

Przemysław Śleszyński

Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN

psleszyn@twarda.pan.pl,  <https://orcid.org/0000-0002-1369-6129>

Współzależność migracji wewnętrznych ze zmianami PKB w Polsce w latach 2004–2023¹

Zarys treści: Celem artykułu jest rozpoznanie współzależności migracji wewnętrznych z rozwojem Polski. Wykorzystano wskaźniki rozwoju związane z PKB per capita (stan początkowy, stan końcowy, zmiana) oraz z migracjami (napływ, odpływ, saldo, obrót, efektywność, praca napływowa, praca odpływowa). Badano dwa okresy (2004–2019 i 2004–2023) oraz podział strumieni migracyjnych do i z subregionów według pięciu kategorii miast i gmin. Wykazano pozytywny związek statystyczny początkowego i końcowego poziomu PKB z napływami i negatywny z odpływami, który był zdecydowanie silniejszy w okresie 2004–2019 niż 2004–2023. Ponadto zidentyfikowano istotną rolę drenażu z miast średnich do subregionów o wysokim i szybciej rosnącym PKB.

Słowa kluczowe: migracje wewnętrzne, produkt krajowy brutto, czynniki rozwoju społeczno-ekonomicznego, rozwój regionalny, Polska

Wprowadzenie

Dość powszechnie uważa się, że migracje wewnętrzne wpływają na zmiany PKB. Ma to wynikać z alokacji zasobów pracy, czyli że migracje są głównym mechanizmem redystrybucji siły roboczej i kapitału ludzkiego. Ta alokacja (koncentracja) ma pozytywnie wpływać na produktywność, strukturę gospodarczą i w efekcie wzrost PKB (Barro, Sala-i-Martin 2004), jak też konwergencję dochodową (Barro, Sala-i-Martin 1992). Mechanizm ten wynika z klasycznych modeli ekonomicznych (np. Harrisa-Todaro, 1970): ludzie przemieszczają się tam, gdzie krańcowa produktywność pracy i płace są wyższe, co prowadzi do bardziej efektywnej alokacji zasobów. Siła robocza, przemieszczając się z regionów o niskich do wysokich płac i korzyści, przyspiesza też konwergencję dochodów.

Z drugiej strony delokacja (drenaż) ma działać *à rebours*: odpływ zwłaszcza wykwalifikowanej siły roboczej ma działać destymulująco na produktywność

¹ Praca sfinansowana z grantu NCN „Wpływ migracji wewnętrznych na rozwój społeczno-gospodarczy Polski po 1989 roku” (2021/41/B/HS4/02035).

regionów odpływowych, w tym spadek siły roboczej opóźnia konwergencję dochodów. Niektórzy czołowi ekonomiści, np. Joseph Stiglitz podkreślają jednak, że tego typu związki przyczynowo-skutkowe stwierdzane są w warunkach idealnych rynków, tj. przy występującej symetrii informacji i braku zakłóceń. W rzeczywistości rynki charakteryzują się asymetrią informacyjną, niesprawnością i interwencją publiczną, co może zaburzać modelową zależność efektywności ekonomicznej systemów przestrzenno-ekonomicznych i produktywności od różnych czynników, w tym migracji.

Przeglądy badań poświęcone związkom migracji wewnętrznych i PKB zdają się potwierdzać powyższą tezę, a są co najmniej niejednoznaczne (Etzo 2008). W przytaczanych przykładach z tego opracowania jest szereg badań potwierdzających wpływ migracji netto na PKB (Chiny, USA, Hiszpania, Włochy), ale zdarzają się na tym tle odstępstwa od reguły (Finlandia).

Badania z Europy Środkowo-Wschodniej przeprowadzone po 1989 r. potwierdzają pozytywny wpływ migracji międzynarodowych na wzrost PKB krajów docelowych (Schneider 2022). Natomiast na tle bardzo wielu studiów z Europy Zachodniej (Finlandia, Francja, Niemcy, Hiszpania, Włochy i in.) dla krajów postkomunistycznych brakuje analiz oddziaływania migracji wewnętrznych. Podczas gdy wykonano tam wiele badań migracji i ich znaczenia dla urbanizacji, osadnictwa itp., tylko w kilku krajach przeprowadzono analizy związane z wpływem na PKB i głównie pod kątem procesów konwergencji. Na przykład dowody z Serbii za okres 2000–2018 pokazują, że wewnętrzne przepływy migracyjne między jednostkami NUTS3 w obserwowanym okresie sprzyjały głównie dywergencji (González i in. 2024). Podobny wynik uzyskał wcześniej Borozan (2017) dla Chorwacji, wykazując, że migracja netto przyspiesza dysproporcje regionalne w Chorwacji, a migracja brutto je spowalnia. Wyniki Bunea (2012) pokazują, że w Rumunii i na Węgrzech tempo konwergencji wzrasta w stosunku do migracji brutto.

Znacznie więcej jest badań pokazujących odwrotną zależność, tj. testujących PKB jako atraktor migracji. W badaniach Jennissena (2003) dla Europy Zachodniej dla lat 1960–1998 wykazano, że na migrację międzynarodową netto danego kraju pozytywny wpływ ma PKB per capita, a negatywny – bezrobocie.

Stosunkowo dużo analiz sporządzono dla Polski. Po 1990 r. wskazywano na uruchomienie typowych rynkowych mechanizmów migracji, znacznie bardziej niż dotychczas różnicujących atrakcyjność miejsca zamieszkania, pracy i rozwoju osobistego (Korcelli 1997, Golinowska 1998). W opracowaniu Śleszyńskiego (2006) dla podregionów NUTS3 za lata 1995–2003 wykazano dodatnią korelację napływu ze zmianami PKB oraz ujemną w przypadku odpływu. W badaniach Ghataka i in. (2008) obejmujących okres 1995–2001 udowodniono, że PKB per capita dość proporcjonalnie przyciąga migrantów. Przy tym wskaźnik ten ma większe znaczenie na obszarze źródłowym (jako czynnik wypychający) niż na obszarze docelowym. Ponadto stwierdzono, że bezrobocie ma słabszy wpływ na emigrację z regionów odpływowych niż na imigrację w regionach napływowych (tj. niskie bezrobocie przyciąga silniej niż wysokie bezrobocie wypycha migrantów). Auto-rzy dochodzą do wniosku, że powodem tego może być asymetria w dostępie do

informacji. Z kolei Roszkowska (2009) potwierdza wpływ PKB per capita na migracje wewnętrzne, podobnie Wilk i in. (2013) konkludują, że „do województw lepiej rozwiniętych skierowane są znaczne przepływy migracyjne, które pochodzą najczęściej od województw najsłabszych” oraz że „w okresie kryzysu występuje spadek natężenia migracji międzywojewódzkich i wewnątrzwojewódzkich”. W badaniach Szczepaniak i Tokarskiego (2018) za lata 1999–2015 wykazano pozytywny wpływ wynagrodzeń i negatywny wpływ bezrobocia na imigrację oraz pozytywny wpływ bezrobocia i negatywny wynagrodzeń na emigrację, tj. że czynnikiem wypychającym był głównie brak pracy, a przyciągającym – wysokie płace.

Wszystkie te analizy bazują jednak głównie na poziomie województw, co dość znacząco ogranicza miarodajność wyników, ponieważ tak duże jednostki są bardzo niejednolitymi, heterogenicznymi rynkami pracy. W badaniach Śleszyńskiego (2010) dla miast powiatowych grodzkich wykazano niższą korelację liniową bezrobocia i zameldowań niż dla wymeldowań i bezrobocia dla powiatów ziemskich i niemietropolitalnych, ale badanie to oparto na danych tylko dla jednego roku, co również ogranicza uniwersalność wyników. Wszystkie te badania łączy zaś kluczowa wada, że brane pod uwagę migracje (abstrahując od ich jakości statystyczno-rejestracyjnej) obejmują przepływy wewnątrz tych jednostek, co jest istotne zwłaszcza dla dużych jednostek, liczących nieraz po kilkadziesiąt gmin (województwa).

Znanych też jest co najmniej kilkanaście bardziej szczegółowych badań dla poziomu gmin. W badaniach w rejonie Pomorza ustalono, że największy odpływ mieszkańców cechował obszary o najwyższej stopie bezrobocia (Jasiulewicz 1995, Śleszyński 2005), podobne związki wykryto na Opolszczyźnie w przypadku migracji zagranicznych (Jończy 2004). Wspólnym wnioskiem z tych badań jest konstatacja, że obszary dotychczas znajdujące się w recesji wskutek drenażu migracyjnego pogłębiały swój kryzys. W analizie Sasin (2011) dla wszystkich gmin w kraju odsetek bezrobotnych był ujemnie skorelowany z napływem do gmin, jak też z odpływem, czyli że bezrobocie jest czynnikiem ograniczającym mobilność. W studium Owsinińskiego i in. (2025) dla 2477 gmin za okres 2004–2023 próbowano dowieść wpływu bezrobocia jako czynnika przyciągającego i wypychającego, ale stwierdzono dość znaczne niedopasowania formalnego modelu, tj. znaczące odchylenia spodziewanych wartości dopasowania funkcji regresji liniowej względem rzeczywistych wyników. Wystąpiło to w szczególności na terenach podmiejskich i peryferyjnych, co można wiązać z niedoszacowaniem statystyki migracji.

Na tym tle zidentyfikować można lukę badawczą, polegającą na nierozpoznananiu bardziej szczegółowego charakteru migracji międzyregionalnych na rozwój. Celem artykułu jest zatem odpowiedź na trzy główne pytania badawcze:

- czy na zmiany PKB per capita ma wpływ odległość migracji, czy tylko sama mobilność (napływ, odpływ, saldo, efektywność)?
- czy na te zmiany PKB ma wpływ charakter funkcjonalno-osadniczy obszarów źródłowych i docelowych migracji?
- jeśli tak, czy ma znaczenie przyjmowany okres analizy, w tym w szczególności czy okres pandemii zaburza istotność korelacji?

Dane i metody

Aby odpowiedzieć na tak postawione pytania, w pierwszej kolejności opracowano bazę danych PKB dla 73 subregionów oraz przepływów migracyjnych między tymi regionami. Pod uwagę wzięto okres 2004–2023, który odpowiada dość ściśle okresowi, w którym Polska znajduje się w Unii Europejskiej (od maja 2004 r.) i pośrednio pozwala na ocenę skutków akcesji. Głównym miernikiem była wartość PKB per capita, którą przeliczono do cen w 2023 r. z uwzględnieniem inflacji. Dane na poziomie NUTS3 są najbardziej szczegółowym poziomem agregacji, dla których w Polsce są dostępne dane dotyczące PKB.

Jeśli chodzi o migracje, wykorzystano macierz przepływów międzygminnych, udostępnioną przez GUS i opisaną szczegółowo w innym miejscu (Śleszyński 2024). Z macierzy tej wyłączono przepływy wewnątrz subregionów, które są nieistotne dla analiz (wskutek migracji międzygminnych w tym samym subregionie liczba ludności nie zmienia się). Ostatecznie baza obejmowała 1385 tys. rekordów i 4304 tys. przemieszczeń (54,3% spośród wszystkich migracji międzygminnych w Polsce).

Analizowano współczynniki korelacji liniowej Pearsona, w których zmienną objaśnianą były:

1. poziom wyjściowy PKB per capita (w 2004 r.);
2. poziom docelowy PKB per capita (w 2023 r.);
3. zmiana PKB per capita (w latach 2004–2023).

Natomiast jako zmienne objaśniające zastosowano (wszystkie sumarycznie w okresie 2004–2023):

1. napływ na 1000 mieszkańców do subregionu docelowego;
2. odpływ na 1000 mieszkańców z subregionu źródłowego;
3. saldo migracji na 1000 mieszkańców ogółem w subregionie (różnica a–b);
4. obrót migracyjny w subregionie, tj. $a+b$;
5. efektywność migracji w subregionie, tj. $(a-b)/(a+b)*100$;
6. praca napływowa na 1000 mieszkańców subregionu docelowego ogółem;
7. praca odpływowa na 1000 mieszkańców subregionu źródłowego ogółem.

Wskaźniki a–e testowano ogółem oraz według 5 typów gmin źródłowych (A1, A2B, CD, E, FG), tj. do danego subregionu według różnych źródeł. Wykorzystano najczęściej stosowaną miarę w postaci współczynnika korelacji liniowej Pearsona.

Jeśli chodzi o okres analizy, testowano dwa przedziały czasu: 2004–2019 oraz 2004–2023. W ten sposób starano się uzyskać odpowiedź, czy okres pandemiczny mógł spowodować zmiany współczynników korelacji.

Napływ z określonych typów gmin ma odpowiedzieć na pytanie, czy wzrost PKB jest związany ze specyficznym typem pochodzenia geograficznego migrantów spoza własnego regionu, albo czy jest to w jakiś sposób skorelowane z początkową lub końcową sytuacją gospodarczą (PKB per capita). Podobnie różnicowanie kierunków odpływu ma odpowiedzieć na pytanie, czy wskaźniki PKB wiążą się z jakimiś szczególnymi typami tego odpływu poza własny subregion.

Wymienione w pkt 1 kategorie oznaczają klasyfikację gmin, omówioną szczegółowo w innym miejscu (Śleszyński 2026): A1 – tzw. wielka piątka (Warszawa

i in.), A2B – inne duże aglomeracje oraz ośrodki regionalne, CD – ośrodki subregionalne i lokalne, E – gminy podmiejskie, FG – małomiasteczkowe/zurbanizowane peryferyjne oraz typowo wiejskie. Kategorie te w odpływach liczyły sumarycznie od 644 tys. (E) do 1076 tys. (CD) przemieszczeń, a w napływach od 663 tys. (CD) do 1261 tys. (E).

Wskaźniki e) i f) wyrażają się iloczynem liczby i odległości przemeldowań, czyli pracy migracyjnej, gdyż każda z migrujących osób musi podjąć wysiłek, aby zmienić miejsce zamieszkania. Zakłada się, że im większa odległość, tym jest on większy. Jest to zaproponowany wskaźnik atrakcyjności migracyjnej (Śleszyński 2020). Uwzględnia on znaczenie nie tylko liczby przemieszczeń, ale także ich odległości, na przykład migracja 1 osoby z odległości 300 km jest równoważna przemieszczeniom 10 osób z odległości 30 km. Daje to więc informacje o wpływie czynnika odległości.

Tak zdefiniowane wskaźniki dają w sumie 126 różnych kombinacji (90 dotyczących liczby zdarzeń i 36 dotyczących opisanego wskaźnika pracy migracyjnej), pozwalających statystycznie potwierdzić lub zaprzeczyć współzależnościom migracji i PKB, postawionych w pytaniach badawczych.

Wyniki

Analiza korelacji w okresie 2004–2019

Wyniki analizy korelacji dla okresu 2004–2019 dla liczby zdarzeń zestawiono w tabeli 1, w tym w wariancie dla wskaźnika pracy migracyjnej. Generalnie korelacje pozwalają odpowiedzieć pozytywnie o statystycznej zależności migracji i PKB, w tym jego wzrostu:

1. Poziom napływu migracyjnego w stosunku do populacji był wyraźnie skorelowany ze stanem początkowym i końcowym PKB per capita, czyli w uproszczeniu bogatszymi subregionami. Współczynniki korelacji są stosunkowo wysokie, gdyż wartości r osiągają poziom około 0,5, co w przypadku zagadnień społecznych oznacza dość wyraźny statystyczny wpływ jednego czynnika na drugi (dla $\alpha = 0,05$ wartość krytyczna przy $n = 73$ analizowanych jednostek wynosi $\pm 0,23$, co oznacza, że od tego poziomu mamy do czynienia ze statystyczną istotnością na poziomie co najmniej 95%). Co interesujące, współczynniki korelacji dość różnią się dla różnych typów obszarów napływowych. Największe znaczenie ma napływ z miast subregionalnych i lokalnych, które w przybliżeniu są zbiorem miast średnich. W ich przypadku współczynniki korelacji osiągają wartość 0,64 (dla roku 2004) i 0,71 (dla roku 2019) (spełniony jest tu bardziej rygorystyczny warunek $\alpha = 0,01$). Oznacza to, że zwłaszcza z tych kategorii ośrodków wystąpiła zbieżność migracji do stosunkowo bogatych regionów. Można więc domniemywać o drenażu szczególnie z tych ośrodków. Jeszcze wyższe są wartości dla stref podmiejskich (odpowiednio 0,75 i 0,78), które trudniej zinterpretować, ale może to być efekt delimitacji subregionów, wśród których część jest strefami zewnętrznymi metropolii

(Warszawa, Wrocław i in.). Wówczas byłby to jedynie efekt bliskości geograficznej. Natomiast nieistotne okazały się korelacje z napływem z najlepiej rozwiniętych metropolii. Innymi słowy, migracje międzymetropolitalne nie mają statystycznego związku z wysokim lub niskim PKB.

2. Odpływ migracyjny z subregionów był przeciętnie wysoko skorelowany z bogatszymi subregionami, ale dopiero podział na kategorie miast gmin odpływowych odpływu ujawnia charakterystyczne zróżnicowania. I tak odpływ ten był ujemnie skorelowany z ośrodkami tzw. wielkiej piątki (ok. $-0,2$ – $-0,3$, choć w tym przypadku $\alpha = 0,1$), a dodatkowo ze strefami podmiejskimi (ok. $+0,7$ – $0,8$, $\alpha = 0,01$). Ten pierwszy związek oznacza brak odpływu z subregionów bogatych do bogatych, a raczej odwrotną zależność. Ten drugi związek jest zrozumiały i wynika z suburbanizacji.
3. Podobnie saldo migracji jest skorelowane z bogatszymi subregionami, zwłaszcza z ośrodkami dużymi (A2B – ok. $+0,5$) i średnimi (CD – ok. $+0,7$ – $0,8$), co potwierdza wcześniejsze uwagi o drenażu. Pochodnym i podobnie zachowującym się wskaźnikiem jest efektywność i obrót migracyjny (w tym ostatnim nie podlegają tej zależności ośrodki A2B), natomiast wyraźniejsza jest wymiana z gminami „małomiasteczkowymi” i wiejskimi FG.
4. Jeśli chodzi o korelacje migracji ze zmianami PKB, są one również dość wyraźne. Napływ ogółem pozytywnie koreluje ze wzrostem PKB ($+0,45$), co jest stosunkowo wysoką wartością. W kategoriach gmin jest to nieco mniej (ok. $+0,3$ – $0,4$), z wyjątkiem kategorii ośrodków dużych A2B. Natomiast korelacje odpływu są zdecydowanie słabsze i przeciętnie w zasadzie nieistotne ($+0,14$), wyraźnie ujemne jedynie w grupie A2B ($-0,41$).
5. Bardziej zauważalne są korelacje tempa wzrostu z saldem migracji, gdyż przeciętnie było to $+0,42$ w okresie 2004–2019. W tym najwyższe są korelacje z saldami z ośrodkami średnimi CD ($+0,53$). Nieco wyższe są korelacje ze wskaźnikiem efektywności (od kilku do nawet 100% w przypadku miast A2B). Również to potwierdza zauważoną selektywność migracji, szczególnie z tych ośrodków do subregionów szybciej się rozwijających.
6. Zastosowanie wskaźnika pracy odpływowej zamiast „zwykłych” wartości migracji wskazuje generalnie na wyraźniejsze wartości korelacji, zwłaszcza w przypadku pozytywnych związków napływu z bogatszymi subregionami i negatywnych w przypadku odpływu. Okazuje się, że szczególnie odwrotnie proporcjonalne są odpływy na większe odległości dla miast dużych (A1, A2B). Wysoki poziom rozwoju jest więc czynnikiem ograniczającym dalekie migracje.
7. W przypadku korelacji ze zmianami PKB, przeciętnie korelacja pracy napływowej jest pozytywna, choć nieco niższa (wynosi $+0,36$, czyli mniej o $-0,09$), natomiast w przypadku pracy odpływowej jest wyraźnie ujemna ($-0,34$). Przy tym w pracy napływowej we wszystkich kategoriach miast i gmin korelacje są pozytywne, choć na ogół słabo się różnicują. Warto zwrócić uwagę na najwyższe korelacje z ośrodkami „wielkiej piątki” A1 i miastami średnimi CD (wartość r dla obydwu kategorii wynosi $+0,39$). W pierwszym przypadku oznaczać to może konkurencję (subregiony A1 mają równocześnie najwyższe tempo wzrostu), a w drugim – ponownie potwierdza to tezę o drenażu.

Tabela 1. Współczynniki korelacji linowej Pearsona między wskaźnikami rozwoju gospodarczego (PKB stanu początkowego, końcowego, zmiana) ze wskaźnikami migracji w latach 2004–2019

Zmienna (per capita)	Kategorie miast i gmin*					
	Ogółem	A1	A2B	CD	E	FG
napływ do subregionów z typów gmin						
PKB 2004	0,48	0,01	0,26	0,64	0,75	0,44
PKB 2019	0,54	0,09	0,20	0,71	0,78	0,51
zmiana PKB	0,45	0,40	−0,12	0,44	0,33	0,40
odpływ do subregionów z typów gmin						
PKB 2004	0,52	−0,32	−0,08	0,13	0,68	0,32
PKB 2019	0,53	−0,24	−0,18	0,12	0,70	0,31
zmiana PKB	0,14	0,27	−0,41	−0,06	0,25	0,05
saldo migracji w subregionie między typami gmin						
PKB 2004	0,24	0,15	0,46	0,68	−0,57	0,36
PKB 2019	0,31	0,22	0,47	0,76	−0,58	0,44
zmiana PKB	0,42	0,40	0,23	0,53	−0,17	0,44
obróć migracyjny w subregionie między typami gmin						
PKB 2004	0,57	−0,07	0,13	0,56	0,72	0,46
PKB 2019	0,62	0,01	0,05	0,61	0,74	0,50
zmiana PKB	0,40	0,39	−0,26	0,34	0,28	0,33
efektywność migracji w subregionie między typami gmin						
PKB 2004	0,30	0,31	0,57	0,54	0,00	0,25
PKB 2019	0,36	0,40	0,62	0,63	0,05	0,35
zmiana PKB	0,44	0,52	0,46	0,57	0,32	0,47
praca napływowa do subregionów z typów gmin						
PKB 2004	0,59	0,19	0,54	0,66	0,58	0,57
PKB 2023	0,65	0,27	0,57	0,72	0,63	0,61
zmiana PKB	0,36	0,39	0,19	0,39	0,32	0,32
praca odpływowa z subregionów do typów gmin						
PKB 2004	−0,11	−0,35	−0,30	0,10	0,11	0,28
PKB 2019	−0,16	−0,37	−0,35	0,05	0,08	0,20
zmiana PKB	−0,34	−0,28	−0,44	−0,26	−0,20	−0,23

* oznaczenia kategorii miast i gmin (wg Śleszyński 2026): A1 – tzw. wielka piątka (Warszawa i in.), A2B – inne duże aglomeracje oraz ośrodki regionalne, CD – ośrodki subregionalne i lokalne, E – gminy podmiejskie, FG – małomiasteczkowe/zurbanizowane peryferyjne oraz typowo wiejskie.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wydlużenie szeregów czasowych do 2023 r. (wpływ pandemii COVID-19 na wyniki korelacji)

Porównanie wyników regresji liniowej przedstawiono w tabeli 2. Okazuje się, że wskaźniki korelacji dla wydłużonego okresu, obejmującego dodatkowo lata 2020–2023:

1. prawie nie różnią się (z dokładnością do drugiego miejsca po przecinku) w przypadku poziomu PKB w początkowym i końcowym roku analiz, ani dla standardowych wskaźników migracji, ani pracy migracyjnej;
2. różnią się w przypadku zmian PKB w analizowanych okresach, zwłaszcza korelacje poziomu napływów w wariancie standardowym (bez uwzględnienia odległości), które są niższe średnio o 0,17, salda migracji (średnio o 0,22) i efektywności migracyjnej (średnio o 0,21).

Tabela 2. Porównanie współczynników korelacji liniowej Pearsona między wskaźnikami rozwoju gospodarczego (PKB stanu początkowego, końcowego, zmiana) ze wskaźnikami migracji między okresem 2004–2023 a 2004–2019

Zmienna (per capita)	Kategorie miast i gmin*					
	Ogółem	A1	A2B	CD	E	FG
napływ do subregionów z typów gmin						
PKB 2004	0,00	–0,01	–0,01	–0,01	–0,01	–0,01
PKB 2023	–0,04	–0,05	0,00	–0,04	–0,01	–0,05
zmiana PKB	–0,17	–0,18	0,03	–0,14	–0,03	–0,16
odpływ do subregionów z typów gmin						
PKB 2004	–0,01	–0,03	0,00	–0,01	0,00	–0,02
PKB 2023	0,00	–0,06	0,04	–0,02	0,01	–0,02
zmiana PKB	0,04	–0,12	0,15	0,00	0,02	0,00
saldo migracji w subregionie między typami gmin						
PKB 2004	–0,01	0,00	–0,01	–0,01	0,00	0,00
PKB 2023	–0,06	–0,04	–0,03	–0,04	–0,02	–0,05
zmiana PKB	–0,22	–0,18	–0,11	–0,16	–0,05	–0,19
obróć migracyjny w subregionie między typami gmin						
PKB 2004	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00
PKB 2023	–0,05	–0,03	–0,04	–0,04	–0,03	–0,05
zmiana PKB	–0,21	–0,18	–0,18	–0,20	–0,17	–0,21
efektywność migracji w subregionie między typami gmin						
PKB 2004	0,00	–0,01	0,00	–0,01	0,00	–0,01
PKB 2023	–0,02	–0,05	0,02	–0,04	0,00	–0,04
zmiana PKB	–0,11	–0,17	0,08	–0,11	0,00	–0,13
praca napływowa do subregionów z typów gmin						
PKB 2004	–0,01	–0,02	–0,01	–0,01	–0,01	0,00
PKB 2023	–0,04	–0,06	–0,03	–0,04	–0,03	–0,03
zmiana PKB	–0,13	–0,18	–0,09	–0,12	–0,09	–0,12
praca odpływowa z subregionów do typów gmin						
PKB 2004	–0,01	–0,01	0,00	–0,01	–0,03	–0,01
PKB 2019	0,00	0,00	0,02	0,00	–0,01	0,02
zmiana PKB	0,10	0,07	0,11	0,06	0,09	0,10

* oznaczenia kategorii miast i gmin (wg Śleszyński 2026): A1 – tzw. wielka piątka (Warszawa i in.), A2B – inne duże aglomeracje oraz ośrodki regionalne, CD – ośrodki subregionalne i lokalne, E – gminy podmiejskie, FG – małomiasteczkowe/zurbanizowane peryferyjne oraz typowo wiejskie.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Zaobserwowane tak duże różnice wskazują, że w analizie szeregów czasowych bardzo ważne jest ustalenie początkowych i końcowych lat analizy. Brany pod uwagę dodatkowy okres 2020–2023, czyli przyjęcie całości analiz dla okresu 2004–2023, istotnie pomniejsza korelację zmian PKB ze wskaźnikami migracji. Jest to zrozumiałe, bo w czasie pandemii zarówno w przypadku PKB, jak i prze-meldowań dochodziło do znaczących zaburzeń dotychczasowych trendów, szczególnie w 2020 r. w odniesieniu do migracji (znacząco słabsza dostępność urzędów wskutek lockdownów) oraz w latach 2020–2021 – PKB (przyczyny tych zaburzeń są bardziej złożone).

Dyskusja i wnioski

Badanie wpisuje się w bogatą dyskusję nad identyfikacją i ustalaniem związków przyczynowo-skutkowych między migracjami a rozwojem społeczno-gospodarczym, potwierdza część znanych obserwacji i opracowywanych na ich podstawie prawidłowości i generalizacji, uszczegóławia je pod względem zakresu stosowanych uwarunkowań oraz pod względem terytorialnym. Dyskusja ta jest obecna także w Polsce jeszcze od czasów po II wojnie światowej, kiedy zwracano uwagę na silną rolę migracji wewnętrznych w procesach urbanizacji i uprzemysłowienia kraju (Fallenbuchl 1977, Dziewoński, Korcelli 1981), a tym samym uznawano je za kluczowe czynniki wzrostu gospodarczego.

Głównym ustaleniem jest generalnie pozytywny związek statystyczny między poziomem wskaźników migracyjnych (napływu, odpływu, salda i in.) a poziomem rozwoju (mierzonych PKB per capita). Wyraźny jest zwłaszcza związek statystyczny napływów (współczynnik korelacji r w wysokości 0,48 dla stanu początkowego, tj. roku 2004, i 0,54 dla stanu końcowego, tj. roku 2019). Potwierdza to badania Ghataka i in. (2008) oraz Wilk i in. (2013). Otrzymane wyniki są w większości istotne statystycznie dla poziomu $\alpha = 0,05$.

W powyższym kontekście znaczącym uszczegółowieniem znanej dotychczas wiedzy jest fakt szczególnie wysokiej dodatniej korelacji z takimi obszarami źródłowymi, jak miasta średnie (0,64–0,71 dla obydwu roczników) oraz strefy podmiejskie (0,75–0,78). Jednak w tym drugim przypadku należy to wiązać z sub-urbanizacją i wymianą ludnościową. W procesie suburbanizacji chodzi bowiem oczywiście o ruch odśrodkowy, ale tereny podmiejskie poprzez bliskość i wzrost ludnościowy stanowią także, jak wskazują wszelkie badania, naturalną i najsilniej związaną z rdzeniem miejskim zlewnię migracyjną.

Podobnie dodatnie statystycznie jest wprost proporcjonalne i liniowe współwystępowanie wysokiego tempa rozwoju i silniejszego napływu migracyjnego ($r = +0,45$), ale nie jest to jednorodne w obrębie kategorii źródłowych obszarów. Prawidłowości tej nie podlegają większe ośrodki, w przypadku których zidentyfikowano nawet odwrotną (choć bardzo słabą) zależność.

Ważnym ustaleniem jest wykazanie, że znacznie słabszy jest związek odpływu migracyjnego z poziomie PKB albo nie ma go wcale. Wykryto jedynie, że w latach 2004–2019 takie odwrotnie proporcjonalne współwystępowanie (tj. im niższy

poziom i tempo rozwoju, tym wyższy odpływ) występuje w przypadku dużych ośrodków, a w pozostałych kategoriach (nie licząc stref podmiejskich, gdzie korelacje były szczególnie wysokie) związek ten jest nawet słabo dodatni (np. im wyższy poziom rozwoju gmin „małomiasteczkowych” i typowo wiejskich, tym większy odpływ do miejsc bogatszych; korelacja na poziomie ok. +0,3). Generalnie potwierdza to ustalenia Roszkowskiej (2009).

Natomiast dość wyraźne pozytywne korelacje uzyskano w przypadku sald migracji, zwłaszcza w grupie miast średnich CD (ośrodki subregionalne i lokalne), gdzie zarówno związek ze stanem rozwoju, jak i dynamiką PKB był szczególnie wyraźny (r nieraz znacząco powyżej +0,5). Oznaczać to może, że szybszy wzrost części subregionów, głównie metropolitalnych, może być w jakiś sposób związany z drenażem kapitału ludzkiego z tych miast. Na problem ten zwracano uwagę znacznie wcześniej (Śleszyński 2017), co stało się podstawą do objęcia części miast średnich tzw. tracących funkcje społeczno-gospodarcze rozwiązaniami systemowymi, w tym pakietem pomocy publicznej. W sumie wyniki badania dają argumenty na rzecz tych ustaleń, które identyfikują problem polaryzacji społeczno-gospodarczej kraju.

Analizy wykazały też, że w wyjaśnianiu przyczyn migracji istotny jest wpływ odległości. Ale, paradoksalnie, nie jest to wyłącznie oddziaływanie grawitacyjne. Okazało się, że znacząco wyższe wskaźniki korelacji uzyskuje się, jeśli zamiast liczby migrantów uwzględni się ich pracę migracyjną, tj. przemieszczenia zostaną przeważone ich odległością. Wówczas wysoki poziom rozwoju jawi się bardzo wyraźnie jako czynnik stymulujący dalekie migracje do danego subregionu, ale ograniczający przemieszczenia na dalsze odległości. Im lepiej jest on rozwinięty, tym skuteczniej zatrzymuje mieszkańców na miejscu.

Wykazano ponadto, że na identyfikację i interpretację związków między rozwojem i jego tempem a migracjami wewnętrznymi wpływają zaburzenia covidowe, tj. w okresie po 2019 r. Korelacje obliczone z uwzględnieniem tego okresu są wyraźnie słabsze.

Można zidentyfikować kilka ograniczeń badania. Wskaźniki użyte w warunkach polskiej statystyki nie są w pełni miarodajne: obejmuje to zarówno pomiar PKB w części metodą przedsiębiorstw, a nie zakładową (tj. wg głównej siedziby, a nie filii przedsiębiorstwa), jak i w jeszcze większym zapewne stopniu pomiar migracji (ich niedoszacowanie zostało ostatnio obliczone na poziomie ok. 16%; Jończy, Boichuk 2026). Miara PKB nie jest też idealną czy oczywistą miarą rozwoju, co wynika z rozumienia i definiowania pojęcia „rozwój”, wspomnianych wątpliwości pomiarowych oraz alternatywnych czy komplementarnych wskaźników, np. rozwoju społecznego HDI czy jakości życia. Badanie nie uwzględnia poza tym migracji międzynarodowych, których skala (w 2016 r. poza granicami kraju przebywało ponad 2,6 mln obywateli Polski, a w 2019 r. z kolei w Polsce przebywało co najmniej 1,3 mln cudzoziemców) zapewne może znacząco wpływać na poziom migracji wewnętrznych, choćby przez substytucję. Kolejnym ograniczeniem jest dostępność danych statystycznych w różnie wyznaczonych subregionach, w części są to odrębne NUTS3 rdzeni metropolitalnych i ich stref zewnętrznych (np. podregion Kraków i krakowski, Wrocław i wrocławski), a w części są to

wspólne regiony (bydgosko-toruński, lubelski). W jeszcze innej części są to dość sztuczne, niepowiązane funkcjonalnie obszary (subregion elbląski, łomżyński, szczecinecko-pyrzycki).

Powyższe ograniczenia wskazują także potencjalne dalsze kierunki badawcze, związane z poszerzeniem analiz o rysujące się obiecujące zakresy tematyczne oraz lepszą precyzję i ewentualną predykcję procesów migracyjno-rozwojowych. Są to zwłaszcza wykazana selektywność drenażu, która prawdopodobnie może lepiej dopasowywać (kalibrować) istniejące modele, związane z alokacją zasobów pracy, redystrybucji ludności i kapitału ludzkiego oraz wzrostu PKB, zapewne nie tylko w neoklasycznej ekonomii wzrostu, w tym konwergencji (której w niniejszym opracowaniu nie badano). Natomiast większa precyzja powinna wiązać się z agregacją danych do faktycznych granic funkcjonalnych regionów miejskich (np. w delimitacji proponowanej przez Churskiego i in. 2023), co rozwiązywałoby problem stref podmiejskich. Interesujące byłoby też przeanalizowanie innych okresów, pozwalających na identyfikację współzależności rozwoju z migracjami, takich jak np. wpływ światowego kryzysu ekonomicznego w 2008 r. czy znalezienie okresów o najlepszym dopasowaniu nie tylko stosunkowo prostych korelacji liniowych (którymi zajmowano się w artykule), ale bardziej złożonych regresji nieliniowych. Modelowanie tego typu prawdopodobnie pozwoliłoby na prognozowanie i szacowanie wielkości i kierunków strumieni migracji, w tym być może międzynarodowych. To ostatnie jest aktualnie w Polsce największą niewiadomą (nie wiadomo, jaki będzie maksymalny pułap napływu), a jak wskazują doświadczenia międzynarodowe, jest to silnie uzależnione od poziomu i tempa rozwoju gospodarczego.

Konflikt interesów

Autor deklaruje brak występowania konfliktu interesów. Oświadczam, że tekst artykułu jest w całości jego dziełem.

Literatura / References

- Barro R.J., Sala-i-Martin X. 1992. Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2): 223–251 (<http://www.jstor.org/stable/2138606>).
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. 2004. *Economic Growth*. Second ed. The MIT-Press Cambridge, MA.
- Borożan D. 2017. Internal migration, regional economic convergence, and growth in Croatia. *International Regional Science Review*, 40(2): 141–163. <https://doi.org/10.1177/0160017615572889>
- Bunea D. 2011. Cross-country internal migration and convergence in Romania. *Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica*, 13(2): 508–521.
- Churski P., Adamiak C., Szyda B., Dubownik A., Pietrzykowski M., Śleszyński P. 2023. Nowa delimitacja miejskich obszarów funkcjonalnych w Polsce i jej zastosowanie w praktyce zintegrowanego podejścia terytorialnego (place based approach). *Przegląd Geograficzny*, 95(1): 29–55. <https://doi.org/10.7163/PrzG.2023.1.2>
- Dziwowski K., Korcelli P. (red.) 1981. *Studia nad migracjami i przemianami systemu osadniczego w Polsce*. Prace Geograficzne, 140. Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, Warszawa.

- Etzo I. 2008. Internal migration: a review of the literature. MPRA Paper, 8783. University Library of Munich, Munich.
- Fallenbuehl Z.M. 1977. Internal migration and economic development under socialism: The case of Poland. [W:] A.A. Brown, E. Neuberger (red.), Internal Migration. A Comparative Perspective. Academic Press, New York, s. 305–327.
- Ghatak S., Mulhern A., Watson J. 2008. Inter-regional migration in transition economies: The case of Poland. Review of Development Economics, 12: 209–222. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00435.x>
- Golinowska S. (red.), 1998. Rozwój ekonomiczny regionów. Procesy migracyjne. Polska, Czechy, Niemcy. Raport IPISS, 16. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- González M.C.B., Jandrić M., Molnar D., Tanasković S. 2024. The effects of internal migration on regional convergence: Evidence from Serbia. Papers in Regional Science, 103(6): 100062. <https://doi.org/10.1016/j.pirs.2024.100062>
- Harris J.R., Todaro M. 1970. Migration, unemployment & development: A two-sector analysis. American Economic Review, 60(1): 126–142.
- Jasiulewicz M. (1995). Migracje ludności a problem bezrobocia na obszarach wiejskich Pomorza Środkowego w latach 1988–1994. [W:] Restrukturyzacja funkcjonalno-przestrzenna obszarów wiejskich Polski (ze szczególnym uwzględnieniem województw: toruńskiego i włocławskiego). Materiały XII Ogólnopolskiego Seminarium Geograficzno-Rolniczego oraz 44 Zjazdu PTG. Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Komisja Geografii Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej PTG, Toruń, s. 81–89.
- Jennissen R. 2003. Economic determinants of net international migration in Western Europe. European Journal of Population, 19: 171–198. <https://doi.org/10.1023/A:1023390917557>
- Jończy R. 2004. Wpływ migracji zarobkowych śląskiej ludności autochtonicznej na poziom bezrobocia w woj. opolskim. Polityka Społeczna, 4: 13–16.
- Jończy R., Boichuk N. 2026. Nierejestrowane wyludnienie migracje i zatrudnienie. Wnioski z badań mikroskopowych w wybranych wsiach Polski. Wyd. Uniwersytetu Opolskiego, Opole.
- Korcelli P., 1997. Alternatywne projekcje zmian demograficznych i migracji w aglomeracjach miejskich, Zeszyty Instytutu Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, 45: 5–21.
- Owsiński J., Stańczak J., Śleszyński P., Wiśniewski R. 2025. Cluster-wise modelling: some issues considered through the example of migrations at municipality level in Poland. Control and Cybernetics, 54(4): 487–519. <https://doi.org/10.2478/candc-2025-0017>
- Roszkowska S. 2009. Ekonomiczne uwarunkowania migracji międzywojewódzkich w Polsce. Gospodarka Narodowa, 231(4): 55–74. <https://doi.org/10.33119/GN/101237>
- Sasin M. 2011. Główne determinanty migracji stałych w Polsce w latach 2003–2008. Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica, 253: 85–98.
- Schneider O. 2022. Labour migration in the European Union: The case of Central and Eastern Europe. Economic Annals, 67(233): 7–38. <https://doi.org/10.2298/EKA2233007S>
- Śleszyński P. 2005. Struktura społeczno-gospodarcza Pomorza w świetle wyników spisu powszechnego. Czasopismo Geograficzne, 76(1–2): 49–76.
- Śleszyński P. 2006. Współczesne przemiany demograficzne w przestrzeni Polski i ich znaczenie dla rozwoju gospodarczego kraju. Dokumentacja Geograficzna, 33: 240–246.
- Śleszyński P. 2010. Znaczenie przemian demograficznych w przestrzeni Polski dla rozwoju gospodarczego. Biuletyn Rządowej Rady Ludnościowej, 55: 49–71.
- Śleszyński P. 2017. Wyznaczenie i typologia miast średnich tracących funkcje społeczno-gospodarcze. Przegląd Geograficzny, 89(4): 565–593. <https://doi.org/10.7163/PrzG.2017.4.3>
- Śleszyński P. 2020. Koncepcja nowego wskaźnika atrakcyjności migracyjnej i jego zastosowania. Czasopismo Geograficzne, 91(1–2): 37–58 (<https://open.icm.edu.pl/handle/123456789/20798>).
- Śleszyński P. 2024. Migracje wewnętrzne. [W:] D. Bojarska-Lis (red.), Sytuacja demograficzna Polski. Raport 2022–2023. Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa, s. 113–134.
- Śleszyński P. 2026. Delimitacja i klasyfikacja obszarów depopulacyjnych w Polsce. Przegląd Geograficzny, 98(1): 5–37. <https://doi.org/10.7163/PrzG.2026.1.1>
- Szczepaniak D., Tokarski T. 2018. Ekonomiczne determinanty migracji międzywojewódzkich. Wiadomości Statystyczne, 63(2): 44–59. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.0627>

Wilk J., Pietrzak M.B., Matusik S. 2013. Sytuacja społeczno-gospodarcza jako determinanta migracji wewnętrznych w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 278. Taksonomia, 20: 330–342.

The interdependence of internal migration and changes in GDP in Poland from 2004 to 2023

Abstract: The aim of this article is to examine the interdependence of internal migration with Poland's development. Three main research questions are posed: (1) Is the change in GDP per capita influenced by the distance of migration, or only by mobility itself (inflow, outflow, net migration, and efficiency)? (2) Is this change in GDP influenced by the functional and settlement characteristics of the source and destination areas of migration? (3) If so, does the chosen analysis period matter, and in particular, does the pandemic period distort the significance of the correlation? Development indicators related to GDP per capita (initial state, final state, change) and to migration (inflow, outflow, net migration, turnover, efficiency, inflow labor, outflow labor) were used. Two periods were examined (2004–2019 and 2004–2023), along with the distribution of migration flows to and from subregions according to five categories of cities and municipalities. The answer to all the questions posed is affirmative. A positive statistical correlation was demonstrated between the initial and final levels of GDP and inflows, and a negative correlation with outflows, which was significantly stronger in the 2004–2019 period. Thus, it was demonstrated that in the analysis of GDP and migration, it is important to carefully and justifiably select the initial and final dates of the study, including the separate treatment of the period associated with the COVID-19 pandemic. The role of distance was confirmed, i.e., stronger positive and negative correlations between inflows and outflows and the level and pace of development. Furthermore, the significant role of outflow from medium-sized cities to subregions with high and faster-growing GDP was identified.

Keywords: internal migration, Gross Domestic Product, factors of socio-economic development, regional development, Poland

Data przekazania tekstu: 4.05.2026; **data zaakceptowania tekstu:** 20.07.2026.

Article submitted: 4.05.2026; **article accepted:** 20.07.2026.