpadów w Europie cechowała się istotną statystycznie dodatnią autokorelacją przestrzenną, co w przestrzeni oznacza grupowanie się krajów o podobnych poziomach generowanych odpadów komunalnych obok siebie (kraje produkujące duże ilości odpadów sąsiadują z państwami o wysokich poziomach zmiennej, analogicznie – państwa produkujące mniej odpadów znajdują się obok regionów

¹⁴ Przed 1995 r. zależności przestrzenne były statystycznie nieistotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

o niskich poziomach zjawiska). Ponadto, z danych zawartych w tabeli 1 wynika, iż siła istotnych statystycznie zależności przestrzennych w latach 1995–2010 wzrosła (wzrost wartości statystyki Morana I średnio o 36% w 2010 r. w odniesieniu do 1995 r.). Produkcja odpadów w danym kraju ma zatem istotny wpływ na wielkości tego zjawiska w krajach z nim sąsiadujących (zgodnie z przyjętą macierzą wag przestrzennych).

Tabela 1. Wartości globalnych statystyk Morana I dla zmiennej zależnej Odp_{it}

	Moran I	p -value
	Zmienna Odp ($lOdp$)	
1990	-0,04	0,51
	<i>0,13</i>	<i>0,58</i>
1995	0,11	0,02
	<i>0,19</i>	<i>0,05</i>
2000	0,18	0,01
	<i>0,30</i>	<i>0,02</i>
2005	0,14	0,01
	<i>0,26</i>	<i>0,03</i>
2010	0,15	0,01
	<i>0,28</i>	<i>0,00</i>

Przyjęto poziom istotności statystycznej $\alpha = 0,05$. Kursywa – wartości zmiennej transformowane do postaci logarytmów. Weryfikacja istotności statystyki opiera się na testach randomizacji (więcej zob. np. B. Suchecki, *Ekometria przestrzenna. Podstawowe metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa 2010, s. 120).

Źródło: opracowanie własne w pakiecie OpenGeoDa.

Z analizy kształtowania się poziomu analizowanego zjawiska (rysunek 1) i uzyskanych wartości statystyk Morana I wynikają przesłanki aplikacji modeli: 1) opartych na środowiskowych krzywych Kuzneta (FEM-EKC) oraz 2) EKC z opóźnioną przestrzennie zmienną zależną (SAR-FEM-EKC). Na tym etapie analizy ekonometrycznej podjęto próbę modelowania zależności za pomocą przestrzennej EKC (ale odwrotnej do klasycznej, zob. wzór 2):

$$lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + \rho lWOdp_{it} + u_{it} . \quad (3)$$

W równaniu 3 relacja pomiędzy rozwojem gospodarczym a ilością wytwarzanych odpadów przybrała postać litery „U” (odpowiednie znaki przy parametrach strukturalnych). Początkowo, wraz ze wzrostem poziomu PKB, spadała ilość

generowanych zanieczyszczeń. Natomiast po przekroczeniu punktu przełamania (ekstremum) wzrost PKB powoduje wzrost wielkości odpadów. Ostatecznie okazało się jednak, iż najwłaściwszą postacią EKC będzie odwrotna kubiczna krzywa Kuznetsa:

$$lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 - \alpha_3 (lPKB_{it})^3 + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \rho l\mathbf{W}Odp_{it} + u_{it}. \quad (4)$$

Krzywa opisana wzorem 4 wyraża zależność pomiędzy wzrostem poziomu rozwoju gospodarczego a ilością wytwarzanych odpadów komunalnych na osobę tak, że występują trzy fazy przebiegu tych zjawisk w czasie (uzyskane znaki przy parametrach strukturalnych). Mianowicie, na pierwszym etapie modelowania wzrost PKB *per capita* powoduje spadek wielkości generowanych zanieczyszczeń. W drugiej fazie, po punkcie przełamania, wyższe poziomy rozwoju gospodarczego powodują wzrost poziomu produkowanych odpadów. Z kolei na ostatnim, trzecim, etapie przebiegu zjawiska w czasie pojawił się drugi punkt przełamania (drugie ekstremum funkcji, konkretna wartość PKB *per capita*), po przekroczeniu którego następuje ponowny spadek ilości odpadów komunalnych.

W Polsce aplikacja przestrzennych modeli panelowych opartych na EKC odnosiła się głównie do zanieczyszczenia powietrza, jako zmiennej zależnej¹⁵. Natomiast zastosowanie opisanych narzędzi do analizy relacji pomiędzy poziomem rozwoju gospodarczego a ilością wytwarzanych odpadów jest nadal nierozpowszechnione i nieznane¹⁶.

Zastosowanie próby przekrojowej w postaci przestrzennie zlokalizowanych danych wymaga uwzględnienia istniejących interakcji przestrzennych. W przypadku modeli SAR-FEM, w których zależności przestrzenne dotyczą zmiennej endogenicznej (tu: Odp_{it}), mówi się o autoregresji przestrzennej, tzn. wartości zmiennej objaśnianej z innych lokalizacji (obszarów, regionów, punktów geograficznych) wpływają na kształtowanie się poziomu tej zmiennej w danej, *i*-tej lokalizacji ($\mathbf{W}Odp_{it}$). W modelach ekonometrii przestrzennej problematyczną i istotną kwestią jest uwzględnienie autokorelacji przestrzennej w postaci odpowiednio dobranej macierzy wag przestrzennych. Konstrukcja i aplikacja konkretnego rodzaju macierzy powinna być uzależniona od celu i założeń prowadzonej analizy, specyfiki danego zjawiska oraz stosowanej metody ilościowej.

¹⁵ Np. E. Antczak, *Wybrane aspekty...*, op.cit.; E. Antczak, *Aplikacja przestrzennych...*, op.cit.

¹⁶ W literaturze zagranicznej zob. np. D. Ichinose, M. Yamamoto, Y. Yoshida, *The Decoupling of Affluence and Waste Discharge under Spatial Correlation: Do Richer Communities Discharge More Waste?*, GRIPS Discussion Paper 11–07, Tokyo 2011.

Co więcej, uzyskane wyniki badań mogą się znacznie różnić również ze względu na przyjęty typ macierzy wag przestrzennych¹⁷.

3. Dobór macierzy wag przestrzennych

Występowanie istotnych statystycznie zależności międzyregionalnych dotyczących transgranicznego przemieszczania (się) odpadów (por. część 2 niniejszego artykułu) było przesłanką włączenia elementu interakcji do modelowania ekonometrycznego. Zastosowane modele panelowe typu FEM umożliwiły estymację efektów indywidualnych (specyficznych dla danego kraju). Natomiast wybór modelu SAR zakłada wprowadzenie opóźnionej przestrzennie zmiennej zależnej ($IWOdp_{it}$) do zbioru zmiennych egzogenicznych w taki sposób, by zmienna ta zachowała własności zmiennej endogenicznej. Macierz wag przestrzennych powinna z kolei odzwierciedlać charakter i specyfikę zachodzących interakcji międzyregionalnych (sąsiedztwo regionu kształtuje wielkość wytwarzanych odpadów w innych jednostkach zlokalizowanych w tej przestrzeni geograficznej, por. tabela 1). W celu odzwierciedlenia opisanych zależności przestrzennych skonstruowano trzy macierze wag przestrzennych: W_1 , W_2 , W_3 .

W_1 – macierz, w której wartości wag wyznaczono na podstawie trendu przestrzennego. Zmienną zależną w estymowanym modelu trendu powierzchniowego był poziom wytworzonych odpadów komunalnych w krajach Europy (Odp_{it}). Postać modelu opisano wzorem:

$$Odp_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{coor} + \beta_2 Y_{coor} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

gdzie:

X_{coor} , Y_{coor} – współrzędne geograficzne środków krajów,

ε_{it} – składnik losowy,

β_0 , β_1 , β_2 – parametry strukturalne modelu.

Po oszacowaniu wartości ocen parametrów model opisany równaniem (5) przyjął postać:

¹⁷ Więcej na temat macierzy wag przestrzennych zob. np. B. Suchecki, *Ekonometria przestrzenna. Podstawowe metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa 2010.

$$\hat{Odp}_{it} = 5,89 - 0,19X_{coord} - 0,07Y_{coord}, \quad (6)$$

t	(52,69)	(-2,11)	(-1,10)
$S(b_j)$	(0,11)	(0,09)	(0,06)

gdzie:

t – wartości statystyki t -Studenta,

$S(b_j)$ – średni błąd szacunku ocen parametrów.

Oceny szacowanych parametrów (β_0, β_1) modelu (6) okazały się istotne statystycznie na przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (dla wartości krytycznej odczytanej z tablic $t^* = 1,7$). Istotności te potwierdzają występowanie trendu powierzchniowego w Europie dotyczącego wielkości wytwarzanych odpadów komunalnych. Co więcej, globalna przestrzenna tendencja kształtowania się wielkości zjawiska w latach 1990–2010 jest rosnąca ($\beta_0 = 5,89$). Znak oceny parametru stojącego przy koordynacie X jest ujemny ($-0,19$). Świadczy to o malejącym trendzie przestrzennym w kierunku zachód–wschód Europy, tj. kraje zachodnie cechował wyższy poziom analizowanej zmiennej niż na wschodzie Europy (czyli przestrzenna tendencja malejąca w kierunku wschodnim). Otrzymane wyniki estymacji modelu (6) wskazały na brak istotnego statystycznie trendu przestrzennego w kierunku południe–północ w wielkości wytwarzanych odpadów komunalnych. Na podstawie uzyskanych informacji o przestrzennych tendencjach kształtowania się średniego poziomu wytworzonych odpadów w Europie w latach 1990–2010 skonstruowano macierz wag przestrzennych. Uwzględniła ona występowanie tendencji przestrzennej w taki sposób, że krajom na zachodzie Europy nadano wyższe wagi (odzwierciedlające trend przestrzenny), a państwom na wschodzie niższe¹⁸.

W_2 – macierz wag została skonstruowana na podstawie sąsiedztwa pierwszego rzędu dla ośmiu najbliższych sąsiadów¹⁹. W niektórych przypadkach wywóz odpadów odbywa się na bliskie odległości (tylko za granicę danego kraju). Ideą konstrukcji tej macierzy wag było zatem uwzględnienie bezpośredniego sąsiedztwa danego kraju.

¹⁸ Do analizy wybrano model trendu powierzchniowego (5), charakteryzował się on najlepszymi właściwościami (rozkład normalny reszt \Rightarrow J-B = 1,99 z p -value = 0,37, homoskedastyczność \Rightarrow Breusch–Pagan = 1,11 z p -value = 0,58), niższymi wartościami kryteriów inf. Akaikego, Schwarz’a niż modele np. drugiego i trzeciego stopnia.

¹⁹ Ośmiu najbliższych sąsiadów, gdyż w Europie nie ma państwa, które posiada większą liczbę sąsiadów. Więcej na temat tego typu macierzy wag przestrzennych zob. B. Suchecki, op.cit., s. 28–33.

\mathbf{W}_3 – macierz wag została skonstruowana na podstawie odległości od wyznaczonych środków geograficznych poszczególnych państw Europy. W przypadku transgranicznego przemieszczania (się) odpadów ich transport odbywa się na niewielkie odległości (krótsze niż 1000 km), ale również na większe niż 1000 km. Jednymi z największych odbiorców odpadów komunalnych (nadających się do recyklingu) są kraje skandynawskie. W tych państwach wysoki poziom rozwoju nowoczesnych technologii intensyfikuje procesy odzysku odpadów (ponad 30% lokalnie generowanych odpadów podlega recyklingowi)²⁰. Ponadto, głównymi odbiorcami sortowanych odpadów komunalnych w Europie są: Szwajcaria, Niemcy, Austria, Portugalia. Skonstruowana macierz wag przestrzennych uwzględnia zatem kraje położone od siebie w różnych odległościach geograficznych. Długość promieni okręgów (wewnątrz których znajdują się poszczególne regiony jako potencjalni odbiorcy odpadów) wynosiła od 132 km do 3183 km. Wartości wag zostały nadane w zależności od odległości geograficznych od środka konkretnego kraju.

W kolejnej części artykułu zaprezentowano wyniki estymacji przestrzennych modeli panelowych (typu SAR-FEM) opartych na funkcjach środowiskowej krzywej Kuznetsa z zastosowaniem trzech różnych macierzy wag przestrzennych (\mathbf{W}_1 , \mathbf{W}_2 , \mathbf{W}_3).

4. Wyniki analizy ekonometrycznej

Celem przeprowadzonej analizy ekonometrycznej była weryfikacja hipotezy przestrzennej środowiskowej krzywej Kuznetsa dotyczącej kształtowania się wielkości odpadów w krajach Europy w latach 1990–2010 w zależności od poziomu rozwoju gospodarczego wybranych regionów. Istotnym elementem analizy była aplikacja różnych typów macierzy wag przestrzennych. Wyniki estymacji klasycznych i przestrzennych modeli EKC (wzór 3) z macierzami wag przestrzennych \mathbf{W}_1 , \mathbf{W}_2 i \mathbf{W}_3 zawarto w tabeli 2.

²⁰ www.epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home [dostęp 20.01.2013].

Tabela 2. Wyniki estymacji przestrzennych modeli panelowych, wielomian drugiego stopnia

FEM-EKC $lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + u_{it}$					∩
parametr	wartość	t-Studenta	błąd oceny	p-value	
const	11,45	8,80	1,30	0,000	
α_1	-1,28	-4,78	0,27	0,000	
α_2	0,08	5,41	0,01	0,000	
$R^2_{skr.} = 0,82$, test Chowa na istotność efektów grupowych: $F^* (31, 638) = 1,47$, $F = 81,9$ $\Rightarrow F > F^*$, brak normalności rozkładu reszt \Rightarrow test: Shapiro-Wilk, $W = 0,97$, z p-value = 0,000, stacjonarność reszt: Levin-Lin-Chu, bez trendu H_1 dla -3,7 (0,0001), z trendem H_1 dla -1,7 (0,044), test na słuszność próby panelowej: $\rho = 0,82$ > 0 ; test na istotność FEM nad REM: $Chi^2 = 7,07$ z p-value = 0,03; punkt zwrotny: 2981 PPS per capita					
SAR ₁ -FEM-EKC $lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + \rho lW_1 Odp_{it} + u_{it}$					∩
parametr	wartość	t-Studenta	błąd oceny	p-value	
const	10,50	8,38	1,26	0,000	
α_1	-1,23	-4,74	0,26	0,000	
α_2	0,07	5,31	0,01	0,000	
ρ_1	0,13	3,01	0,04	0,000	
pseudo $R^2 = 0,92$; test Chowa na istotność efektów grupowych $F^* (31, 636) = 1,47$, $F = 20,09$, $F > F^*$; normalność rozkładu reszt: Shapiro-Wilk, $W = 0,98$, p-value = 0,000, stacjonarność reszt: Levin-Lin-Chu, bez trendu H_1 dla -4,02 (0,000), z trendem H_1 dla -1,61 (0,053); punkt zwrotny: 6540 PPS per capita					
Test Chowa efektów przestrzennych: $F_{SAR-FEM} > F^*$; $6,11 > 5,77$, SAR₁-FEM-EKC lepszy od FEM-EKC					
SAR ₂ -FEM-EKC $lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + \rho lW_2 Odp_{it} + u_{it}$					∩
parametr	wartość	t-Studenta	błąd oceny	p-value	
const	8,6	6,91	1,25	0,000	
α_1	-1,07	-4,14	0,26	0,000	
α_2	0,06	4,52	0,01	0,000	
ρ_2	0,36	5,32	0,06	0,000	
pseudo $R^2 = 0,98$; test Chowa na istotność efektów grupowych $F^* (31, 636) = 1,47$, $F = 20,5$, $F > F^*$; normalność rozkładu reszt: Shapiro-Wilk, $W = 0,99$, p-value = 0,000 , stacjonarność reszt: Levin-Lin-Chu, bez trendu H_1 dla -7,42 (0,000), z trendem H_1 dla -4,49 (0,000); punkt zwrotny: 7455 PPS per capita					
Test Chowa efektów przestrzennych: $F_{SAR-FEM} > F^*$; $6,23 > 5,77$, SAR₂-FEM-EKC lepszy od FEM-EKC					
SAR ₃ -FEM-EKC $lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 + \rho lW_3 Odp_{it} + u_{it}$					∩

parametr	wartość	<i>t</i> -Studenta	błąd oceny	<i>p</i> -value
<i>const</i>	9,87	7,85	1,26	0,000
α_1	-1,29	-4,94	0,26	0,000
α_2	0,07	5,34	0,01	0,000
ρ_3	0,31	5,21	0,01	0,000
pseudo $R^2 = 0,96$; test Chowa na istotność efektów grupowych $F^* (31, 636) = 1,47$, $F = 21$, $F > F^*$; normalność rozkładu reszt: Shapiro–Wilk, $W = 0,99$, p -value = 0,000 , stacjonarność reszt: Levin–Lin–Chu, bez trendu H_1 dla $-6,41$ (0,000), z trendem H_1 dla $-3,46$ (0,000); punkt zwrotny: 10039 PPS per capita				
Test Chowa efektów przestrzennych: $F_{\text{SAR-FEM}} > F^*$; $6,22 > 5,77$, SAR₃-FEM-EKC lepszy od FEM-EKC				

Modele przestrzenne estymowano MNW, model klasyczny KMNK; oznaczenia macierzy w części 3 niniejszego artykułu, przyjęty poziom istotności $\alpha = 0,05$.



Źródło: opracowanie własne w pakiecie RCran.

Wyniki estymacji modeli panelowych (FEM-EKC i SAR-FEM-EKC) wskazały, iż w wybranych państwach Europy w latach 1990–2010 była realizowana krzywa EKC odwrótne (wzór 3) do klasycznej (wzór 2). Oznacza to, że w początkowej fazie wzrostu poziomu PKB *per capita* ilość wytwarzanych odpadów spadała. Natomiast po przekroczeniu punktu zwrotnego (odpowiedniego dla wybranych modeli FEM-EKC = 2981 PPS *per capita*, SAR₁-FEM-EKC = 6540 PPS *per capita*, SAR₂-FEM-EKC = 7455 PPS *per capita*, SAR₃-FEM-EKC = 10039 PPS *per capita*) dalszy rozwój gospodarczy powodował wzrost poziomu odpadów komunalnych w kg na osobę. Wszystkie modele przestrzenne okazały się lepsze jakościowo od modelu klasycznego (m.in. współczynniki determinacji, test efektów przestrzennych). Zasadne zatem okazało się uwzględnienie interakcji przestrzennych w postaci macierzy **W**. Oceny parametrów stojących przy zmiennej opóźnionej przestrzennie we wszystkich trzech modelach okazały się istotne statystycznie. Oznacza to, że na wzrost poziomu generowanych odpadów ma wpływ rozwój gospodarczy regionów oraz wzajemne sąsiedztwo. Siła oddziaływania zależała od rodzaju wprowadzonej macierzy wag przestrzennych ($\rho_1 = 0,13$, $\rho_2 = 0,36$, $\rho_3 = 0,31$). Jednak głównym celem tego etapu analizy było wskazanie różnic pomiędzy uzyskanymi rezultatami estymacji ze względu na rodzaj przyjętej macierzy wag przestrzennych.

Dla każdego modelu ekstremum funkcji (poziom PKB *per capita*) osiągnęło niskie wartości (dla modelu klasycznego: 2981 PPS *per capita*, dla modelu SAR₃-FEM-EKC 10039 PPS *per capita*, gdy np. w Polsce średni poziom PKB w latach 1990–2010 wyniósł ok. 12000 PPS *per capita*). Zatem niewysokie wartości ekstremów wskazały na występowanie dalszych punktów zwrotnych i koniecz-

ność skonstruowania modeli opartych na kubicznych funkcjach EKC. Spośród modeli przestrzennych jedynie model z macierzą \mathbf{W}_3 potwierdził występowanie dwóch punktów przełamania (poziomów PKB, po których odpowiednio nastąpi wzrost i spadek ilości wytwarzanych odpadów). Wyniki estymacji zamieszczono w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli panelowych FEM-EKC i SAR-FEM-EKC, kubiczna postać funkcji krzywej Kuznetsa

FEM ₁ -EKC $lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 - \alpha_3 (lPKB_{it})^3 + u_{it}$ 				
parametr	wartość	t-Studenta	błąd oceny	p-value
const	34,18	2,54	13,47	0,01
α_1	-8,31	-2,00	4,16	0,05
α_2	0,80	1,87	0,43	0,06
α_3	-0,02	-1,7	0,02	0,09
$R_{skr}^2 = 0,82$; test Chowa na istotność efektów grupowych $F^*(31, 637) = 1,47, F = 70,8, F > F^*$; normalność rozkładu reszt: Shapiro-Wilk, $W = 0,99, p\text{-value} = 0,000$, stacjonarność reszt: Levin-Lin-Chu, bez trendu H_1 dla -3,64 (0,000), z trendem H_1 dla -1,56 (0,059); nie podano wyznaczonych wartości α_i				
Punkty zwrotne: 10405, 179872 PPS <i>per capita</i> , wszystkie kraje osiągnęły pierwszy punkt zwrotny przed 1990 r., oprócz: BG po 2006 r., EE po 2001 r., HR po 2000 r., HU po 1998 r., LV po 2003 r., LT po 2002 r., PL po 2000 r., RO po 2006 r., SI po 1999 r., TR po 2004 r., drugiego punktu przełamania nie osiągnęło żadne państwo				
SAR ₃ -FEM ₂ -EKC $lOdp_{it} = \alpha_i - \alpha_1 lPKB_{it} + \alpha_2 (lPKB_{it})^2 - \alpha_3 (lPKB_{it})^3 + \rho \mathbf{W}_3 Odp_{it} + u_{it}$ 				
parametr	wartość	t-Studenta	błąd oceny	p-value
const	31,3	2,41	13,01	0,01
α_1	-7,92	-1,97	4,01	0,04
α_2	0,75	1,83	0,41	0,05
α_3	-0,02	-1,76	0,01	0,05
ρ	0,30	3,15	0,09	0,002
α_1	$\alpha_{AT} = 32,29; \alpha_{BE} = \mathbf{32,30}; \alpha_{BG} = 32,28; \alpha_{CH} = \mathbf{32,29}; \alpha_{CY} = 32,28;$ $\alpha_{CZ} = 32,28; \alpha_{DE} = 32,28; \alpha_{DK} = 32,28; \alpha_{EE} = \mathbf{32,30}; \alpha_{ES} = 32,29;$ $\alpha_{FI} = 32,29; \alpha_{FR} = 32,29; \alpha_{GB} = 32,29; \alpha_{GR} = \mathbf{32,30}; \alpha_{HR} = 32,27;$ $\alpha_{HU} = 32,29; \alpha_{IE} = 32,28; \alpha_{IT} = 32,29; \alpha_{LV} = 32,28; \alpha_{LI} = \mathbf{32,27};$ $\alpha_{LT} = 32,29; \alpha_{LU} = 32,29; \alpha_{MT} = 32,29; \alpha_{NL} = 32,29; \alpha_{NO} = \mathbf{32,25};$ $\alpha_{PL} = 32,28; \alpha_{PT} = \mathbf{32,30}; \alpha_{RO} = 32,29; \alpha_{SE} = \mathbf{32,25}; \alpha_{SI} = 32,28;$ $\alpha_{SK} = \mathbf{32,30}; \alpha_{TR} = \mathbf{32,30}$			
pseudo $R^2 = 0,98$; test Chowa na istotność efektów grupowych $F^*(31,637) = 1,47, F = 20,4 \Rightarrow F > F^*$; normalność rozkładu reszt: Shapiro-Wilk, $W = 0,99, p\text{-value} = 0,000$, stacjonarność reszt: Levin-Lin-Chu, bez trendu H_1 dla -4,41 (0,000), z trendem H_1 dla -3,46 (0,000)				

Test Chowa efektów przestrzennych: $F_{\text{SAR-FEM}} > F^*$; $6,23 > 5,77$, SAR₃-FEM-EKC lepszy od FEM-EKC

Punkty zwrotne: 8103, 42630 PPS *per capita*, wszystkie kraje osiągnęły pierwszy punkt przełamania przed 1990 r., oprócz: BG po 2003 r., EE po 1998 r., HR po 1996 r., HU po 1992 r., LV po 2000 r., LT po 2000 r., PL po 1996 r., RO po 2003 r., SI po 1995 r., TR po 1998 r., drugi punkt przełamania osiągnęły kraje: CH po 2007 r., IE po 2006 r., LI przed 1990 r., LU po 1998 r., NL po 2009 r., NO po 2004 r. Pozostałe państwa nie osiągnęły jeszcze rozwoju gospodarczego na poziomie 42630 PPS *per capita*

Modele przestrzenne estymowano MNW, model klasyczny KMNK; poziom istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne w pakiecie RCran.

Z danych zawartych w tabeli 3 wynika, iż zarówno model nieprzestrzenny (FEM₁-EKC), jak i model przestrzenny (SAR₃-FEM₂-EKC) wskazują na poprawność doboru funkcji (wielomianu) trzeciego stopnia jako najwłaściwszej postaci w analizie zależności pomiędzy rozwojem gospodarczym a produkcją odpadów komunalnych w Europie (istotność statystyczna oszacowanych ocen parametrów strukturalnych). Jednakże włączenie efektów przestrzennych podniosło jakość modelu, a otrzymane wyniki nabrały sensu merytorycznego.

Pierwsze ekstremum dla modelu bez zależności międzyregionalnych wskazywało na poziom rozwoju gospodarczego (10405 PPS *per capita*), który osiągnęły niemal wszystkie kraje już przed 1990 r., z wyjątkiem np.: BG po 2006 r., LV po 2003 r., PL po 2000 r. Po osiągnięciu przez państwa określonego przez pierwszy punkt przełamania poziomu PKB dalszy proces bogacenia się powodował więc wzrost ilości produkowanych odpadów. W przypadku modelu z interakcjami przestrzennymi pierwszy punkt przełamania to 8103 PPS *per capita*. Z zebranych danych wynika, iż wszystkie państwa osiągnęły ten poziom rozwoju przed 1990 r., z wyjątkiem np.: BG po 2003 r., LV po 2000 r., PL po 1996 r.

Oddziaływanie sąsiedztwa regionów na jakość środowiska okazało się niekorzystne ($0,3 \cdot tW_3 \text{Odp}_{ii}$). Oznacza to, że wzrost poziomu odpadów w danym regionie powoduje wzrost wielkości tego zjawiska w regionach sąsiednich średnio o 0,3% (zgodnie z przyjętą macierzą wag przestrzennych)²¹. Ponadto, zależności międzyregionalne powodują, iż pierwszy punkt przełamania pojawił się wcześniej niż w modelu nieprzestrzennym (8103 PPS *per capita* i 10405 PPS *per capita* w przypadku modelu zwykłego). Oznacza to, że już przy niższym poziomie rozwoju gospodarczego każda ilość generowanych odpadów zagraża środowisku.

²¹ Opis konstrukcji macierzy zob. część 3 niniejszego artykułu.

Własnością odwrotnych kubicznych funkcji EKC jest to, że po pierwszym punkcie przełamania następuje drugie ekstremum. Według wyników estymacji modelu nieprzestrzennego drugim punktem przełamania jest niewiarygodnie wysoki poziom rozwoju gospodarczego (179872 PPS *per capita*), po którym dalszy rozwój generuje ilość odpadów niezanieczyszczającą środowiska. W latach 1990–2010 nie było państwa, które osiągnęłoby taki poziom PKB. Natomiast wyniki uzyskane z modelowania przestrzennego wskazują na realny poziom rozwoju gospodarczego (42630 PPS *per capita*) osiągany przez wybrane kraje w analizowanym okresie, np.: CH po 2007 r., IE po 2006 r., LI przed 1990 r., LU po 1998 r., NL po 2009 r., NO po 2004 r. Wymienione kraje po przekroczeniu punktu ponownie wkraczają na drogę zrównoważonego rozwoju, traktując środowisko naturalne jako dobro luksusowe (efektem inwestycji proekologicznych jest ograniczenie i redukcja wielkości generowanych odpadów).

Na podstawie wyników modelowania przestrzennego można wnioskować, że rozwój gospodarczy Polski już od 1996 r. przyczyniał się do nadmiernej produkcji odpadów, tj. nie realizował się na drodze ekorozwoju. Natomiast według modelu bez zależności przestrzennych rozwój gospodarczy naszego kraju aż do 2000 r. nie powodował degradacji środowiska (w rozumieniu produkcji odpadów). Niemniej jednak Polska w latach 1990–2010 nie osiągnęła poziomu rozwoju, po którym ilość generowanych odpadów nie zagrażałaby środowisku.

Wyniki estymacji przestrzennego panelowego modelu z efektami stałymi wskazały również państwa, które w największym i w najmniejszym stopniu przyczyniły się do produkcji odpadów (zob. tabela 3). W latach 1990–2010 najmniejszy wpływ na degradację środowiska odpadami miały Szwecja i Norwegia ($\alpha_{SE} = \alpha_{NO} = 32,25$), a największy np. Belgia, Grecja, Estonia, Portugalia, Turcja ($\alpha_i = 32,3$).

5. Podsumowanie

Rezultaty przeprowadzonej analizy wskazały na istnienie zależności pomiędzy ilością wytwarzanych i emitowanych do środowiska odpadów a rozwojem gospodarczym kraju. Co więcej, w latach 1990–2010 w wybranych krajach Europy (w większości w państwach rozwijających się) procesy dynamizacji rozwoju ekonomicznego zagrażały jakości środowiska, a przez to i jakości życia (jedynie 19% spośród analizowanych regionów przekroczyło drugi punkt zwrotny, po przekroczeniu tego punktu zwrotnego środowisko staje się dobrem,

w które warto inwestować). Wyniki estymowanych modeli EKC potwierdziły, iż na poziom kształtowania się opisywanego zjawiska mają również wpływ międzyregionalne interakcje przestrzenne. Siła i kierunek transgranicznego przemieszczania (się) odpadów zostały odzwierciedlone w postaci elementów macierzy wag przestrzennych. Natomiast rezultatem występowania dodatniej autokorelacji przestrzennej był niekorzystny wpływ sąsiedztwa regionów na poziom generowanych odpadów. Ponadto, aplikowane przestrzenne panelowe modele oparte na funkcjach środowiskowej krzywej Kuznetsa w dokładniejszy – niż modele klasyczne – sposób odzwierciedliły procesy zachodzące na poszczególnych płaszczyznach analizowanego zjawiska.

Prowadzone badania skwantyfikowały i ukazały przestrzenno-czasowe relacje zachodzące pomiędzy rozwojem gospodarczym a poziomem generowanych do środowiska odpadów komunalnych, ale nie wyczerpały poruszanej w artykule problematyki. Ich kontynuacją będą dalsze analizy ukierunkowane m.in. na: podział państw na grupy (w zależności od realizowanej w danym kraju funkcji EKC), zastąpienie zmiennej PKB innymi zmiennymi, włączenie dodatkowych zmiennych niezależnych (określających również uwarunkowania polityczne i społeczne regionu), aplikację przestrzennych modeli wielorównaniowych. Celem analiz pozostaną również aktualne kwestie – podnoszenie poziomu świadomości ekologicznej w zakresie racjonalizacji konsumpcji i ograniczenia ilości generowanych zanieczyszczeń oraz skutecznej kontroli transgranicznego przemieszczania odpadów.

Bibliografia

1. Antczak E., *Aplikacja przestrzennych modeli panelowych do weryfikacji hipotezy środowiskowej krzywej Kuznetsa na przykładzie Polski*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH, z. 27, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2012, s. 113–130.
2. Antczak E., *Wybrane aspekty zrównoważonego rozwoju Europy. Analizy przestrzenno-czasowe*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź 2012.
3. EEA, *Movements of waste across the EU's internal and external borders*, Copenhagen 2012.
4. Główny Inspektorat Ochrony Środowiska, *Transgraniczne przemieszczanie odpadów – nadzór i kontrola Inspekcji Ochrony Środowiska*, „Aura” 2012, nr 9, s. 19–22.
5. Holger R., *Ekonomia zrównoważonego rozwoju. Teoria i praktyka*, Zysk, Poznań 2010.

6. Ichinose D., Yamamoto M., Yoshida Y., *The Decoupling of Affluence and Waste Discharge under Spatial Correlation: Do Richer Communities Discharge More Waste?*, GRIPS Discussion Paper 11–07, Tokyo 2011.
7. Minister Środowiska, *Polityka ekologiczna państwa w latach 2009–2012 z perspektywą do roku 2016*, Warszawa 2008.
8. Rada UE, *Odnowiona strategia UE dotycząca trwałego rozwoju*, Bruksela 2006.
9. Rozporządzenie WE nr 1013/2006 Parlamentu Europejskiego i Rady z 14.06.2006 r. w sprawie przemieszczania odpadów.
10. Stern D.I., *The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve*, „World Development” 2004, vol. 32, no. 8, s. 1419–1439.
11. Suchecki B., *Ekonometria przestrzenna. Podstawowe metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa 2010.

* * *

Spatiotemporal modeling of transfrontier shipments of waste in Europe

The purpose of this paper is to verify the hypothesis of spatiotemporal Environmental Kuznets Curve (EKC). In this article, EKC shows the relationship between economic growth and the amount of generated municipal waste. The analysis was conducted at the level of thirty-two countries in Europe. Methodological part of the verification covered the use of spatial panel data models based on EKCs. There were determined levels of economic development, at which the amount of produced waste has fallen or invaded, depending on the wealth of the country. An important element of the model was the application of different types of spatial weight matrixes. Data obtained the years 1990–2010. Models were estimated in the RCran package.

Keywords: spatial panel data models, Environmental Kuznets Curve, sustainable development, waste management, spatial weight matrixes