

Wojciech Kisiał¹, Bartosz Stępiński², Paweł Motek²

¹ Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Instytut Informatyki i Ekonomii Ilościowej

wojciech.kisiala@ue.poznan.pl,  <https://orcid.org/0000-0003-3342-3985>

² Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Wydział Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej

BS: bartosz.stepinski@amu.edu.pl,  <https://orcid.org/0000-0002-2378-0033>

PM: pamo@amu.edu.pl,  <https://orcid.org/0000-0002-0321-2709>

Skuteczność wdrażania polityki spójności w regionach UE – modelowanie przestrzenne z uwzględnieniem różnych typów powiązań międzyregionalnych

Zarys treści: Celem artykułu jest weryfikacja skuteczności realizacji polityki spójności w regionach państw Unii Europejskiej z uwzględnieniem różnych typów powiązań międzyregionalnych. Wobec niejednoznaczności wyników badań, które odnoszą się do wpływu wydatkowania funduszy europejskich na wzrost gospodarczy, podjęto próbę budowy przestrzennych modeli ekonometrycznych definiujących w różny sposób oddziaływania przestrzenne pomiędzy regionami. Interakcje te zostały uwzględnione w modelowaniu poprzez zastosowanie sześciu różnych rodzajów macierzy wag przestrzennych: odległości, przyległości, przynależności blokowej, mieszanej, przepływów towarowych i przepływów migracyjnych. Zakresem badania objęto 262 regiony z 28 krajów Unii Europejskiej (włączając Wielką Brytanię i Chorwację) w latach 2007–2022.

Słowa kluczowe: polityka spójności, fundusze europejskie, konwergencja gospodarcza, regresja przestrzenna, macierze wag przestrzennych

Wprowadzenie

Nabierająca aktualnie tempa debata na temat przyszłości polityki spójności oraz wieloletnich ram finansowych po 2027 r. przypada na czas splotu wyjątkowo niekorzystnych dla Unii Europejskiej wydarzeń, takich jak konflikt zbrojny na Ukrainie czy też zapowiedzi izolacjonistycznej polityki w Stanach Zjednoczonych (Schwab 2024). Na te problemy nakłada się również słabnąca od dłuższego czasu pozycja konkurencyjna gospodarek narodowych Unii, co wynika zarówno z obiektywnych,

trudnych do kontrolowania i przewidzenia przyczyn (takich jak COVID-19 i jego następstwa), jak i pewnych błędów strategicznych popełnionych w przeszłości (Draghi 2024). Wreszcie, w odniesieniu do sfery społeczno-politycznej, obserwowane jest nasilanie się postaw eurosceptycznych przy jednoczesnym wzroście znaczenia partii populistycznych w dużej części państw członkowskich UE (Dijkstra i in. 2020, Rodríguez-Pose, Dijkstra 2021, Komisja Europejska 2024a).

Wszystkie wspomniane powyżej okoliczności, szczególnie w zestawieniu z całym szeregiem wyzwań, jakie zostały wskazane w „Dziwiątym raporcie na temat spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej” (Komisja Europejska 2024b), poczynawszy od niekorzystnych trendów demograficznych, poprzez potencjalne zagrożenie kolejnymi falami imigracji do krajów członkowskich, kończąc na kwestiach klimatycznych oraz problemach we wdrażaniu działań związanych z zieloną i cyfrową transformacją – przedstawiają dość niepokojącą perspektywę funkcjonowania Unii Europejskiej w najbliższych latach. Stąd zasadniczego znaczenia m.in. dla podziału środków na realizację poszczególnych polityk unijnych w przyszłych wieloletnich ramach finansowych nabiera kwestia oceny skuteczności prowadzonych dotychczas działań – rozumiana jako „zdolność do osiągania zamierzonych celów lub spodziewanych rezultatów” (Klincewicz 2016, s. 57).

Polityka spójności jako najważniejsza polityka inwestycyjna Unii Europejskiej, angażująca około jednej trzeciej środków wieloletniego budżetu, co w aktualnej perspektywie obejmującej lata 2021–2027 odpowiada kwocie przewyższającej 350 mld euro (Capello i in. 2024, Mendez, Bachtler 2024), jest poddawana skrupulatnej ocenie w zakresie realizacji założonych celów zarówno przez same instytucje unijne, jak i środowisko naukowe. Ocena ta jest utrudniona przede wszystkim ze względu na określenie szerokiego zakresu zadań, jaki został postawiony przed polityką spójności – co jest niekiedy przedmiotem krytyki (Scotti i in. 2022). Ponadto niektórzy autorzy wskazują na trudności związane z ciągłym ewolucyjnym procesem zmian głównych kierunków jej interwencji (Idczak i in. 2024, Fratesi 2025). Niezależnie od tych zastrzeżeń, podstawę do oceny skuteczności polityki spójności stanowi zazwyczaj odpowiedź na dwa pytania: (1) czy środki finansowe wydatkowane w jej ramach wspierają procesy wzrostu gospodarczego w Unii Europejskiej oraz (2) czy jej realizacji towarzyszą procesy zmniejszania się dysproporcji rozwojowych pomiędzy regionami i krajami UE.

Jak stwierdzają Capello i in. (2024), w badaniach odnoszących się do wpływu instrumentów polityki spójności na wzrost gospodarczy oraz nierówności rozwojowe, jednym z najczęściej wykorzystywanych narzędzi są przestrzenne modele regresyjne oparte na podejściu konwergencyjnym. Wyniki uzyskiwane przy zastosowaniu tego rodzaju metod nie przedstawiają jednoznacznego obrazu sytuacji, choć duża część badań wskazuje na pozytywny, lecz niezbyt znaczący wpływ polityki spójności na wzrost gospodarczy (Berkowitz i in. 2020). Według Amendolagine i in. (2024) jednym z najważniejszych nierozwiązanych problemów dotyczących zastosowania tego rodzaju modeli jest kwantyfikacja relacji przestrzennych zachodzących pomiędzy regionami. Zdaniem wspomnianych powyżej autorów, w większości dotychczasowych opracowań dość schematycznie podchodzono do kwestii identyfikacji powiązań regionalnych, co w praktyce ograniczało się do

zastosowania macierzy opartych na bezpośrednim sąsiedztwie bądź fizycznej odległości między badanymi jednostkami. Prezentowane przez nas wyniki badań stanowią próbę wypełnienia tej luki.

Celem pracy jest weryfikacja skuteczności realizacji polityki spójności w regionach państw członkowskich UE z uwzględnieniem różnych typów powiązań międzyregionalnych. Cel ten osiągnięto poprzez odpowiedź na następujące pytania badawcze:

1. Czy i w jakim stopniu środki funduszy europejskich warunkowały dynamikę wzrostu gospodarczego w regionach państw członkowskich Unii Europejskiej?
2. Czy realizacji polityki spójności towarzyszył proces międzyregionalnej beta-konwergencji gospodarczej?
3. Czy pomiędzy poszczególnymi regionami występowały interakcje przestrzenne? Jeżeli tak, to który z typów zastosowanych macierzy wag przestrzennych w najlepszym stopniu opisuje badane zjawisko?

Odpowiedzi na pytania badawcze poszukiwaliśmy poprzez weryfikację modelu ekonometrycznego charakteryzującego proces beta-konwergencji warunkowej opartej na jego klasycznej formie (Barro, Sala-i-Martin 1992) wzbogaconej o zmienne określające interakcje przestrzenne w sześciu różnych wersjach (macierze: odległości, przyległości, przynależności blokowej, mieszana, przepływów towarowych i przepływów migracyjnych). Zakres przestrzenny pracy objął 262 regiony NUTS-2 z 28 krajów Unii Europejskiej (wraz z Chorwacją i Wielką Brytanią). Zakres czasowy badania odnosi się do lat 2007–2022 i obejmuje wydatki w ramach dwóch pełnych perspektyw finansowych – 2007–2013 oraz 2014–2020. W analizach wzięliśmy pod uwagę środki wszystkich funduszy strukturalnych i inwestycyjnych, włączając w to również Fundusz Spójności.

Artykuł składa się z pięciu części. W części drugiej przedstawiamy przegląd wybranych wyników badań dotyczących skuteczności polityki spójności ze szczególnym uwzględnieniem tych analiz, w których wykorzystano różne typy macierzy przestrzennych. Część trzecia zawiera charakterystykę zastosowanej metody badań wraz z opisem danych, które zostały włączone do modeli. W kolejnej części przedstawiono wyniki estymacji modeli wraz z interpretacją. Pracę kończy dyskusja i konkluzje.

Przegląd literatury

Pomimo licznych prób empirycznej weryfikacji skuteczności polityki spójności, kwestia ta pozostaje nierozstrzygnięta. Publikowane wyniki coraz to nowszych badań nierzadko prowadzą do sprzecznych wniosków, a odpowiedzi na postawione pytania w świetle literatury wydają się dalece niejednoznaczne (Maucorps i in. 2020). W tym kontekście możliwe jest wydzielenie czterech grup prac, których konkluzje różnią się stanowiskiem w odniesieniu do problematyki wpływu polityki spójności na wzrost gospodarczy.

Na pierwszą z wydzielonych grup składają się prace potwierdzające pozytywne oddziaływanie środków europejskich na dynamikę wzrostu gospodarczego

w regionach Unii Europejskiej (m.in. Esposti, Bussoletti 2008, Mohl, Hagen 2010, Maynou i in. 2016, Fiaschi i in. 2018). Rekomendacje wynikające z tych badań wskazują na konieczność kontynuowania polityki spójności jako formy interwencji, która w pełni realizuje postawione przed nią zadania.

Drugą grupę badań tworzą prace wskazujące na warunkową skuteczność polityki spójności. Analizy te zasadniczo potwierdzają wpływ funduszy europejskich na wzrost gospodarczy, wskazując jednocześnie, że wpływ ten może być ograniczony do pewnej kategorii wydatków lub określonych ram czasowych. Na przykład analiza Rodrígueza-Pose i Fratesiego (2004) potwierdza pro wzrostowy charakter wyłącznie inwestycji w edukację i zasoby ludzkie, przy braku pozytywnego efektu dla wydatków przeznaczonych na infrastrukturę czy też bezpośrednie wsparcie przedsiębiorstw. Z kolei praca Rodrígueza-Pose i Novak (2013) wskazuje na różniące się między sobą efekty prowadzenia polityki spójności w poszczególnych perspektywach finansowych objętych analizą – pozytywny wpływ dla okresu 2000–2006, przy braku takiej zależności dla lat 1994–1999. Do tej grupy badań zalicza się również prace, w których podkreślono, że skuteczność interwencji nie występuje w każdych warunkach, lecz może być uzależniona od obecności pewnych czynników, np. określonej jakości instytucji (Ederveen i in. 2006, Rodríguez-Pose, Garcilazo 2015).

Kolejna grupa analiz wskazuje na brak skuteczności polityki spójności, nie potwierdzając tym samym ani pozytywnej, ani negatywnej zależności między wielkością wydatkowanych środków europejskich a wskaźnikami charakteryzującymi wzrost gospodarczy (m.in. Dall'erba, Le Gallo 2008, Antunes i in. 2020). Rekomendacje płynące z prac zaliczanych do tej grupy akcentują potrzebę koordynacji wydatkowania funduszy europejskich z innymi politykami oraz inwestycjami nie pochodzącymi ze środków publicznych tak, aby w pełni osiągnąć efekt synergii.

Najbardziej pesymistyczne wnioski wynikają natomiast z badań wskazujących na negatywne oddziaływanie wydatkowania funduszy europejskich na dynamikę wzrostu gospodarczego. Analizy przeprowadzone przez Breidenbacha i in. (2019) wykazały, że wydatkowane środki funduszy strukturalnych i inwestycyjnych mają negatywny wpływ na wzrost gospodarczy w analizowanych regionach (w różnych wariantach opisywanych modeli wartość oddziaływania wahała się od 0% do –0,5% PKB). Podobne konkluzje na podstawie analiz europejskiej polityki regionalnej w latach 80. i 90. XX w. sformułowali w swojej pracy Boldrin i Canova (2001).

Przedstawione powyżej rozbieżności dotyczące oceny wpływu funduszy unijnych na wzrost gospodarczy mogą wynikać z kilku przyczyn. Jedną z najważniejszych jest odmiennosc w definiowaniu zakresów przestrzennych, czasowych i przedmiotowych poszczególnych analiz. Dodatkowo na różnorodność uzyskiwanych wyników mogą oddziaływać różnice w specyfikacji zastosowanych modeli (jego postaci analitycznej czy też przyjętego zestawu zmiennych), jak również sam stopień skomplikowania procesów oddziaływania tego rodzaju interwencji publicznej na wzrost gospodarczy (Dall'erba, Fang 2017).

Obok braku jednoznaczności uzyskiwanych wyników, jednym z istotnych problemów analiz ekonometrycznych dotyczących oceny skuteczności polityki

spójności jest kwestia uwzględniania w modelach zależności przestrzennych pomiędzy regionami (Amendolagine i in. 2024). W przypadku znaczącej części dotychczasowych badań oddziaływania te w ogóle nie były brane pod uwagę bądź kwestię tę traktowano schematycznie, co przejawiało się w zastosowaniu w modelowaniu dwóch klasycznych typów macierzy: przyległości lub odległości (por. Dall’erba, Le Gallo 2008, Mohl, Hagen 2010, Antunes i in. 2020). Do wyjątków w tym zakresie należy zaliczyć prace Scottiego i in. (2022) oraz Amendolagine i in. (2024). W pierwszym ze wspomnianych badań w analizie wpływu funduszy europejskich na wzrost gospodarczy w latach 2007–2014 w regionach 27 krajów członkowskich wykorzystano m.in. macierz opartą na podobieństwie struktur regionów według sektorów działalności ekonomicznej. W drugiej z przywołanych analiz nowatorstwo przyjętych rozwiązań polegało na zastosowaniu macierzy uwzględniającej rzeczywistą siłę powiązań handlowych pomiędzy regionami wszystkich państw członkowskich UE. Podstawę do określenia siły oddziaływania stanowiła suma wartości dodanej eksportu i importu w poszczególnych regionach. W obu przywoływanych badaniach potwierdzono pozytywny wpływ funduszy unijnych na wzrost gospodarczy.

Metoda badań i dane

W postępowaniu badawczym zmierzającym do wyjaśnienia, czy fundusze unijne warunkują dynamikę wzrostu gospodarczego w regionach Unii Europejskiej (ryc. 1), wykorzystujemy podejście konwergencyjne. W klasycznej wersji, upowszechnionej w pracach Barro i Sala-i-Martina (1992, 2004), polega ono na badaniu zależności między względnym przyrostem dochodu per capita a jego poziomem początkowym. W sytuacji gdy biedniejsze początkowo regiony odnotowują wyższą dynamikę wzrostu w stosunku do regionów bogatszych, dochodzi do zmniejszania nierówności regionalnych, co określa się mianem konwergencji typu beta. Weryfikacja beta-konwergencji odbywa się w drodze modelowania ekonometrycznego. W roli predyktorów w szacowanych modelach, poza stanem początkowym zmiennej kwantyfikującej dochód, uwzględnić można pewne zmienne kontrolne jako dodatkowe czynniki warunkujące wzrost dochodu per capita. W tym wariancie mowa jest o tzw. konwergencji warunkowej (Mankiw i in. 1992, Boldrin, Canova 2001, Islam 2003, Wójcik 2008).

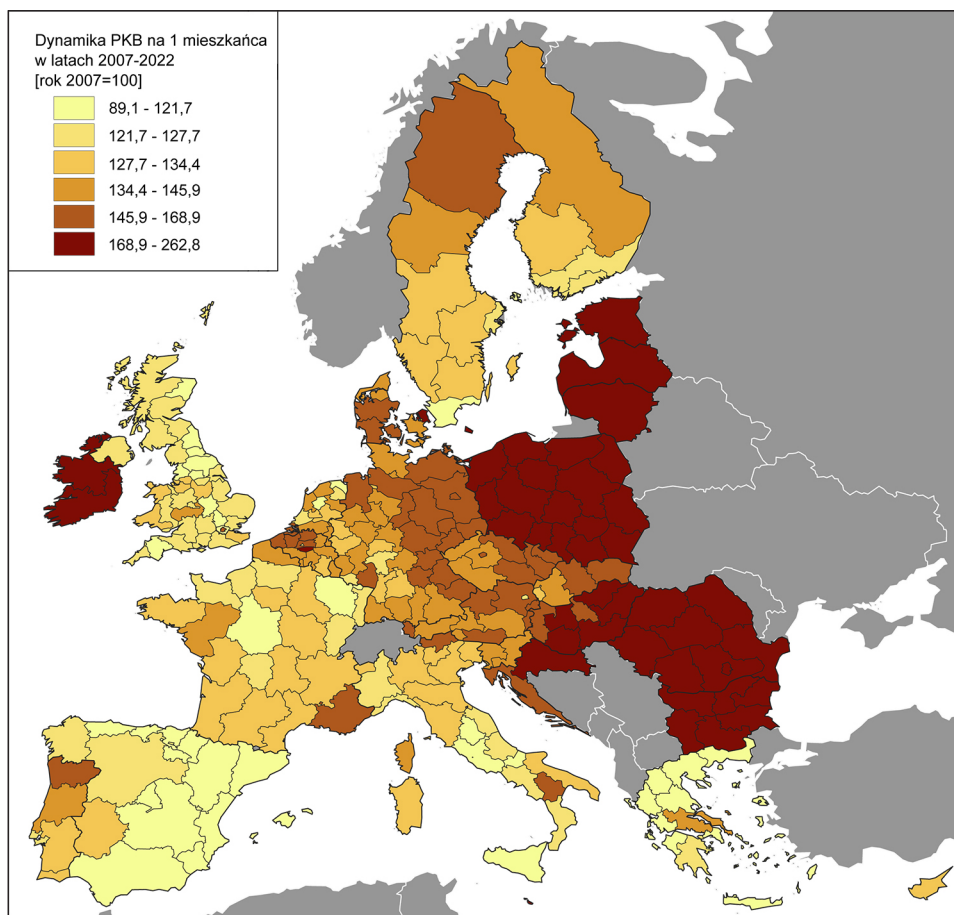
W niniejszym badaniu punktem wyjścia analiz statystycznych był jednorównaniowy model regresji w postaci:

$$\log\left(\frac{PKB_{i,t_0+T}}{PKB_{i,t_0}}\right) = \alpha + \beta \log(PKB_{i,t_0}) + \sum_{m=1}^k \gamma_m \log(x_{m,i}) + \varepsilon_i$$

gdzie:

PKB_{i,t_0} – poziom regionalnego dochodu per capita w okresie początkowym (PKB per capita w i -tym regionie UE w roku 2007),

PKB _{i, t_{0+T}} – poziom regionalnego dochodu per capita w okresie końcowym (2022),
 $x_{m,i}$ – egzogeniczne zmienne strukturalne mogące wpływać na wzrost dochodu per capita,
 α, β, γ_m – szacowane parametry strukturalne modelu,
 ε_i – składnik losowy.



Ryc. 1. Zróżnicowanie regionalne dynamiki wzrostu gospodarczego w Unii Europejskiej w latach 2007–2022

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wśród testowanych czynników warunkujących wzrost gospodarczy (zmienne x_m) uwzględniamy z jednej strony zmienne kwantyfikujące wartość pozyskanych środków europejskich, a z drugiej strony zmienne kontrolne, określające indywidualne charakterystyki gospodarcze badanych regionów. Wobec braku konsensusu w literaturze co do zestawu czynników wykorzystywanych w analizach beta-konwergencji warunkowej (Wójcik 2018), nasz wybór zmiennych

kontrolnych nawiązuje do tradycyjnych czynników wzrostu gospodarczego, do których należą kapitał (inwestycje), zasoby ludzkie (praca) i postęp technologiczny (innowacyjność) (Krugman, Wells 2010)¹. Finalna lista zmiennych objaśniających obejmuje:

1. Nakłady brutto na środki trwałe per capita w regionie w 2007 r. (INW) – jeden z najczęściej wykorzystywanych wskaźników do mierzenia poziomu inwestycji w gospodarce. Kwantyfikuje wydatki, które są przeznaczone na inwestycje (zakup nowych lub modernizacja istniejących środków trwałych), a nie konsumpcję. Wysokie nakłady na środki trwałe mogą wskazywać na inwestycje w przyszły wzrost gospodarczy, co jest pozytywnym sygnałem dla długoterminowej kondycji gospodarki. Wskaźnik ten był wcześniej wykorzystywany w analogicznych badaniach prowadzonych m.in. przez Maynou i in. (2016) oraz Scotti i in. (2022).
2. Wskaźnik zatrudnienia w regionie w 2007 roku (PRAC) – obliczony jako stosunek pracujących do ogólnej liczby ludności w wieku 15 lat i więcej. Używany jest jako wskaźnik obrazujący poziom rozwoju rynku pracy w badanym obszarze (Fiaschi i in. 2018, Pellegrini i in. 2013, Rodríguez-Pose, Garcilazo 2015). W badaniu wykorzystaliśmy miarę opartą na miejscu pracy, a zatem wskaźnik bazował na liczbie dostępnych miejsc pracy w regionie, a nie liczbie zatrudnionych osób mieszkających w tym regionie.
3. Udział zasobów ludzkich dla nauki i techniki w populacji regionu w 2007 r. (B+R) – jako wskaźnik zaawansowania technologicznego i innowacyjności danego regionu. Kwantyfikuje on odsetek populacji zajmującej się pracami związanymi z tworzeniem, rozwojem, rozpowszechnianiem i zastosowaniem wiedzy naukowo-technicznej. Statystyki dotyczące zasobów ludzkich dla nauki i techniki są jedną z głównych miar rozwoju gospodarki opartej na wiedzy (Alecke i in. 2013, Breidenbach i in. 2019).
4. Wartość pozyskanych środków europejskich per capita (FUE) – wielkość ta odnosi się do wszystkich środków funduszy europejskich (łącznie z Funduszem Spójności) faktycznie wydatkowanych w perspektywach finansowych 2007–2013 oraz 2014–2020 (z uwzględnieniem zasady wydatkowania środków $n+2$). Wartości zmiennej dla poszczególnych regionów ustaliliśmy na podstawie danych Komisji Europejskiej udostępnionych na Cohesion Open Data Platform (cohesiondata.ec.europa.eu).
5. Opóźnienie przestrzenne zmiennej FUE – rozumiane jako średnia wartość pozyskanych środków UE per capita z regionów sąsiadujących (OP_FUE). Wartości zmiennej OP_FUE obliczyliśmy w sześciu wariantach, wykorzystując różne macierze wag przestrzennych, opisane w dalszej części rozdziału. Zmienna ta stanowi komponent przestrzenny służący do weryfikacji

¹ Istnieją prace, w których do modelowania procesów regionalnej konwergencji wykorzystano szerszy zestaw potencjalnych czynników mogących wpływać na wzrost gospodarczy, w tym m.in. wielkość populacji, odsetek ludności mieszkającej na obszarach metropolitalnych, udział ludności z wykształceniem wyższym, liczba znaków towarowych na 1000 mieszkańców, wartość inwestycji zagranicznych na 1000 mieszkańców, udział firm sprzedających online (Capello, Lenzi 2024).

oddziaływania funduszy pozyskanych w danej lokalizacji (danym regionie) na inne lokalizacje.

Taka specyfikacja modelu, uwzględniająca zarówno nieopóźnione, jak i opóźnione przestrzennie zmienne objaśniające, w literaturze określana jest mianem modelu regresji krzyżowej (*spatial cross-regressive models* – SCM). Modele tego typu umożliwiają wykrycie interakcji w zbiorze zmiennych objaśniających, a tym samym weryfikację istotności zmiennych egzogenicznych działających lokalnie oraz tzw. efektów rozprzestrzeniania z innych lokalizacji (w tym przypadku, czy fundusze pozyskane w danym regionie przekładają się na tempo wzrostu dochodu tylko tego regionu, czy też występują mechanizmy dyfuzji impulsów wzrostowych na otaczające tereny). Ze względu na brak korelacji zmiennych ze składnikiem losowym, modele SCM mogą być szacowane zwykłą metodą najmniejszych kwadratów (Suchecki 2010, Olejnik, Olejnik 2020).

Oszacowane modele SCM testujemy z wykorzystaniem reszt estymacji m.in. pod kątem występowania autokorelacji przestrzennej. Weryfikację hipotezy o istnieniu autokorelacji przestrzennej przeprowadzamy za pomocą globalnej statystyki Morana wyrażonej wzorem:

$$I = \frac{\mathbf{e}^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{\mathbf{e}^T \mathbf{e}}$$

gdzie $\mathbf{e}$ jest wektorem reszt z regresji, a $\mathbf{W}$ wierszowo standaryzowaną macierzą wag przestrzennych stopnia n (Kossowski 2010). W sytuacji stwierdzenia istotnej statystycznie autokorelacji przestrzennej składnika losowego niezbędne było zastosowanie podejścia przestrzennego w modelowaniu beta-konwergencji warunkowej. Wybór odpowiedniej wersji modelu regresji przestrzennej dokonywany był na podstawie testów mnożników Lagrange’a (w wersji zwykłej i odpornej). Wskazywały one, czy model powinien uwzględniać zależność przestrzenną zmiennej objaśnianej ($LM_\rho > LM_\lambda$ lub $RLM_\rho > RLM_\lambda$) czy błędu losowego ($LM_\rho < LM_\lambda$ lub $RLM_\rho < RLM_\lambda$). Połączenie regresji krzyżowej z autoregresją zmiennej objaśnianej daje specyfikację nazywaną przestrzennym modelem Durbina (*spatial Durbin model* – SDM) (LeSage, Pace 2009). Z kolei model uwzględniający zarówno regresję krzyżową, jak i opóźnienie przestrzenne składnika losowego określany jest jako przestrzenny model Durbina dla błędu (*spatial Durbin error model* – SDEM) (Elhorst 2014). Modele przestrzenne szacowane są metodą największej wiarygodności, która uznawana jest „za najlepszą metodę estymacji parametrów wszystkich wariantów równań regresji przestrzennej” (Suchecki, Olejnik 2010, s. 267).

W celu weryfikacji autokorelacji przestrzennej oraz szacowania modeli przestrzennych należało określić strukturę powiązań pomiędzy regionami UE w ramach tzw. macierzy wag przestrzennych. W badaniu wykorzystaliśmy sześć różnych rodzajów macierzy wag przestrzennych. Każda z nich w odmienny sposób kwantyfikowała powiązania pomiędzy badanymi regionami. Tym samym umożliwiała weryfikację mechanizmu oddziaływania przestrzennego warunkującego

proces konwergencji gospodarczej na szczeblu regionalnym w Unii Europejskiej. Należały do nich:

1. Macierz odległości W1 – specyfikacja elementów tej macierzy bazuje na pomiarze odległości d pomiędzy regionami i oraz j . Pomiarzy wykonano w metryce euklidesowej, a wagi obliczono z wykorzystaniem funkcji malejącej liniowo $w_{ij} = d_{ij}^{-1}$ (tzw. macierz odwrotnej odległości). W celu uzyskania pożądanych własności asymptotycznych szacowanych modeli przestrzennych zastosowaliśmy tzw. punkt odcięcia, a więc jeżeli $d_{ij} > D$, to $w_{ij} = 0$.
2. Macierz przyległości W2 – w tym przypadku sąsiedztwo definiowane jest za pomocą kryterium wspólnej granicy. Założyliśmy, że sąsiadami są regiony, które dzielą wspólną granicę, bez względu na długość tej granicy (tzw. macierz typu queen).
3. Macierz przynależności blokowej W3 – o sąsiedztwie nie decydowała bliskość geograficzna, a przynależność do tego samego bloku (ugrupowania). Założyliśmy, że sąsiadami i -tego regionu będą pozostałe regiony położone w tym samym państwie (kraju członkowskim UE). Macierz ta umożliwiała identyfikację krajowych uwarunkowań tempa wzrostu gospodarczego oraz absorpcji środków europejskich.
4. Macierz mieszana (sąsiedztwa wewnątrz krajowego) W4 – macierz będąca koniunkcją dwóch poprzednich macierzy (W2 i W3). Za sąsiadujące uznawane były regiony, które dzieliły wspólną granicę, ale tylko w ramach danego państwa. Oprócz uwzględnienia krajowych podobieństw, macierz zakładała, że regiony przyległe (często bliższe) bardziej na siebie oddziałują niż regiony odległe.
5. Macierz przepływów towarowych W5 – wagi odzwierciedlały rzeczywiste powiązania między badanymi regionami w zakresie przewozów towarów. Zgodnie z tą macierzą jednostki sąsiadujące ze sobą to takie, między którymi były transportowane towary (następowała wymiana towarowa), a poszczególne wagi w_{ij} równe były wielkości frachtu pomiędzy regionami i oraz j (suma załadunku i rozładunku przeliczona na 1000 mieszkańców obu regionów), z uwzględnieniem założonego punktu odcięcia D . Dane na temat wymiany towarowej pomiędzy regionami UE z lat 2010–2018 pochodzą ze źródeł ESPON EGTC i zostały opracowane w ramach projektu International Relations in Europe.
6. Macierz przepływów migracyjnych W6 – macierz określała powiązania międzyregionalne w UE na podstawie wielkości migracji rezydencjalnych. Elementy macierzy kwantyfikowały sumę imigracji i emigracji na pobyt stały pomiędzy badanymi regionami (w relacji do liczby ludności tych regionów). Podobnie jak w przypadku macierzy W5, wielkość przepływów migracyjnych pomiędzy regionami UE za lata 2010–2018 pozyskano z ESPON EGTC.

Wyniki

Procedurę badawczą rozpoczęto od estymacji modeli beta-konwergencji warunkowej metodą najmniejszych kwadratów (modele SCM). W modelach tych wykorzystano klasyczne błędy standardowe (zakładające homoskedastyczność i brak autokorelacji) i na ich podstawie oceniono istotność statystyczną zmiennych objaśniających (tab. 1).

Tabela 1. Wyniki modelowania beta-konwergencji warunkowej (modele SCM)

Macierz wag →	W1 (odległość)		W2 (przyległość)		W3 (przynależność)		W4 (mieszana)		W5 (fracht)		W6 (migracje)	
Zmienne ↓	Wsp. (Bł.std.)	wartość- <i>p</i>	Wsp. (Bł.std.)	wartość- <i>p</i>	Wsp. (Bł.std.)	wartość- <i>p</i>	Wsp. (Bł.std.)	wartość- <i>p</i>	Wsp. (Bł.std.)	wartość- <i>p</i>	Wsp. (Bł.std.)	wartość- <i>p</i>
Stała	0,882 (0,200)	0,000	0,816 (0,185)	0,000	0,899 (0,188)	0,000	0,889 (0,188)	0,000	0,880 (0,186)	0,000	0,781 (0,187)	0,000
PKB ₁₀	-0,687 (0,063)	0,000	-0,654 (0,062)	0,000	-0,700 (0,061)	0,000	-0,702 (0,062)	0,000	-0,680 (0,062)	0,000	-0,685 (0,060)	0,000
INW	0,082 (0,044)	0,061	0,079 (0,043)	0,065	0,088 (0,043)	0,042	0,089 (0,043)	0,041	0,079 (0,043)	0,067	0,102 (0,043)	0,018
PRAC	0,517 (0,073)	0,000	0,508 (0,070)	0,000	0,537 (0,071)	0,000	0,539 (0,072)	0,000	0,500 (0,073)	0,000	0,571 (0,070)	0,000
B+R	0,417 (0,045)	0,000	0,382 (0,045)	0,000	0,412 (0,045)	0,000	0,416 (0,044)	0,000	0,414 (0,044)	0,000	0,410 (0,044)	0,000
FUE	-0,021 (0,016)	0,209	-0,015 (0,012)	0,209	-0,007 (0,012)	0,589	-0,007 (0,014)	0,645	-0,039 (0,019)	0,038	0,030 (0,017)	0,071
OP_FUE	0,020 (0,040)	0,306	0,018 (0,005)	0,001	-0,005 (0,007)	0,521	-0,003 (0,011)	0,767	0,049 (0,023)	0,039	-0,071 (0,022)	0,001
R ²	0,57		0,59		0,57		0,57		0,58		0,59	
LogLik	378,33		383,27		378,00		377,84		379,99		383,25	
AIC	-742,66		-752,54		-742,01		-741,67		-745,98		-752,49	

Źródło: obliczenia własne.

Modele te zostały następnie poddane weryfikacji m.in. w zakresie autokorelacji przestrzennej składnika losowego. Bez względu na zastosowaną macierz wag przestrzennych, badanie wykazało istotną statystycznie dodatnią autokorelację reszt regresyjnych (tab. 2). Wartości indeksu Morana wahały się od 0,14 w przypadku macierzy odwrotnej odległości (W1), do 0,43 przy sąsiedztwie kwantyfikowanym w macierzy przynależności blokowej (W3) i macierzy mieszanej (W4). Oznacza to, że w przypadku badanego procesu zależności przestrzenne o charakterze autokorelacyjnym w największym stopniu ujawniają się pomiędzy regionami w ramach tego samego kraju. Może to wynikać z odmiennych parametrów strukturalnych poszczególnych gospodarek narodowych oraz krajowej alokacji funduszy unijnych.

Tabela 2. Diagnostyka zależności przestrzennych w modelach SCM

Macierz wag →	W1 (odległość)		W2 (przyległość)		W3 (przynależność)		W4 (mieszana)		W5 (fracht)		W6 (migracje)	
Statystyka ↓	Stat.	wartość-p	Stat.	wartość-p	Stat.	wartość-p	Stat.	wartość-p	Stat.	wartość-p	Stat.	wartość-p
I Morana	0,14	0,00	0,30	0,00	0,43	0,00	0,43	0,00	0,31	0,00	0,36	0,00
LM _p	107,54	0,00	101,38	0,00	281,50	0,00	125,71	0,00	34,56	0,00	74,32	0,00
RLM _p	55,26	0,00	61,30	0,00	80,63	0,00	61,44	0,00	8,26	0,00	17,55	0,00
LM _i	55,89	0,00	46,43	0,00	228,49	0,00	68,06	0,00	32,36	0,00	73,71	0,00
RLM _i	3,61	0,06	6,35	0,01	27,62	0,00	3,79	0,05	6,06	0,01	16,94	0,00

Źródło: obliczenia własne.

Autokorelowane reszty z regresji są sygnałem wskazującym na występowanie efektów przestrzennych, które z kolei powodują zmiany własności estymatorów wyprowadzanych metodą najmniejszych kwadratów (Longley i in. 2005). Uwzględnienie autokorelacji przestrzennej w modelu ekonometrycznym nie tylko poprawia własności estymatorów, ale również dostarcza dodatkowe możliwości interpretacyjne (Olejnik, Olejnik 2020). Testy mnożników Lagrange’a wskazywały każdorazowo na konieczność rozszerzenia modelu o komponent autoregresyjny zmiennej objaśnianej, co sprowadzało się do oszacowania modeli SDM.

Modele SDM (tab. 3) pozwoliły zaobserwować, że w badanym okresie następował proces konwergencji typu beta, a regiony o niższym początkowym poziomie wzrostu uzyskiwały statystycznie szybsze tempo wzrostu gospodarczego (ujemne i istotne statystycznie oszacowania parametru przy zmiennej PKB_{t_0}). Wyniki modelowania przestrzennego dowodzą, że dynamika wzrostu gospodarczego zależna była od nakładów inwestycyjnych, wielkości zasobów pracy oraz postępu technologicznego i innowacyjności (dodatknie oszacowania przy zmiennych INW, PRAC oraz B+R). Wykazują ponadto, że bez względu na system wag kwantyfikujących sąsiedztwo tempo wzrostu regionów sąsiednich w istotnym stopniu powiązane było z dynamiką wzrostu gospodarczego w danej lokalizacji (dodatknie i istotne statystycznie oszacowania przy opóźnieniu przestrzennym zmiennej objaśnianej OP_Y). Równocześnie oszacowane modele różniły się w ocenie skuteczności wdrażania polityki spójności w regionach UE. Różnice dotyczyły zarówno siły i kierunków powiązań, jak i istotności statystycznej zmiennych określających wartość pozyskanych środków europejskich (zmienne FUE oraz OP_FUE).

Modele bazujące na dwóch najczęściej wykorzystywanych systemach wag przestrzennych (W1 i W2) wskazywały, że fundusze unijne nie wpływały na dynamikę wzrostu gospodarczego regionów (brak istotności statystycznej zmiennej FUE). Nie występowały też efekty rozprzestrzeniania się impulsów wzrostowych generowanych przez pozyskane środki unijne w regionach sąsiednich (nieistotna statystycznie zmienna OP_FUE). Z kolei przyjęcie struktury powiązań określonej w macierzy przynależności blokowej (W3) oraz macierzy mieszanej (W4) pozwoliło udowodnić pozytywne efekty polityki spójności, czego przejawem była dodatnia zależność pomiędzy poziomem wykorzystania funduszy unijnych (zmienne

Tabela 3. Wyniki modelowania beta-konwergencji warunkowej (modele SDM)

Macierz wag →	W1 (odległość)		W2 (przyległość)		W3 (przynależność)		W4 (mieszana)		W5 (fracht)		W6 (migracje)	
Zmienne ↓	Wsp. (Bł.std.)	wartość-p	Wsp. (Bł.std.)	wartość-p	Wsp. (Bł.std.)	wartość-p	Wsp. (Bł.std.)	wartość-p	Wsp. (Bł.std.)	wartość-p	Wsp. (Bł.std.)	wartość-p
OP_Y	0,697 (0,082)	0,000	0,601 (0,047)	0,000	0,781 (0,031)	0,000	0,683 (0,035)	0,000	0,274 (0,042)	0,000	0,400 (0,044)	0,000
Stała	0,696 (0,168)	0,000	0,385 (0,142)	0,007	0,250 (0,113)	0,026	0,244 (0,119)	0,040	0,724 (0,170)	0,000	0,474 (0,160)	0,003
PKB ₀	-0,481 (0,059)	0,000	-0,338 (0,052)	0,000	-0,207 (0,040)	0,000	-0,248 (0,043)	0,000	-0,571 (0,059)	0,000	-0,439 (0,056)	0,000
INW	0,091 (0,039)	0,019	0,068 (0,032)	0,037	0,063 (0,026)	0,014	0,061 (0,027)	0,026	0,114 (0,039)	0,004	0,082 (0,036)	0,023
PRAC	0,322 (0,068)	0,000	0,244 (0,058)	0,000	0,127 (0,045)	0,005	0,186 (0,049)	0,000	0,391 (0,070)	0,000	0,347 (0,065)	0,000
B+R	0,232 (0,042)	0,000	0,192 (0,036)	0,000	0,108 (0,028)	0,000	0,124 (0,030)	0,000	0,292 (0,043)	0,000	0,283 (0,039)	0,000
FUE	-0,011 (0,015)	0,443	-0,001 (0,009)	0,922	0,038 (0,008)	0,000	0,027 (0,009)	0,003	-0,027 (0,017)	0,109	0,062 (0,015)	0,000
OP_FUE	-0,013 (0,019)	0,488	-0,005 (0,004)	0,243	-0,050 (0,005)	0,000	-0,032 (0,007)	0,000	0,029 (0,021)	0,180	-0,095 (0,019)	0,000
pseudo-R ²	0,65		0,76		0,85		0,83		0,64		0,70	
LogLik	402,70		437,28		495,13		469,77		397,85		418,56	
AIC	-789,40		-858,57		-974,26		-923,54		-779,69		-821,13	

Źródło: obliczenia własne.

FUE) a tempem wzrostu gospodarczego regionów UE. Na odwrotny kierunek zależności wskazywały natomiast oszacowania parametru odnoszącego się do opóźnień przestrzennych wartości wykorzystanych środków UE (zmienna OP_FUE). Oznacza to, że środki pozyskane przez sąsiadów osłabiały dynamikę wzrostu w danym regionie. Uzyskane wyniki zdają się wskazywać, że w badanym okresie fundusze unijne pozyskane w regionach sąsiednich budowały przede wszystkim ich przewagę konkurencyjną. Wreszcie wyniki modelowania wykorzystującego macierze przepływów towarowych i migracyjnych (W5 i W6) w odmienny sposób weryfikowały wpływ funduszy UE na dynamikę wzrostu gospodarczego. Z modelu opartego na powiązaniach frachtowych wynika brak istotnego statystycznie związku pomiędzy wykorzystaniem funduszy (zarówno w danym regionie, jak i w regionach powiązanych) a tempem wzrostu. Natomiast zastosowanie macierzy przepływów migracyjnych wykazało, że z jednej strony proces konwergencji warunkowany był wysokością pozyskanych środków unijnych (dodatnie i istotne statystycznie oszacowanie parametru przy zmiennej FUA), z drugiej, że fundusze pozyskane przez sąsiadów (czyli regiony powiązane przepływem migracyjnym) osłabiały dynamikę wzrostu w danym regionie (ujemne i istotne statystycznie oszacowanie parametru przy zmiennej OP_FUA).

Uwzględnienie interakcji przestrzennych zmiennej objaśnianej w analizie konwergencji poprawiło jakość dopasowania modeli do danych empirycznych. Wartości logarytmu wiarygodności dla modeli SDM w każdym przypadku przewyższały wartości charakteryzujące modele SCM (analogicznie modele SDM cechowały niższe wartości kryterium AIC). Współczynnik pseudo-R², który mierzy udział wariancji objaśnionej w wariancji całkowitej, wskazuje, że najlepiej dopasowanym spośród testowanych modeli przestrzennych jest ten z macierzą przynależności W3 (pseudo-R² sięga 0,85). Oznacza to, że modelując proces konwergencji warunkowej w regionach UE powinno się uwzględniać interakcje przestrzenne pomiędzy regionami w poszczególnych krajach. Uwzględnienie tych zależności gwarantuje uzyskanie najwyższego dopasowania modelu ekonometrycznego do danych empirycznych, co jest ważnym kryterium doboru macierzy wag przestrzennych (Getis, Aldstadt 2004).

Dyskusja i wnioski

Uzyskane wyniki wpisują się w nurt badań wskazujących na warunkową skuteczność realizacji polityki spójności. W przeciwieństwie jednak do wcześniejszych prac (m.in. Rodríguez-Pose, Fratesi 2004, Rodríguez-Pose, Novak 2013), nasza analiza wykazała, że identyfikacja pozytywnego wpływu środków europejskich na wzrost gospodarczy może być uzależniona od rodzaju zastosowanego podejścia w modelowaniu ekonometrycznym. O ile klasyczne modele nie potwierdziły oddziaływania funduszy unijnych, o tyle wykorzystanie podejścia przestrzennego pozwoliło pozytywnie zweryfikować analizowaną zależność. Co więcej, w świetle uzyskanych wyników można zaobserwować, że duże znaczenie w tym zakresie ma sposób kwantyfikacji powiązań pomiędzy regionami (wynikający z przyjętej macierzy wag przestrzennych). Proste i najczęściej stosowane w literaturze macierze odległości i przyległości wskazywały na brak wpływu funduszy unijnych na dynamikę wzrostu gospodarczego. Równocześnie modele z tymi macierzami były gorzej dopasowane do danych empirycznych w stosunku do modeli wykorzystujących rzadziej wykorzystywane macierze przynależności i mieszaną, które ten wpływ w wymiarze statystycznym potwierdzały. Z kolei niejednoznaczność modeli bazujących na macierzach przepływów wynika z wyraźnie odmiennej struktury powiązań frachtowych i migracyjnych. Natężenie tych ostatnich w dużym stopniu wykazywało podobieństwo do bezpośredniego sąsiedztwa wewnątrz krajowego (najwięcej migracji ma miejsce pomiędzy regionami sąsiadującymi oraz w ramach jednego państwa). Powiązania w macierzy frachtowej były dużo bardziej zróżnicowane przestrzennie, przy czym najsilniej połączone były regiony stanowiące ważne węzły międzynarodowej wymiany handlowej. Jak się okazuje, powiązania tego rodzaju nie są użyteczne w modelowaniu procesów konwergencji warunkowej.

W literaturze poruszającej problem wyboru odpowiedniej macierzy wag kwantyfikującej powiązania jednostek przestrzennych (Kooijman 1976, Florax, Rey 1995, Griffith 1996, Getis, Aldstadt 2004, Łaskiewicz 2014), z jednej strony

postuluje się wykorzystanie takich macierzy, które maksymalizują wartość współczynnika Morana oraz miar dobroci dopasowania modeli do danych, a z drugiej podkreśla generalną zasadę preferowania macierzy mniej skomplikowanych i łatwiejszych w interpretacji. Na podstawie uzyskanych wyników zaobserwowaliśmy, że w przypadku badanych procesów w największym stopniu pożądane własności spełniała macierz przynależności blokowej. Oprócz spełnienia kryteriów statystycznych, macierz kwantyfikująca przynależność krajową wydaje się również merytorycznie adekwatna do rozwiązywanego problemu. Wynika to z faktu, że duża część funduszy unijnych przydzielana była poszczególnym krajom członkowskim, m.in. w zależności od ich liczby ludności, wielkości PKB i poziomu bezrobocia. Także zmienne kontrolne mają uwarunkowania krajowe, reprezentując inne poziomy np. w nowych i starych krajach członkowskich (Jantoń-Drozdowska, Majewska 2016, Lopez-Bazo 2022). W tym kontekście warto dodatkowo nadmienić, że istnieją prace sugerujące, iż procesy konwergencji w UE wynikają w większym stopniu ze zmian zachodzących na poziomie państw niż z procesów obserwowanych na szczeblu regionalnym (Smętkowski, Wójcik 2012, Smętkowski 2015a, b). W tej sytuacji konwergencja regionalna byłaby jedynie pochodną procesów upodabniania się gospodarek krajowych, a w najlepszym stopniu zjawisko to odzwierciedlałaby właśnie macierz przynależności krajowej. Problem ten wymaga jednak dalszych pogłębionych badań.

Dodatkowo warto podkreślić, że modele lepiej dopasowane do danych nie potwierdziły występowania przestrzennych efektów rozprzestrzeniania się wzrostu gospodarczego generowanego przez inwestycje finansowane z funduszy europejskich na sąsiednie jednostki terytorialne. Może to oznaczać, że dotychczas nie zaistniały warunki do dyfuzji impulsów wzrostowych na szerszą skalę, a w badanym okresie fundusze unijne pozyskane w regionach sąsiednich budowały przede wszystkim ich przewagę konkurencyjną. Oznacza to, że środki pozyskane przez sąsiadów osłabiają dynamikę wzrostu w danym regionie. Kwestią otwartą pozostaje, czy wraz z wchodzeniem regionów UE na wyższe poziomy rozwoju społeczno-gospodarczego mechanizm rozprzestrzeniania ujawni się i przyczyni do zmniejszania nierówności regionalnych (Smętkowski 2011, Gorzelak 2021).

Bez względu na zastosowaną specyfikację modelu, można zaobserwować, że w badanym okresie pomiędzy regionami UE następowała konwergencja gospodarcza typu beta. Jest to zgodne z badaniami publikowanymi m.in. przez Mohla i Hagena (2010) czy Maynou i in. (2016) oraz wnioskami prezentowanymi w raportach Komisji Europejskiej na temat spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej (Komisja Europejska 2014, 2017, 2022).

Uzyskane wyniki badań mogą stanowić cenne źródło informacji w procesie ewaluacji polityki spójności. W ogólnym wymiarze potwierdzają one właściwy kierunek wydatkowania funduszy unijnych oraz skuteczność realizowanej przy ich udziale interwencji publicznej. Zidentyfikowane relacje mogą być argumentem w planowaniu przyszłych działań prorozwojowych w ramach nowoczesnego prowadzenia polityki rozwoju opartego na dowodach (*evidence-based policy* – Crescenzi, Giua 2016).

Wartością dodaną niniejszego artykułu jest uwzględnienie w prowadzonych analizach konwergencji warunkowej efektów przestrzennych wpływających na wzrost gospodarczy. Prezentowane badanie jest jednym z nielicznych, w którym zweryfikowano oddziaływanie przestrzenne pomiędzy regionami poprzez uwzględnienie w modelowaniu macierzy wag opartych na odległości, przyległości, przynależności i przepływach. W naszym przekonaniu modele przestrzenne stanowią perspektywiczną grupę narzędzi, za pomocą których należy analizować wpływ funduszy europejskich na wzrost gospodarczy w regionach UE. Jak dowodzą wyniki badań, podejście takie poprawia jakość szacowanych modeli, pozwala uniknąć obniżenia wartości poznawczych prowadzonych analiz, a nawet błędnego wnioskowania statystycznego. Wydaje się, że w kolejnych badaniach z tego zakresu warto przede wszystkim rozpowszechnić stosowanie macierzy przynależności blokowej, ze względu na prostotę jej konstrukcji, niski poziom skomplikowania powiązań, łatwość interpretacji oraz najwyższe wartości wskaźników oceniających jakość modeli.

Konflikt interesów / wkład autorów

Autorzy deklarują brak występowania konfliktu interesów.

Podział pracy przy artykule wyglądał następująco:

- konceptualizacja: WK, BS,
- metodologia: WK, BS,
- organizacja badań: WK, BS, PM,
- analiza formalna: WK, BS, PM,
- pisanie – przygotowanie oryginalnej wersji roboczej: WK, BS.

Literatura / References

- Alecke B., Mitze T., Untiedt G. 2013. Growth effects of regional policy in Germany: Results from a spatially augmented multiplicative interaction model. *The Annals of Regional Science*, 50: 535–554. <https://doi.org/10.1007/s00168-012-0503-7>
- Amendolagine V., Prota F., Serlenga L. 2024. The impact of European Cohesion Policy: a spatial perspective. *Journal of Economic Geography*, 24(4): 477–494. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbae006>
- Antunes M., Viegas M., Varum C., Pinho C. 2020. The impact of Structural Funds on regional growth: a Panel data spatial analysis. *Intereconomics*, 55(5): 312–319. <https://doi.org/10.1007/s10272-020-0921-1>
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. 1992. Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2): 223–251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. 2004. *Economic growth*. The MIT Press, Cambridge.
- Berkowitz P., Monfort P., Pieńkowski J. 2020. Unpacking the growth impacts of European Union cohesion policy: Transmission channels from cohesion policy into economic growth. *Regional Studies*, 54(1): 60–71. <https://doi.org/10.1080/00343404.2019.157049>
- Boldrin M., Canova F. 2001. Inequality and convergence in Europe's regions: Reconsidering European regional policies. *Economic Policy*, 16(32): 206–253. <https://doi.org/10.1111/1468-0327.00074>
- Breidenbach P., Mitze T., Schmidt C. 2019. EU Regional Policy and the Neighbour's Curse: Analyzing the Income Convergence Effects of ESIF Funding in the Presence of Spatial Spillovers. *Journal of Common Market Studies*, 57(2): 388–405. <https://doi.org/10.1111/jcms.12807>

- Capello R., Ciappei S., Lenzi C. 2024. EU Cohesion Policies and interregional inequalities in disruptive times. *European Urban and Regional Studies*. <https://doi.org/10.1177/09697764241284416>
- Capello R., Lenzi C. 2024. 4.0 Technological transformations: heterogeneous effects on regional growth. *Economics of Innovation and New Technology*, 33(5): 627–646. <https://doi.org/10.1080/10438599.2023.2204523>
- Crescenzi R., Giua M. 2016. Different approaches to the analysis of EU Cohesion Policy. Leveraging complementarities for evidence-based policy learning. [W:] J. Bachtler, P. Berkowitz, S. Hardy, T. Muravska (red.), *EU Cohesion Policy. Reassessing performance and direction*. Routledge, London, s. 21–32.
- Dall’erba S., Fang F. 2017. Meta-analysis of the impact of European Union Structural Funds on regional growth. *Regional Studies*, 51(6): 822–832. <https://doi.org/10.1080/00343404.2015.1100285>
- Dall’erba S., Le Gallo J. 2008. Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989–1999: a spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, 87(2): 219–244. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2008.00184.x>
- Dijkstra L., Poelman H., Rodríguez-Pose A. 2020. The geography of EU discontent. *Regional Studies*, 54(6): 737–753. <https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1654603>
- Draghi M. 2024. The Future of European Competitiveness (https://commission.europa.eu/topics/eu-competitiveness/draghi-report_en#paragraph_47059; dostępn.: 1.03.2025).
- Ederveen S., de Groot H., Nahuis R. 2006. Fertile soil for Structural Funds? A panel data analysis of the conditional effectiveness of European Cohesion Policy. *Kyklos*, 59(1): 17–42. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.2006.00318.x>
- Elhorst J.P. 2014. *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer, Heidelberg–New York–Dordrecht–London. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Esposti R., Bussolletti S. 2008. Impact of Objective 1 funds on regional growth convergence in the European Union: a panel-data approach. *Regional Studies*, 42(2): 159–173. <https://doi.org/10.1080/00343400601142753>
- Fiaschi D., Lavezzi A., Parenti A. 2018. Does EU cohesion policy work? Theory and evidence. *Journal of Regional Science*, 58(2): 386–423. <https://doi.org/10.1111/jors.12364>
- Florax R.J.G.M., Rey S. 1995. The Impacts of Misspecified Spatial Interaction in Linear Regression Models. [W:] L. Anselin, R.J.G.M. Florax (red.), *New Directions in Spatial Econometrics. Advances in Spatial Science*. Springer, Berlin–Heidelberg, s. 111–135.
- Fratesi U. 2025. The four waves of regional policy: towards an era of trade-offs? *Regional Studies*, 1–17. <https://doi.org/10.1080/00343404.2024.2436538>
- Getis A., Aldstadt J. 2004. Constructing the spatial weight matrix using a local statistics. *Geographical Analysis*, 36(2): 90–104.
- Gorzela G. 2021. Regional Policies in East-Central Europe. [W:] M.M. Fischer, P. Nijkamp (red.), *Handbook of Regional Science*. Springer, Berlin–Heidelberg, s. 1087–1113.
- Griffith D.A. 1996. Spatial Autocorrelation and Eigenfunctions of the Geographic Weights Matrix Accompanying Geo-Referenced Data. *The Canadian Geographer*, 40(4): 351–367.
- Idczak P., Musiałkowska I., Kociuba D. 2024. The origins of the EU Cohesion Policy – from regional economic development to the place-based approach. [W:] N. Dotti, I. Musiałkowska, S. De Gregorio Hurtado, J. Walczyk (red.), *EU Cohesion Policy. A Multidisciplinary Approach*. Edward Elgar Publishing, s. 10–29.
- Islam N. 2003. What have We Learnt from the Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys*, 17(3): 309–362. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00197>
- Jantón-Drozdowska E., Majewska J. 2016. Investment attractiveness of Central and Eastern European countries in the light of new locational advantages development. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 11(1): 97–119. <https://doi.org/10.12775/EQUIL.2016.005>
- Komisja Europejska 2024a. Forging a sustainable future together: cohesion for a competitive and inclusive Europe. Report of the High-Level Group on the Future of Cohesion Policy. Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Komisja Europejska 2024b. Dziewiąty raport na temat spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej. Urząd Publikacji Unii Europejskiej, Luksemburg.
- Kooijman S.A.L.M. 1976. Some Remarks on the Statistical Analysis of Grids Especially with Respect to Ecology. *Annals of Systems Research*, 5: 113–132.

- Kossowski T. 2010. Teoretyczne aspekty modelowania przestrzennego w badaniach regionalnych. *Biuletyn IGSEiGP UAM, seria Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, 12: 9–26.
- Klincewicz K. 2016. Zarządzanie, organizacje i organizowanie – przegląd perspektyw teoretycznych. Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Krugman P., Wells R. 2010. *Economics*. Worth Publishers, New York.
- LeSage J.P., Pace R.K. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Taylor & Francis Group, Boca Raton–London–New York.
- Longley P.A., Goodchild M.F., Maguire D.J., Rhind D.W. 2005. *Geographic information systems and science*. John Wiley & Sons, Chichester.
- López-Bazo E. 2022. The impact of Cohesion Policy on regional differences in support for the European Union. *JCMS: The Journal of Common Market Studies*, 60(5): 1219–1236. <https://doi.org/10.1111/jcms.13153>
- Łaszkiwicz E. 2014. Operacjonalizacja zależności przestrzennych w postaci macierzy wag. [W:] J. Suchecka (red.), *Statystyka przestrzenna. Metody analiz struktur przestrzennych*. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa, s. 145–168.
- Mankiw G.N., Romer D., Weil D.N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Maucorps A., Jestl S., Römisch R. 2020. The effects of the EU Cohesion Policy on regional economic growth: using structural equation modelling for impact assessment. The Vienna Institute for International Economic Studies Working Paper, 185 (<https://wiiw.ac.at/the-effects-of-the-eu-cohesion-policy-on-regional-economic-growth-using-structural-equation-modelling-for-impact-assessment-dlp-5389.pdf>; dostęp: 1.03.2025).
- Maynou L., Saez M., Kyriacou A., Bacaria J. 2016. The impact of structural and cohesion funds on eurozone convergence, 1990–2010. *Regional Studies*, 50(7): 1127–1139. <https://doi.org/10.1080/00343404.2014.965137>
- Mendez C., Bachtler J. 2024. The quality of government and administrative performance: explaining Cohesion Policy compliance, absorption and achievements across EU regions. *Regional Studies*, 58(4): 690–703. <https://doi.org/10.1080/00343404.2022.2083593>
- Mohl P., Hagen T. 2010. Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5): 353–365. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbe.2010.03.005>
- Olejnik A., Olejnik J. 2020. *Metody stochastyczne w ekonometrii przestrzennej – nowoczesna analiza asymptotyczna*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź. <https://doi.org/10.18778/8220-438-4>
- Pellegrini G., Terribile F., Tarola O., Muccigrosso T., Busillo F. 2013. Measuring the effects of European regional policy on economic growth: A regression discontinuity approach. *Papers in Regional Science*, 92(1): 217–233. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2012.00459.x>
- Rodríguez-Pose A., Dijkstra L. 2021. Does Cohesion Policy reduce EU discontent and Euroscepticism? *Regional Studies*, 55(2): 354–369. <https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1826040>
- Rodríguez-Pose A., Fratesi U. 2004. Between development and social policies: the impact of European Structural Funds in Objective 1 regions. *Regional Studies*, 38(1): 97–113. <https://doi.org/10.1080/00343400310001632226>
- Rodríguez-Pose A., Garcilazo E. 2015. Quality of government and the returns of investment: examining the impact of cohesion expenditure in European regions. *Regional Studies*, 49(8): 1274–1290. <https://doi.org/10.1080/00343404.2015.1007933>
- Rodríguez-Pose A., Novak K. 2013. Learning processes and economic returns in European Cohesion policy. *Investigaciones Regionales*, 25: 7–26.
- Schwab T. 2024. Quo Vadis, Cohesion Policy? European Regional Development at a Crossroads. *Inter-economics*, 59(5): 284–292. <https://doi.org/10.2478/ie-2024-0056>
- Scotti F., Flori A., Pammolli F. 2022. The economic impact of structural and cohesion funds across sectors: Immediate, medium-to-long term effects and spillovers. *Economic Modelling*, 111: 1–22. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105833>
- Smętkowski M. 2011. Wpływ polityki spójności na dyfuzję procesów rozwojowych w otoczeniu dużych polskich miast. *Studia Regionalne i Lokalne*, 5: 123–154.
- Smętkowski M. 2015a. Spatial patterns of regional economic development in Central and Eastern European countries. *Geographia Polonica*, 88(4): 539–555. <https://doi.org/10.7163/GPol.0033>

- Smętkowski M. 2015b. Konwergencja gospodarcza i formy dyfuzji rozwoju w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, 8: 324–338.
- Smętkowski M., Wójcik P. 2012. Regional Convergence in Central and Eastern European Countries: A Multidimensional Approach. *European Planning Studies*, 20(6): 923–939. <https://doi.org/10.1080/09654313.2012.673560>
- Suchecky B. 2010. Modele regresji przestrzennej. [W:] B. Suhecki (red.), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa, s. 237–266.
- Suchecky B., Olejnik A. 2010. Estymacja modeli regresji przestrzennej. [W:] B. Suhecki (red.), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa, s. 267–290.
- Wójcik P. 2008. Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów. *Studia Regionalne i Lokalne*, 2(32): 41–60.
- Wójcik P. 2018. Metody pomiaru realnej konwergencji gospodarczej w ujęciu regionalnym i lokalnym. Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.

Effectiveness of Cohesion Policy implementation in EU regions – spatial modelling with different types of interregional relations

Abstract: The aim of the article is to assess the effectiveness of Cohesion Policy implementation in the regions of European Union countries, taking into account different types of interregional relations. Given the ambiguity of research findings regarding the impact of European fund expenditures on economic growth, an attempt was made to develop spatial econometric models that define spatial interactions between regions in various ways. These interactions were incorporated into the modelling process by using of six different types of spatial weight matrices: distance, contiguity, block weights, mixed, freight flows, and migration flows. The study covers 262 regions from 28 European Union countries (including the United Kingdom and Croatia) over the period 2007–2022. The results obtained align with studies indicating the conditional effectiveness of Cohesion Policy implementation. However, in contrast to previous research, our analysis suggests that the identification of the positive impact of European funds on economic growth may depend on the approach used in econometric modelling. While classical ordinary least squares (OLS) models did not confirm the impact of EU funds, the spatial approach enabled positive verification of the analysed relationship. Furthermore, the results obtained demonstrate that the method of quantifying the relations between regions (resulting from the applied spatial weights matrix) is significant in this context.

Key words: Cohesion policy, European funds, economic convergence, spatial regression, spatial weights matrix