



**POLITECHNIKA
OPOLSKA**

PRZEGLĄD NAUK STOSOWANYCH

pod redakcją
Katarzyny Widery

nr **24**

Wydział Ekonomii i Zarządzania
Opole, 2019

Politechnika Opolska

Przegląd Nauk Stosowanych

Nr 24 (3)

Przykłady analizy danych zastanych w ekonomii

ISSN 2353-8899

Przegląd Nauk Stosowanych

Nr 24 (3)

pod redakcją
Katarzyny Widery

Opole 2019

Przegląd Nauk Stosowanych Nr 24 (3)

Redakcja: Katarzyna Widera

Wszystkie artykuły zostały ocenione przez dwóch niezależnych recenzentów
All contributions have been reviewed by two independent reviewers

Komitet Naukowy czasopisma:

dr hab. Mariusz Zieliński (przewodniczący), dr inż. Małgorzata Adamska,
dr hab. Maria Bernat, dr Anna Jasińska-Biliczak,
dr hab. Izabela Jonek-Kowalska, dr inż. Brygida Klemens,
dr hab. Barbara Kryk, dr Małgorzata Król, dr hab. Aleksandra Kuzior,
prof. dr hab. Krzysztof Malik, dr Katarzyna Mazur-Włodarczyk,
dr hab. Mirosława Michalska-Suchanek, Roland Moraru, PhD. Prof. (Rumunia),
doc. PhDr. Michal Oláh PhD (Słowacja), Volodymyr O. Onyshchenko, Ph.D.
Prof. (Ukraina), dr hab. Kazimierz Rędziński, dr hab. Brygida Solga,
dr inż. Marzena Szewczuk-Stępień, dr hab. Urszula Szuścik,
doc. PhDr. ThDr. Pavol Tománek, PhD (Słowacja),
PhDr. Jiří Tuma, PhD (Republika Czeska), dr inż. Katarzyna Widera,
dr hab. inż. Janusz Wielki

Komitet Redakcyjny:

dr hab. Mariusz Zieliński (przewodniczący) dr inż. Małgorzata Adamska,
dr hab. Maria Bernat, prof. dr hab. Krzysztof Malik, dr hab. inż. Janusz Wielki,
dr Agnieszka Janeta (sekretarz)

Recenzenci:

Katarzyna Chudy-Laskowska, Izabela Jonek-Kowalska,
Agnieszka Tłuczak, Radosław Wolniak

Copyright by Politechnika Opolska 2019

Projekt okładki: Krzysztof Kasza

Opracowanie graficzne: Oficyna Wydawnicza Politechniki Opolskiej

Wydanie I, 2019 r.

ISSN 2353-8899

Spis treści

Katarzyna WIDERA SŁOWO WSTĘPNE.....	7
Patrycja SYGA ANALIZA STATYSTYCZNA POTENCJAŁU DEMOGRAFICZNEGO OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH W WOJEWÓDZTWIE OPOLSKIM.....	9
Tomasz POTOCKI ANALIZA PORTFELOWA NA PODSTAWIE MODELU MARKOWITZA.....	27
Dawid PŁATOSZ MODEL HEDONICZNY CEN NA RYNKU SAMOCHODÓW UŻYWANYCH.....	39
Natalia HUDYMA ANALIZA PORÓWNAWCZA WARUNKÓW ŻYCIA DLA POZIOMU NTS 2 PODZIAŁU TERYTORIALNEGO POLSKI.....	49
Katarzyna MIDURA PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE BEZROBOCIA W POWIATACH WOJEWÓDZTWA OPOLSKIEGO W LATACH 2013 I 2019.....	61
Helena PIECZARKA WYBRANE PROCESY DEMOGRAFICZNE I ICH ZMIENNOŚĆ – ANALIZA PORÓWNAWCZA NA POZIOMIE PODZIAŁU TERYTORIALNEGO NTS2 – REGIONÓW POLSKI.....	77

SŁOWO WSTĘPNE

Dwudziesty czwarty numer „Przeglądu Nauk Stosowanych” podejmuje tematykę wykorzystania metod statystyki i ekonometrii w ekonomii, finansach i zarządzaniu regionem. Cztery artykuły dotyczą analizy danych regionalnych na różnych poziomach podziału terytorialnego. Obiektami badań są powiaty w układzie administracyjnym, regiony w układzie terytorialnym, ale również obszary funkcjonalne będące przykładem nieadministracyjnego podziału województw. Dane dotyczące tych obiektów pochodziły z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Dane do dwóch pozostałych artykułów zostały opisane poniżej.

Pierwszy artykuł autorstwa P. Sygi to analiza statystyczna obszarów funkcjonalnych województwa opolskiego pod kątem ich potencjału demograficznego. Wyznaczono w nim syntetyczny wskaźnik tego potencjału dla każdego z badanych obszarów funkcjonalnych, przy pomocy bezwzorcowej miary z wielowymiarowej analizy porównawczej. Wybrane zmienne będące determinantami potencjału demograficznego badanych obiektów poddano analizie przy wykorzystaniu trójkąta Ossana. Artykuł zawiera porównanie obszarów funkcjonalnych między sobą oraz w relacji do całości województwa opolskiego.

W drugim artykule autorstwa T. Potockiego przedstawiono zagadnienia związane z analizą ryzyka inwestowania w akcje. Opisano i zastosowano model statystycznej analizy ryzyka H. Markowitza. Przy pomocy narzędzi statystyki opisowej ukazano pojęcia związane z inwestowaniem takie jak stopa zwrotu i ryzyko. Materiałem źródłowym były miesięczne notowania spółek z dwóch indeksów giełdowych NASDAQ100 i WIG20. Artykuł ukazuje dwie odmienne metody budowy portfela akcji dające możliwość zmniejszenia jego ryzyka inwestycyjnego.

W kolejnym artykule autorstwa D. Płatosza zawarto konstrukcję i weryfikację modelu hedonicznego cen samochodu używanego. Ze względu na trudności związane z pozyskaniem danych dotyczących polskiego rynku wtórnego samochodów skorzystano z danych z rynku amerykańskiego. Przedstawiono dobór zmiennych (cech opisujących dobro), estymację parametrów modelu, ocenę modelu pod kątem poprawności dopasowania oraz zgodność rozkładu reszt modelu z rozkładem normalnym. Ekonometryczny model hedoniczny służy analizie rynku w kontekście popytu zgłaszanego przez konsumentów na ten rodzaj towaru. Jest narzędziem, na podstawie którego można wyznaczyć wartość prognozy ceny samochodu używanego. Z punktu widzenia konsumenta jest to źródło informacji o cenie potencjalnego dobra, którego konsumpcja byłaby rozważana.

Czwarty artykuł N. Hudymy to analiza porównawcza warunków życia w układzie statystycznym dla poziomu NTS 2 obszaru Polski. Wyróżniono pięć aspektów: gospodarkę i rynek pracy, zamożność mieszkańców i warun-

ki mieszkaniowe, dostępność do usług społecznych i bezpieczeństwo publiczne oraz środowisko naturalne, które składały się na wielokryterialne pojęcie warunków życia w badanych regionach. Do analizy wykorzystano miernik Hellwiga – miarę wzorcową ze statystycznej wielowymiarowej analizy porównawczej. Kategoryzacja wartości tej miary dla poszczególnych obiektów pozwoliła na ukazanie zróżnicowania regionów pod względem warunków życia.

W przedostatnim artykule dotyczącym analizy statystycznej zjawiska bezrobocia wykorzystano ekonometryczny model trendu. Obiektami badań były powiaty województwa opolskiego. Analiza dotyczyła danych z lat 2013–2019 w układzie przestrzennym. Dokonano analizy bezrobocia ze względu na wybrane cechy demograficzne. Wykorzystano typologię Webba do zaprezentowania zmienności zróżnicowania cech wpływających na bezrobocie w powiatach.

Ostatni artykuł autorstwa H. Pieczarki podejmuje problematykę zróżnicowania procesów demograficznych takich jak mobilność terytorialna i starzenie się społeczeństwa. Celem analizy było porównanie potencjału demograficznego w układzie terytorialnym regionów Polski w latach 2009 i 2019. W statystycznej analizie przestrzenno-czasowej zastosowano typologię Webba, opierającą się na saldzie migracji oraz przyroście naturalnym. Kolejnym narzędziem analizy był trójkąt Osanna, który ukazał zróżnicowanie podziału ludności według ekonomicznych grup wieku. Przy pomocy metody wzorcowej dokonano oceny sytuacji demograficznej w regionach pod kątem procesów: starzenia się społeczeństwa oraz migracji.

Redakcja Przeglądu Nauk Stosowanych wyraża nadzieję, że przedstawione w numerze artykuły spotkają się z zainteresowaniem ze strony czytelników.

Katarzyna Widera

Patrycja SYGA

ANALIZA STATYSTYCZNA POTENCJAŁU DEMOGRAFICZNEGO OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH W WOJEWÓDZTWIE OPOLSKIM

Streszczenie: Artykuł zawiera analizę potencjału demograficznego obszarów funkcjonalnych w województwie opolskim w roku 2019 z wykorzystaniem elementów statystyki. Podział województwa opolskiego na obszary funkcjonalne stanowi odmienny od znanego podziału administracyjnego układ do analiz. Celem niniejszego artykułu jest analiza porównawcza potencjału demograficznego obszarów funkcjonalnych w województwie opolskim. Jako metodę badawczą zastosowano narzędzie wielowymiarowej analizy porównawczej – bezwzorcową miarę – zmienną syntetyczną. W analizie porównawczej potencjału demograficznego wyznaczono miernik syntetyczny charakteryzujący potencjał obszarów funkcjonalnych na tle całego województwa.

STATISTICAL ANALYSIS OF THE DEMOGRAPHIC POTENTIAL OF FUNCTIONAL AREAS IN THE OPOLE VOIVODSHIP

Summary: The article contains an analysis of the demographic potential of functional areas in the Opolskie Voivodeship in 2019 with the use of statistical elements. The division of the Opolskie Voivodeship into functional areas is a different system for analyzes than the known administrative division. The aim of this article is a comparative analysis of the demographic potential of functional areas in the Opolskie Voivodeship. As a research method, a multidimensional comparative analysis tool was used – a modelless measure - a synthetic variable. In the comparative analysis of the demographic potential, a synthetic measure was determined that characterizes the potential of functional areas as compared to the entire voivodeship.

Słowa kluczowe: potencjał demograficzny, obszar funkcjonalny, zmienna syntetyczna, analiza statystyczna, województwo opolskie.

Keywords: demographic potential, functional area, synthetic variable, statistical analysis, Opolskie Voivodeship.

1. WSTĘP

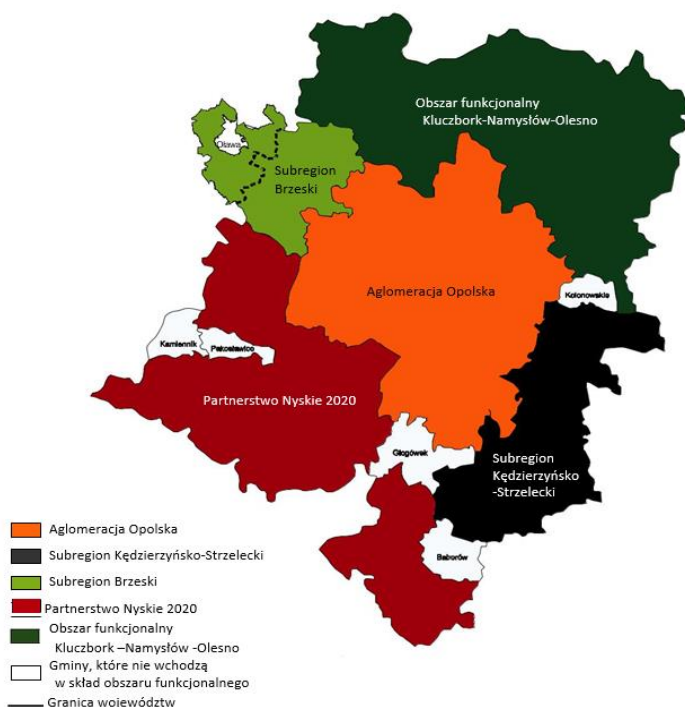
Demografia jest to słowo pochodzące z języka greckiego oznaczające opis ludności [Holzer 2003: 13]. To dyscyplina z dziedziny nauk społecznych, która podejmuje badania nad zjawiskami populacyjnymi mające na celu odkrycie prawidłowości, którym one podlegają. Populacja jest podstawową kategorią badań demograficznych. Przykładem badań demograficznych jest obliczenie ilu ludzi zamieszkuje określoną jednostkę terytorialną [Okólski, Fihel 2012: 10]. Nauka ta zajmuje się opisem statystycznym stanu i struktury populacji, badaniami oraz oceną zmian wynikających z obecnych i przyszłych ruchów naturalnych i migracyjnych [Mitręga, 1995: 11].

W artykule dokonano opisu statystycznego obszarów funkcjonalnych – subpopulacji. Są one przykładem nieadministracyjnego podziału populacji – obszaru województwa opolskiego.

Zgodnie z definicją przez „obszar funkcjonalny” – należy rozumieć obszar szczególnego zjawiska z zakresu gospodarki przestrzennej lub występowania konfliktów przestrzennych, stanowiący zwarty układ przestrzenny składający się z funkcjonalnie powiązanych terenów, charakteryzujących się wspólnymi uwarunkowaniami i przewidywanymi jednolitymi celami rozwoju [Ustawa o planowaniu i zagospodarowaniu przestrzennym 2017: art. 2, pkt 6a 2017]. Koncepcja Przestrzennego Zagospodarowania Kraju 2030 (KPZK 2030) jako główny dokument strategiczny w tej dziedzinie także wykorzystuje nowe podejście terytorialne. Założeniem dokumentu jest, że podobny zestaw działań o charakterze zintegrowanym powinien być kierowany do obszarów charakteryzujących się wspólnymi cechami geograficznymi (społeczno-gospodarczymi i przestrzennymi) nazwanych OBSZARAMI FUNKCJONALNYMI. W tym ujęciu podmiotem polityki przestrzennego zagospodarowania kraju jest całe jego terytorium, a jej cele i instrumenty są różnicowane w zależności od specyfiki poszczególnych OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH. Ukierunkowane są na wykorzystanie ich specyficznego potencjału geograficznego dla osiągnięcia celów rozwojowych kraju (zgodnie z celem KPZK 2030). Tylko część OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH KPZK można zaliczyć do tradycyjnie rozumianych „obszarów problemowych” – czyli takich, na których dochodzi do konfliktów przestrzennych czy dysfunkcji rozwojowych i na których istnieje potrzeba podjęcia interwencji publicznej z poziomu krajowego. Część OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH KPZK zostało przyjętych w rozumieniu polityki regionalnej (zgodnie z zapisami KSRR 2020) [Koncepcja Przestrzennego Zagospodarowania Kraju 2030, 2011: 178].

W województwie opolskim wyróżniamy następujące obszary funkcjonalne: Aglomerację Opolską, Subregion Brzeski, Partnerstwo Nyskie 2020, Obszar Funkcjonalny Namysłów–Kluczbork–Olesno oraz Kędzierzyńsko–Strzelecki Subregionalny Obszar Funkcjonalny. Na mapie 1 przedstawiono obszary funkcjonalne w województwie opolskim (stan na rok 2019).

Mapa 1. Położenie obszarów funkcjonalnych w województwie opolskim w 2019 r.



Źródło: www.stat.gov.pl.

2. METODA BADAŃ – BEZWZORCOWA ZMIENNA SYNTETYCZNA

Wielowymiarowa analiza porównawcza zajmuje się metodami i technikami porównywania obiektów wielocechowych. Stanowi ona spójny formalnie zespół metod statystycznych służących celowemu doborowi informacji o elementach pewnej zbiorowości i wykrywaniu prawidłowości we wzajemnych relacjach tych elementów [Grabiński 1984: 11–12]. Jej zadaniem jest uporządkowanie względnie jednorodnego zbioru obiektów lub cech, w celu podejmowania decyzji wyboru obiektu lub cechy według z góry ustalonego kryterium. W ramach wielowymiarowej analizy porównawczej rozpatrywane są m. in. takie zagadnienia, jak metody normalizacji i agregacji różnoimiennych cech [Grabiński 1984: 13–15].

Ocena obiektów zależy nie tylko od miejsca, jakie zajmują one w uporządkowanym szeregu obiektów, lecz także od rodzaju opisujących je zmiennych [Hellwig 1985: 437]. Klasyfikacja obiektów za pomocą metod wielowymiarowej analizy porównawczej wymaga wyspecyfikowania zestawu cech szczegółowych, które charakteryzowałyby te obiekty ze względu na

podjętą tematykę badań [Hanusik, Łangowska 1984: 18]. Dokonując wyboru zmiennych do zbioru cech diagnostycznych, należy kierować się następującymi kryteriami:

- uniwersalność – cechy powinny mieć powszechnie uznaną wagę i znaczenie,
- zmienność – cechy powinny mieć wysoką zdolność dyskryminacyjną (wysoka zmienność),
- ważność – cechy ważne to takie, które trudno osiągnąć wysokie wartości (silna asymetria prawostronna danej cechy) [Ostasiewicz 1998: 116].

Dobór cech musi w sposób właściwy odzwierciedlać najważniejsze aspekty badanego zjawiska. Do zestawu cech diagnostycznych wybieramy takie czynniki, które w świetle posiadanej wiedzy merytorycznej o badanym zjawisku, stanowią najważniejsze charakterystyki porównywanych obiektów. Ustalenie wyjściowego zbioru cech dokonywane jest w początkowym etapie badań, obejmującym określenie celu i zakresu analizy.

W wielowymiarowej analizie porównawczej badany jest zatem wektor zmiennych:

$$x = [x_1, x_2, \dots, x_m]$$

gdzie m – liczba zmiennych.

W procesie normowania wartości cech (wskaźników) diagnostycznych dokonuje się ich przekształcenia według wybranej metody normalizacji zmiennych. Wykorzystuje się metodę normującą cechy ilościowe tzw. unitaryzację zerowaną [Kukuła 2012: 5]. W celu doprowadzenia do porównywalności, wskaźniki określające badane zjawisko wielowymiarowe zostają podane unitaryzacji wg wzorów (1) i (2) [Kukuła 2012: 9]:

$$x_i^{\wedge} = \frac{x_i - x_{min}}{x_{max} - x_{min}} \text{ dla stymulant} \quad (1)$$

$$x_i^{\wedge} = \frac{x_{max} - x_i}{x_{max} - x_{min}} \text{ dla destymulant} \quad (2)$$

Konsekwencją zastosowania metody normalizacji cech diagnostycznych unitaryzacji zerowanej jest otrzymanie cech, których wartości mieszczą się w przedziale $< 0,1 >$. Konstruuje się zmienną syntetyczną jako bezwzorcową miarę dla badanych obiektów. Syntetyczny miernik dla wyróżnionego obiektu określa wzór (3):

$$W_{nazwa\ obiektu}^{rok} = \sum_{i=1}^m \alpha_i x_{ij} \quad (3)$$

gdzie: $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m]$ – oznacza system wag cech diagnostycznych objętych badaniem, m – liczbę zmiennych, $\alpha_i = \frac{1}{m}$ – wagę pojedynczej cechy diagnostycznej, $\sum_{i=1}^m \alpha_i = 1$ – wagi sumują się do jedności. Waga składowej tworzącej zmienną syntetyczną jest stała i nie zależy np. od poziomu zmienności danej cechy.

3. WSKAŹNIKI DO BADANIA POTENCJAŁU DEMOGRAFICZNEGO OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH

Do badania potencjału demograficznego obszarów funkcjonalnych zastosowano zmienną syntetyczną jako bezwarcową miarę. Tabela 1. zawiera wybrane zmienne opisujące potencjał demograficzny w obiektach badań – obszarach funkcjonalnych.

Tabela 1.

Zmienne wybrane do opisu potencjału demograficznego dla obszarów funkcjonalnych w 2019 r.

Wyszczególnienie	Województwo opolskie	AO	SB	SKS	KNO	PN
Ludność na 1 km ²	104	141	137	131	67	100
Współczynnik feminizacji	107	109	107	106	105	106
Współczynnik maskulinizacji	94	92	93	94	95	94
Udział dzieci (0–17 lata) w ogólnej liczbie ludności OF w %	16	16	17	16	16	16
Udział osób starszych (65 lat i więcej) w ogólnej liczbie ludności OF w %	19	19	20	19	18	19
Współczynnik obciążenia demograficznego	63	63	69	62	61	65
Przyrost naturalny na 1000 ludności	-2,24	-0,64	-0,84	-2,66	-1,42	-4,75
Saldo migracji stałych na 1000 ludności	-1,48	0,72	1,23	-3,53	-2,53	-2,33
Małżeństwa na 1000 ludności	4,3	4,22	4,30	4,20	4,44	4,43

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Ze względu na niską zmienność następujących cech w obrębie badanych obiektów–obszarów funkcjonalnych: współczynnika feminizacji, współczynnika maskulinizacji i współczynnika obciążenia demograficznego, zmienne te wyeliminowano z dalszej części analizy. Pozostałe zmienne zawarte w tabeli 1 to cechy diagnostyczne (wskaźniki), które posłużyły do konstrukcji wskaźnika syntetycznego potencjału demograficznego.

Spełnienie wymogów stosowania wielowymiarowej analizy porównawczej implikowało dokonanie dyskryminacji wyjściowego zbioru cech na dwa rozłączne podzbiory: stymulanty (cechy, których niskie wartości są niepożądane z punktu widzenia danego zjawiska, a wysokie są pożądane) i destymulanty (cechy, których niskie wartości są pożądane z punktu widzenia danego zjawiska, a wysokie są niepożądane).

Wskaźniki zawarte w tabeli 2 to determinanty mające wpływ na potencjał demograficzny. W dalszej części opracowania poddano je szczegółowej analizie w ramach realizowanego badania. Dla uchwycenia różnic pomiędzy obiektami badań – obszarami funkcjonalnymi – in plus i in minus – przeprowadzono badanie porównawcze w stosunku do całości województwa opolskiego w roku 2019 [Portret statystyczny obszarów funkcjonalnych w województwie opolskim w latach 2005–2016, 2018: 26].

Tabela 2.

Wskaźniki uwzględnione w badaniu potencjału demograficznego

Wskaźniki	Charakter zmiennej¹
Ludność na 1 km ²	D
Udział osób starszych (65 lat i więcej) w ogólnej liczbie ludności OF w %	D
Udział dzieci (0–17 lat) w ogólnej liczbie ludności OF w %	S
Saldo migracji stałych na 1000 ludności	S
Przyrost naturalny na 1000 ludności	S
Małżeństwa zawarte na 1000 ludności	S

Zródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

W celu doprowadzenia do porównywalności, wskaźniki z tabeli 2 określające potencjał demograficzny na badanych obszarach funkcjonalnych, poddano unitaryzacji według wzorów (1)–(2). W wyniku zastosowanej metody normalizacji cech diagnostycznych – adekwatnej do charakteru wskaź-

¹ D – oznacza destymulantę, a S – stymulantę

nika diagnostycznego oraz przyjętego systemu wag, w następnej kolejności wyznaczono wartości wskaźników syntetycznych. Uzyskane zmienne syntetyczne są bezwzorcowymi miarami określającymi potencjał demograficzny na badanych obszarach funkcjonalnych. Otrzymane rezultaty zawarto w tabeli 3.

Tabela 3.

Wskaźnik syntetyczny dla potencjału demograficznego obszarów funkcjonalnych i województwa opolskiego

Obszar Funkcjonalny	Województwo opolskie	2019	Poziom potencjału w stosunku do całego województwa
AO	0,45	0,45	+/-
SB		0,57	+
SKS		0,18	-
KNO		0,72	+
PN		0,33	-

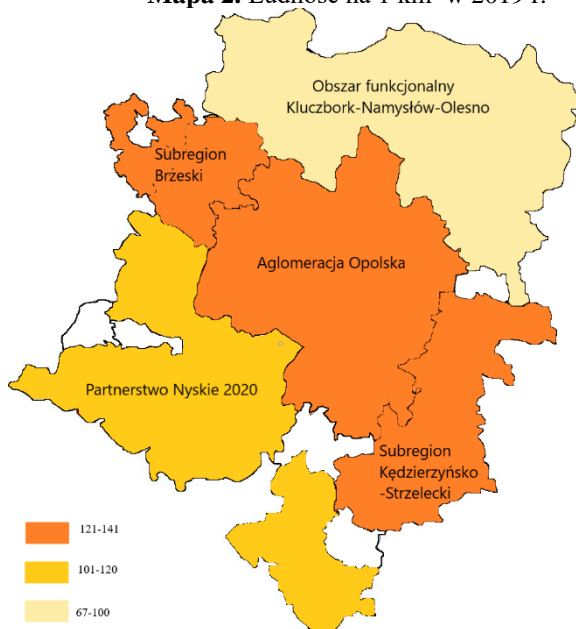
Źródło: opracowanie własne.

Pod względem potencjału demograficznego najlepsze wyniki uzyskał OBSZAR FUNKcjONALNY KLUCZBORK-NAMYŚLÓW-OLESNO. Zdecydowaną jego przewagą był najniższy wskaźnik gęstości zaludnienia. Posiadał on również najniższy udział osób starszych w ogólnej liczbie ludności obszaru funkcjonalnego oraz najwyższy wskaźnik małżeństw. SUBREGION BRZESKI utrzymuje również wyższy poziom potencjału demograficznego niż całe województwo opolskie. Na tym samym poziomie co województwo opolskie jest AGLOMERACJA OPOLSKA. Potencjał demograficzny PARTNERSTWA NYSKIEGO 2020 znajduje się poniżej poziomu jego wartości dla całego województwa opolskiego. Najniższym poziomem w badaniach wyróżniał się KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKI SUBREGIONALNY OBSZAR FUNKcjONALNY. Cechowały go: najniższy wskaźnik udziału dzieci w ogólnej liczbie ludności, najniższy wskaźnik małżeństw oraz najniższe saldo migracji.

4. ANALIZA POSZCZEGÓLNYCH DETERMINANT POTENCJAŁU DEMOGRAFICZNEGO W OBSZARACH FUNKCJONALNYCH

Współczynnik gęstości zaludnienia w 2019 roku

Mapa 2. Ludność na 1 km² w 2019 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Najbardziej zaludnionym obszarem funkcjonalnym w województwie opolskim jest AGLOMERACJA OPOLSKA, której gęstość zaludnienia wynosiła 141 osób na km². W drugim badanym obszarze, tj. OBSZARZE FUNKCJONALNYM KLUCZBORK–NAMYSŁÓW–OLESNÓ gęstość zaludnienia wynosiła 67 osób na km². Jest on najslabiej zaludnionym obszarem w województwie opolskim. W PARTNERSTWIE NYSKIM 2020 opisywany wskaźnik wynosił 100 osób na km². Gęstość zaludnienia w SUBREGIONIE BRZESKIM wynosiła 137 os/km². Ten sam wskaźnik w KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKIM SUBREGIONALNYM OBSZARZE FUNKCJONALNYM wynosił 131 osób na km². Średnia dla województwa opolskiego wynosi 104 osoby na km².

Współczynnik feminizacji

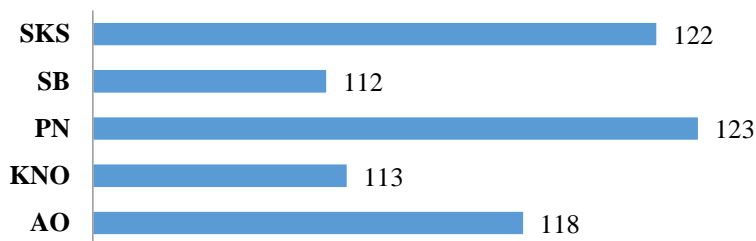
Współczynnik w województwie opolskim oraz w poszczególnych obszarach funkcjonalnych znajduje się na poziomie wyższym niż 100 i wynosi 107. Oznacza to, że na 100 mężczyzn przypada 107 kobiet. Współczynnik feminizacji w AGLOMERACJI OPOLSKIEJ wyniósł 109, w OBSZARZE FUNKCJONALNYM KLUCZBORK–NAMYSŁÓW–OLESNÓ był na poziomie 105,

w PARTNERSTWIE NYSKIM 2020 – 106, w Subregionie Brzeskim – 107, a w KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKIM SUBREGIONALNYM OBSZARZE FUNKCJONALNYM – 106. Współczynnik maskulinizacji jest odwrotnością współczynnika feminizacji, dlatego jego opis dla poszczególnych obszarów funkcjonalnych został pominięty.

Indeks starości

Indeks starości czyli liczba osób w wieku 65 i więcej do liczby osób w wieku do 17 roku życia na 100 osób nie ma korzystnej wartości dla województwa opolskiego. Każdy z tych wskaźników w badanych obszarach ma wartość na poziomie od 112 do 123. W AGLOMERACJI OPOLSKIEJ indeks starości wynosił 118; w OBSZARZE FUNKCJONALNYM KLUCZBORK-NAMYŚLÓW-OLESNO – 113; w PARTNERSTWIE NYSKIM 2020 – 123; w SUBREGIONIE BRZESKIM – 112; a w KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKIM SUBREGIONALNYM OBSZARZE FUNKCJONALNYM – 122. Kształtowanie się wartości indeksu starości dla poszczególnych obszarów funkcjonalnych prezentuje wykres 1.

Wykres 1. Indeks starości w obszarach funkcjonalnych w województwie opolskim



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Współczynnik obciążenia demograficznego

Współczynnik obciążenia demograficznego koresponduje z poprzednim współczynnikiem. Wyraża on stosunek liczby osób w wieku przedprodukcyjnym i poprodukcyjnym do liczby osób w wieku produkcyjnym. W poszczególnych obszarach funkcjonalnych w województwie opolskim kształtuje się na podobnym poziomie: w AGLOMERACJI OPOLSKIEJ wynosił on 63, w OBSZARZE FUNKCJONALNYM KLUCZBORK-NAMYŚLÓW-OLESNO – 62, w PARTNERSTWIE NYSKIM 2020 – 65, w SUBREGIONIE BRZESKIM – 69, a w KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKIM SUBREGIONALNYM OBSZARZE FUNKCJONALNYM wynosi 62. Oznacza to, że na 100 osób w wieku produkcyjnym przypada odpowiednio ok. 60 osób w wieku przed- i poprodukcyjnym.

Struktura ludności w podziale na kategorie demograficzne wieku

Tabela 4 przedstawia strukturę ludności dla wszystkich obszarów funkcjonalnych w podziale na grupy wiekowe.

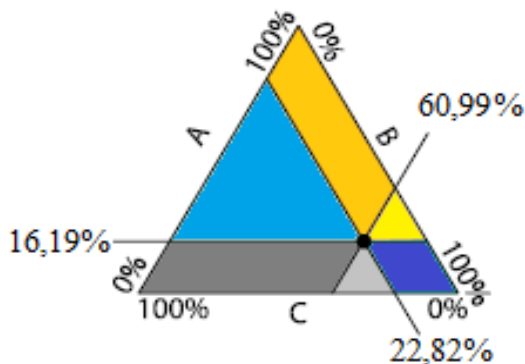
Tabela 4.

Udział liczby ludności poszczególnych grup wieku
w ogólnej liczbie ludności

Kategorie wieku	2019				
	AO	KNO	PN	SB	SKS
Przedprodukcyjny	16,02	16,15	15,79	17,45	15,55
Produkcyjny	61,22	61,94	60,72	59,27	61,80
Poprodukcyjny	22,76	21,91	23,50	23,28	22,65

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Do analizy struktury wieku zastosowano wykres zwany **trójkątem Osanna** [Korycka-Skorupa 2007: 340–353], który pozwala na przedstawianie zjawisk o trójdzielnej strukturze. Do prezentacji wykorzystano podział ludności według grup wieku. Na ramionach trójkąta na rysunku 1 opisano udział tych grup w ogólnej liczbie ludności. Charakter struktury wieku w danej jednostce wyraża położenie wewnątrz trójkąta odpowiadającego jej punktu znajdującego się na przecięciu trzech linii równoległych do boków trójkąta.









Źródło: opracowanie własne na podstawie Korycka-Skorupa J. Trójkąt Osanna jako forma prezentacji danych statystycznych i legenda map tematycznych, *Polski Przegląd Kartograficzny* tom 39, nr 4, 2007.

Rys. 1. Trójkąt Osanna dla udziału ludności w wieku: A przedprodukcyjnym, B – produkcyjnym, C – poprodukcyjnym

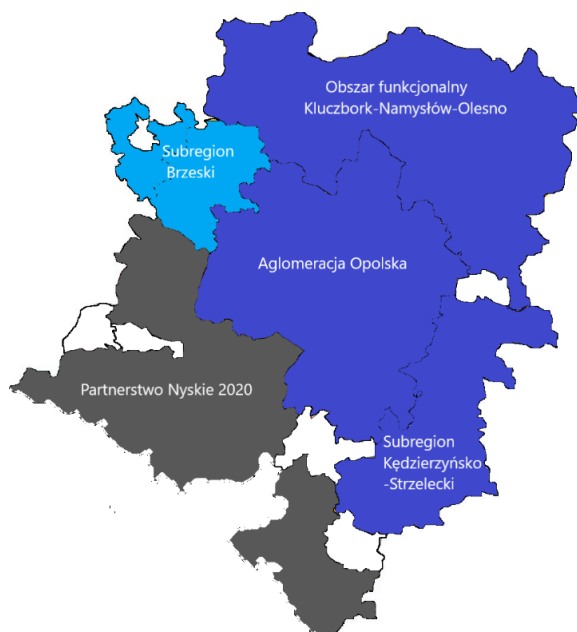
Klasyfikację obszarów funkcjonalnych oparto na podziale trójkąta na sześć klas, które parami wyznaczają trzy typy demograficzne, określające etap rozwoju ludności wynikający ze struktury wieku. Typ młodości demograficznej obejmuje dwie klasy, których elementem wspólnym jest większy od przeciętnego udział ludności w wieku przedprodukcyjnym i mniejszy odsetek ludności poprodukcyjnej, a wyróżnikiem udział ludności produkcyjnej. Etap stabilizacji demograficznej wyróżnia się większym niż przeciętnie udziałem ludności przedprodukcyjnej, ale jednocześnie także poprodukcyjnej i mniejszym udziałem ludności w wieku produkcyjnym bądź większym odsetkiem ludności produkcyjnej, przy mniejszych udziałach ludności przed- i poprodukcyjnej. Typ starzenia się demograficznego oznacza mniejszy od przeciętnego udział ludności w wieku przedprodukcyjnym, natomiast większy udział ludności poprodukcyjnej. Wyróżnik dla klas tego typu demograficznego stanowi odsetek ludności w wieku produkcyjnym. Wyróżnione typy wyznaczone na podstawie wartości średnich dla województwa zaprezentowane są poniżej.

Typy demograficzne:

młodość demograficzna	
	$A > 16,19\%$ $B > 60,99\%$ $C < 22,82\%$
	$A > 16,19\%$ $B < 60,99\%$ $C < 22,82\%$
stabilizacja demograficzna	
	$A > 16,19\%$ $B < 60,99\%$ $C > 22,82\%$
	$A < 16,19\%$ $B > 60,99\%$ $C < 22,82\%$
starzenie się demograficzne	
	$A < 16,19\%$ $B > 60,99\%$ $C > 22,82\%$
	$A < 16,19\%$ $B < 60,99\%$ $C > 22,82\%$

Wyniki przyporządkowań według **trójkąta Osanna** dla obszarów funkcjonalnych prezentuje mapa 3.

Mapa 3. Klasyfikacja obszarów funkcjonalnych według ekonomicznych grup wieku w 2019 r. według trójkąta Osanna



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Większość powierzchni województwa opolskiego (4 z 5 obszarów funkcjonalnych) zalicza się do stabilizacji demograficznej. Trzy z nich: OBSZAR FUNKCJONALNY KLUCZBORK–NAMYSŁÓW–OLESNO, AGLOMERACJA OPOLSKA i KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKI SUBREGIONALNY OBSZAR FUNKCJONALNY posiadają mniejszy niż przeciętnie wskaźnik udziału ludności w wieku przedprodukcyjnym i poprodukcyjnym oraz większy niż przeciętnie wskaźnik udziału ludności w wieku produkcyjnym. Czwarty czyli SUBREGION BRZESKI posiada większy niż przeciętnie wskaźnik udziału ludności w wieku przedprodukcyjnym i poprodukcyjnym oraz mniejszy niż przeciętnie wskaźnik udziału ludności w wieku produkcyjnym. Z kolei PARTNERSTWO NYSKIE 2020 jako jedyny obszar funkcjonalny zalicza się do typu starzenia się demograficznego. Występuje w nim mniejszy niż przeciętnie wskaźnik udziału ludności w wieku przedprodukcyjnym i produkcyjnym oraz większy niż przeciętnie wskaźnik udziału ludności w wieku poprodukcyjnym.

Ruch naturalny ludności – współczynniki: urodzeń, zgonów i przyrostu naturalnego

Współczynniki omawiane w tym podrozdziale są wartościami wyrażonymi w promilach (‰), czyli są wyrażone na 1000 ludności. Tabela 5 i wy-

kres 2 prezentują ich wartości dla poszczególnych obszarów funkcjonalnych.

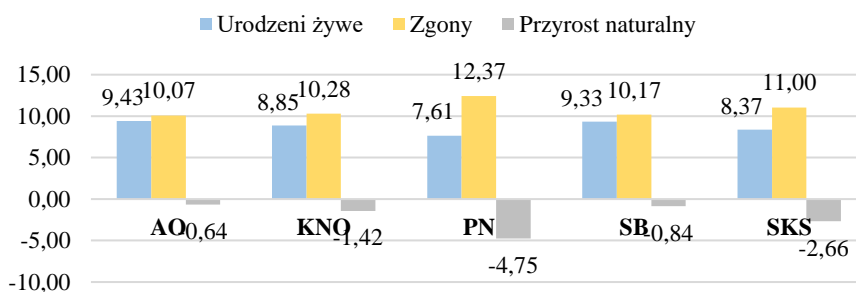
Tabela 5.

Ruch naturalny na 1000 ludności

Wyszczególnienie	2019				
	AO	KNO	PN	SB	SKS
Urodzenia żywe	9,43	8,85	7,61	9,33	8,37
Zgony	10,07	10,28	12,37	10,17	11,00
Przyrost naturalny	-0,64	-1,42	-4,75	-0,84	-2,66

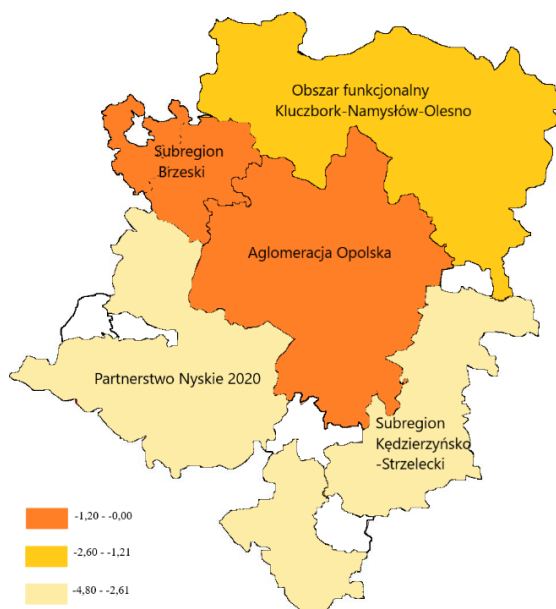
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Wykres 2. Ruch naturalny na 1000 ludności



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Mapa 4. Przyrost naturalny na 1000 ludności w 2019 r.











Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Ruch naturalny we wszystkich obszarach funkcjonalnych w województwie opolskim przedstawiał się podobnie. Przyrost naturalny (ubytek) ma wartość ujemną, ale najtrudniejsza sytuacja – najniższy poziom – charakteryzuje PARTNERSTWO NYSKIE 2020. Ubytek naturalny dowodzi, że liczba zgonów przewyższa liczbę urodzeń w każdym z omawianych obszarów funkcjonalnych.

Na zakończenie analizy wykorzystano typologię Webba [Urząd Statystyczny Lublin 2007: 1–20] czyli narzędzie pozwalające na porównaniu dwóch zmiennych równocześnie i utworzenie 8 jednostek typologicznych: 4 aktywnych (A-D) i 4 pasywnych (E-H). Opis klasyfikacji do poszczególnych typów na podstawie przyrostu naturalnego i salda migracji prezentuje tabela 6.

Tabela 6.

Klasyfikacja typologii według Webba

Typ według Webba	
A - 	Dodatni przyrost naturalny rekompensuje ujemne saldo migracji
B - 	Dodatni przyrost naturalny jest wyższy od dodatniego salda migracji
C - 	Dodatni przyrost naturalny jest niższy od dodatniego salda migracji
D - 	Ujemny przyrost naturalny jest rekompensowany przez dodatnie saldo migracji
E - 	Ujemny przyrost naturalny nie jest rekompensowany przez dodatnie saldo migracji
F - 	Wartość bezwzględna ujemnego przyrostu naturalnego jest wyższa od wartości bezwzględnej ujemnego salda migracji
G - 	Wartość bezwzględna ujemnego przyrostu naturalnego jest niższa od wartości bezwzględnej ujemnego salda migracji
H - 	Dodatni przyrost naturalnie nie rekompensuje ujemnego salda migracji

Źródło: opracowane na podstawie [Urząd Statystyczny Lublin 2007: 1–20].

Mapa 5. Typologia demograficzna (metoda Webba) w 2019 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

W województwie opolskim w 2019 roku wśród obszarów funkcjonalnych 2 na 5 wykazywało aktywność demograficzną. W tej grupie były: AGLOMERACJA OPOLSKA i SUBREGION BRZESKI. Uwagę zwraca typ D, w którym dominuje dodatnie saldo migracji i ujemny przyrost naturalny. Ujemne saldo migracji łącznie z ujemnym przyrostem naturalnym, czyli typ F i G oznaczają regres demograficzny. Typ F wyróżnia OBSZAR FUNKCJONALNY PARTNERSTWO NYSKIE 2020. Obszar ten posiada niższy ujemny przyrost naturalny od ujemnego salda migracji. Z kolei wyższy ujemny przyrost naturalny od ujemnego salda migracji, czyli typ G można zauważyć w dwóch obszarach funkcjonalnych jakimi są: KĘDZIERZYŃSKO-STRZELECKI SUBREGIONALNY OBSZAR FUNKCJONALNY oraz OBSZAR FUNKCJONALNY KLUCZBORK-NAMYSŁÓW-OLESNO.

5. PODSUMOWANIE

Objektami badań były obszary funkcjonalne województwa opolskiego. Analiza dotyczyła województwa w podziale terytorialnym w układzie funkcjonalnym. Wyróżniono potencjalne zmienne opisujące potencjał demograficzny w województwie opolskim. Przy wykorzystaniu metody bezwzorcowej z wielowymiarowej analizy porównawczej – zmiennej syntetycznej – dokonano porównania poziomu potencjału demograficznego badanych obiektów.

Do analizy statystycznej potencjału demograficznego obszarów funkcjonalnych województwa opolskiego wykorzystano wybrane współczynniki demograficzne. W analizie porównawczej potencjału demograficznego wyznaczono również miernik syntetyczny charakteryzujący poziom potencjału obszarów funkcjonalnych na tle całego województwa. Uzyskane wyniki wskazują na ogólnie niski potencjał demograficzny obszarów funkcjonalnych w województwie opolskim w 2019 roku. Najkorzystniejsza sytuacja pod względem oceny tego potencjału panuje w AGLOMERACJI OPOLSKIEJ i SUBREGIONIE BRZESKIM. Najmniej korzystnie w tej analizie wypadł obszar funkcjonalny PARTNERSTWO NYSKIE 2020.

LITERATURA

- [1] GRABIŃSKI T.: *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*. Kraków: Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Seria specjalna: Monografie, nr 61, 1984.
- [2] HANUSIK K., ŁANGOWSKA U.: *Modelowanie ekonometryczne procesów społeczno-ekonomicznych*. Opole: Wydawnictwo Uniwersytetu Opolskiego 1994.
- [3] HELLWIG Z.: *Elementy rachunku ekonomicznego*. Warszawa: PWE 1985.
- [4] HOLZER Z.: *Demografia*. Warszawa, PWE 2003.
- [5] KORYCKA-SKORUPA I.: *Trójkąt Osanna jako forma prezentacji danych statystycznych i legenda map tematycznych*. Polski Przegląd Kartograficzny Tom 39, nr 4, 2007.
- [6] KUKUŁA K.: *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych, Vol. XIII/1*. Warszawa: Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego 2012.
- [7] MITRĘGA K., *Demografia społeczna*. Katowice: Wydawca „Śląsk” 1995.
- [8] OKÓLSKI M., FIHEL A.: *Demografia Współczesne zjawiska i teorie*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR 2012.
- [9] OSTASIEWICZ W.: *Statystyczne metody analizy danych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu 1998.

Źródła internetowe:

- [10] *Koncepcja Przestrzennego Zagospodarowania Kraju 2030*, uchwała RM z 30.12.2011.
<http://isap.sejm.gov.pl/isap.nsf/download.xsp/WMP20120000252/O/M20120252-1.pdf>, [dostęp 4.05.2021].
- [11] *Portret statystyczny obszarów funkcjonalnych w województwie opolskim w latach 2005–2016*, Opole 2018.
https://opole.stat.gov.pl/files/gfx/opole/pl/defaultaktualnosci/760/13/1/1/obszary_funkcjonalne_2005-2016.pdf [dostęp 20.02.2021].
- [12] *Ustawa o planowaniu i zagospodarowaniu przestrzennym*, Dz.U. 2003 nr 80 poz. 717, Dz. U. z 2017 r. poz. 1073, 1566., art. 2, pkt. 6a 2017,
<https://isap.sejm.gov.pl/isap.nsf/download.xsp/WDU20030800717/T/D20030717L.pdf> [dostęp 21.04.2021].

- [13] Sigma Kwadrat. Lubelski konkurs statystyczno-demograficzny. Urząd Statystyczny Lublin 2017.
https://lublin.stat.gov.pl/files/gfx/lublin/pl/defaultstronaopisowa/1244/1/1/typologia_regionalizacja_2017.pdf, [dostęp 11.05.2021].
- [14] Bank Danych Lokalnych www.stat.gov.pl/BDL [dostęp 12.02.2021].

Patrycja Syga
Politechnika Opolska w Opolu
Wydział Ekonomii i Zarządzania
ul. Luboszycka 7
45-036 Opole
patrycja.syga@student.po.edu.pl

Tomasz POTOCKI

ANALIZA PORTFELOWA NA PODSTAWIE MODELU MARKOWITZA

Streszczenie: Artykuł przedstawia zagadnienia związane z ryzykiem występujących w procesie inwestowania w akcje oraz metody jego zmniejszenia. Głównym celem artykułu było opisanie i zastosowanie w badaniach empirycznych modelu Markowitza. Przedstawiono dwie metody budowy portfeli efektywnych oraz możliwości wpływające na zmniejszenia ryzyka inwestycyjnego związanego z zakupem akcji do portfeli.

PORTFOLIO ANALYSIS BASED ON MARKOWITZ MODEL

Summary: The article presents the issues related to the risk occurring in the process of investing in stocks and methods of its reduction. The main goal article was to describe and apply the Markowitz model in empirical research. Two methods of building effective portfolios and the possibilities of reducing the investment risk related to the purchase of shares for the portfolios are presented.

Słowa kluczowe: analiza portfelowa, model Markowitza, portfel akcji, dywersyfikacja ryzyka.

Keywords: portfolio analysis, Markowitz Model, stock portfolio, risk diversification.

1. WSTĘP

Inwestowanie w akcje jest potencjalnie bardzo zyskowne, ale może okazać się zbyt ryzykowne bez elementarnej znajomości mechanizmów funkcjonowania rynków finansowych. Wiedza ta jest konieczna do podejmowania dobrych i przemyślanych decyzji inwestycyjnych przez podmiot, który liczy na określony zysk przy danym ryzyku. Metodą zmniejszenia ryzyka może być analiza portfelowa, która stwarza możliwość budowy portfeli inwestycyjnych, pozwalających inwestorowi na dokonanie dywersyfikacji ryzyka. W artykule została zaprezentowana analiza portfelowa z wykorzystaniem modelu Markowitza, jako możliwość zmniejszenia ryzyka inwestowania w akcje spółek. Zaprezentowano dwa podejścia: minimalizacji ryzyka przy założonym poziomie zysku (stopy zwrotu) oraz maksymalizacji zysku (stopy zwrotu) przy założonym poziomie ryzyka.

2. RYZYKO I JEGO DYWERSYFIKACJA NA RYNKU AKCJI

Pojęcie ryzyka jest terminem wieloznacznym, złożonym, który jest trudny do wyjaśnienia, ponieważ nie istnieje jedna konkretna definicja określająca każdy rodzaj ryzyka występującego w gospodarce. Samo słowo *ryzyko* pochodzi od włoskiego słowa *risicare*, co oznacza. odważyć się. To wskazuje, że ryzyko jest naszym świadomym wyborem [Łuniewska i Tarczyński

2004: 36]. Często ryzyko utożsamiane jest z słowem niepewność. Za pierwszą próbę wyjaśnienia czym jest ryzyko oraz niepewność można uznać prace Willetta, który stwierdził, że ryzyko jest stanem otoczenia, które odnosi się do stopnia niepewności, w takim rozumieniu ryzyko jest obiektywne a niepewność subiektywna [Łuniewska i Tarczyński 2004: 36]. Kolejną koncepcją wyjaśnienia ryzyka jest praca Knighta, który stwierdził, że niepewność może być mierzalna albo niemierzalna [Gątarek 2001: 79]. W takim rozumieniu za niepewność mierzalną można uznać ryzyko, natomiast niepewność niemierzalna została nazwana niepewnością sensu stricto. Wyjaśnienia tych pojęć zaproponował również Pfeffer który zauważył, że ryzyko można opisać za pomocą prawdopodobieństwa, natomiast niepewność za pomocą wiary [Kraśński 2006: 12].

Istnieje wiele klasyfikacji ryzyka występującego na rynkach finansowych wynikających z różnych przyczyn. Za najważniejsze kryterium podziału ryzyka można uznać czynniki je determinujące. W ramach tego podziału można wyróżnić:

- ryzyko systematyczne – jest to rodzaj ryzyka, które wynika z otoczenia w jakim znajduje się podmiot. Przed tym rodzajem ryzyka podmiot nie może się w żadne sposób zabezpieczyć. Za najważniejsze źródła tego ryzyka uznawane są: stopy procentowe, sytuacja polityczna, ekonomiczna czy inflacja;
- ryzyko specyficzne – jest to rodzaj ryzyka, na który podmiot ma wpływ, ponieważ dotyczy ono podejmowanych przez niego decyzji. W związku z tym może ono być zależne i kontrolowane przez ten podmiot. Do najważniejszych czynników determinujących ryzyko specyficzne należą: zarządzanie firmą, płynność, pozycja na rynku [Łuniewska, Tarczyński 2004: 36].

Ważnym pojęciem przy omawianiu ryzyka jest dywersyfikacja. Ma ona na celu zmniejszenie ryzyka inwestowania w różnego rodzaju instrumenty finansowe, poprzez dobór do portfela różnych rodzajów papierów wartościowych. Za pomocą metody dywersyfikacji możemy ograniczyć jedynie ryzyko specyficzne, niestety inwestor nie jest w stanie zmniejszyć ryzyka systematycznego.

3. METODA KONSTRUKCJI PORTFELA AKCJI

Analiza portfelowa skupia się na pokazaniu możliwie najbezpieczniejszej inwestycji, czyli takiego instrumentu finansowego, który po pewnym czasie będzie charakteryzował się jak największym zyskiem. Umożliwia ona dobór papierów wartościowych charakteryzujący się jak najwyższą stopą zwrotu, przy określonym ryzyku inwestycyjnym. Należy zauważyć, że odnosi się ona również do różnych horyzontów czasowych. Głównym jej celem jest

dywersyfikacja ryzyka inwestycyjnego. W artykule zaprezentowano podstawowe metody będące elementami statystyki, które służą do obliczania stopy zwrotu oraz ryzyka inwestycyjnego [Krzywda 2010: 124–125].

Jeden z podstawowych modeli analizy portfelowej został stworzony przez H. Markowitza. Harry Markowitz² jest uznawany za autora współczesnych metod zarządzania portfelem oraz metody efektywnego doboru instrumentów finansowych wchodzących w skład portfeli. Wszystkie te metody zawarł w swoich dwóch pracach: *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, John Wiley & Sons, New York 1959 i *Portfolio Selection*, Journal of Finance 1952, Vol. 7, No. 1, pp. 77–91.

Klasyczny model Markowitza skupia największą uwagę na korzyściach wynikających z jakościowej dywersyfikacji. Polega ona na zwiększeniu ilości instrumentów finansowych wchodzących w skład portfela dając możliwość wyeliminowania ryzyka wariacji pojedynczych instrumentów finansowych w składzie portfela inwestycyjnego. Jednocześnie najmniejsza wartości ryzyka portfela nie może być mniejsza niż kowariancja, której udział w całkowitym ryzyku portfela nie można zmniejszyć [Gluzicka 2018: 17–19]. Podstawowe założenia modelu Markowitza to [Reilly i Brown 2001: 359]:

- inwestorzy rozpatrują różne oczekiwane stopy zwrotu przy określonym prawdopodobieństwie ich wystąpienia,
- ryzyko portfela inwestorów mierzone jest na podstawie oczekiwanych stóp zwrotu,
- inwestorzy dążą do maksymalizacji krańcowej użyteczności w danym okresie, odnosząc się do jednego okresu,
- inwestorzy opierają swoje decyzje na podstawie stopy zwrotu i ryzyka, oznacza to, że ich decyzje opierają się na oczekiwanej stopie zwrotu oraz wariacji lub odchyleniu standardowym,
- przy określonym poziomie ryzyka inwestorzy są skłonni do wybierania wyższych stóp zwrotu, natomiast w przypadku określonej stopy zwrotu wolą mniejsze ryzyko.

Model Markowitza dla n liczby akcji (instrumentów finansowych) przyjmuje postać [Tarczyński 2002: 78]:

$$\sum_{j=1}^n \bar{r}_j x_j \rightarrow \max \quad (1)$$

² Amerykański ekonomista i laureat Nagrody Banku Szwecji im. Alfreda Nobla w dziedzinie ekonomii z 1990 roku.

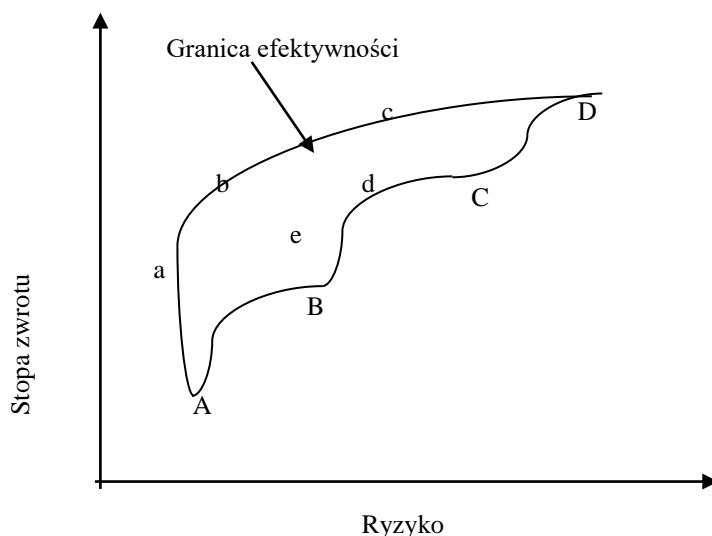
$$\sum_{j=1}^n v_j x_j^2 + 2 \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{k=j+1}^n cov(r_j r_k) x_j x_k \rightarrow \min \quad (2)$$

$$\sum_{j=1}^n x_j = 1 \quad (3)$$

$$x_j \geq 0 \quad (4)$$

gdzie: v_j – wariancja instrumentu finansowego j , x_j – udział instrumentu j w portfelu, $cov(r_j r_k)$ – instrumentu j z instrumentem k .

Zaproponowany wzorami (1)–(4) model nie pozwala na określenie jednego konkretnego optymalnego portfela inwestycyjnego, tylko zbioru portfeli optymalnych tzn. dających optymalną (największą) stopę zwrotu przy danym poziomie ryzyka lub minimalne ryzyko przy ustalonej wielkości stopy zwrotu [Tarczyński 2002: 78]. Zbiór portfeli inwestycyjnych skonstruowanych za pomocą modelu Markowitza przedstawiono graficznie na rys. 1, przyjmując, że najważniejszymi czynnikami przy ich wyborze są stopa zwrotu oraz ryzyko.



Źródło: Tarczyński W., *Fundamentalny portfel papierów wartościowych Nowa koncepcja analizy portfelowej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002, s. 79.

Rys. 1. Portfel wielu spółek

Zaprezentowany rysunek przedstawia zależność stopy zwrotu i ryzyka poszczególnych portfeli inwestycyjnych. Duże litery przedstawiają liczbę instrumentów finansowych, natomiast małe litery przykładowe kombinacje portfeli ze względu na te zmienne. Spośród wszystkich portfeli zaznaczonych na rysunku tylko portfele a, b, c są portfelami o minimalnym ryzyku przy danej stopie zwrotu lub maksymalnej stopie zwrotu przy danym ryzyku. Portfele te leżą na krzywej nazywanej granicą efektywności, która przedstawia wszystkie możliwe zbiory portfeli efektywnych. Pozostałe portfele leżące poza granicą efektywności, są mniej korzystne do wyboru przez inwestorów, ponieważ istnieje portfel charakteryzujący się lepszymi wartościami ryzyka i stopy zwrotu [Perez, Truszkowski 2020: 116–117].

Głównymi problemami związanymi z modelem Markowitza są trudności w zastosowaniu go w praktyce. Wynika to z potrzeby zdobycia dużej liczby danych oraz trudności ich analizy nawet dla małej liczby badanych instrumentów finansowych.

Oczekiwaną stopę zwrotu dla portfela określa wzór (5):

$$R_p = \sum_{i=1}^n w_i R_i \quad (5)$$

gdzie: R_p – oczekiwana stopa zwrotu z portfela p , w_i – udział instrumentu w i -tym portfelu, R_i – oczekiwana stopa zwrotu instrumentów wchodzących w skład i -tego portfela.

Ryzyko portfela dane jest wzorem (6):

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=n}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n w_i w_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}} \quad (6)$$

gdzie: σ_p – odchylenie standardowe portfela p , $\sigma_i \sigma_j \rho_{ij} = cov_{ij}$, w_i – udział instrumentu i w portfelu, ρ_{ij} – korelacja instrumentu i z instrumentem j , cov_{ij} – kowariancja instrumentu i z instrumentem j , σ_i – odchylenie standardowe stopy zwrotu instrumentu i , σ_j – odchylenie standardowe stopy zwrotu instrumentu j .

4. ANALIZA ZBUDOWANYCH PORTFELI AKCJI

Materiałem źródłowym były miesięczne notowania spółek z okresu od 31 stycznia 2017 do 31 stycznia 2020 roku. Do badania zostały wybrane spółki z dwóch indeksów NASDAQ100 i WIG20. Wszystkie analizowane spółki bez przerw wchodziły w skład indeksów w analizowanym okresie. Do budowy portfeli inwestycyjnych wybrano akcje 10 spółek, po 5 z każdego indeksu. Spółki wybrane do badania pochodziły z różnych sektorów. Miało to na celu minimalizację powiązań pomiędzy akcjami tych spółek. Lista spółek

branych pod uwagę podczas budowy portfela inwestycyjnego za pomocą modelu Markowitza została przedstawiona w tabeli 1.

Tabela 1.

Lista wybranych spółek akcyjnych

Skrót	Pełna nazwa	Indeks
PEP	PepsiCo, Inc.	NASDAQ100
EXC	Exelon Corp	NASDAQ100
ADBE	Adobe Inc.	NASDAQ100
SBUX	Starbucks Corp	NASDAQ100
NFLX	Netflix Inc	NASDAQ100
PKO	PKO Bank Polski SA	WIG20
PKN	Polski Koncern Naftowy Orlen SA	WIG20
CDR	CD Projekt SA	WIG20
OPL	Orange Polska SA	WIG20
ACP	Asseco Poland SA	WIG20

Źródło: opracowanie własne.

Przy konstruowaniu portfeli akcji z wykorzystaniem modelu Markowitza przyjęto następujące warunki:

- ✓ podczas doboru akcji spółek branych do budowy portfeli inwestycyjnych kierowano się jak największą różnorodnością, dlatego do budowy portfela akcji wybrano akcje spółek pochodzących z różnych branż,
- ✓ wszystkie portfele inwestycyjne są zbudowane za pomocą modelu Markowitza zostały stworzone na podstawie tych samych akcji spółek,
- ✓ zbudowane portfele inwestycyjne nie zmieniają swojego składu podczas okresu trwania zaplanowanej długości inwestycji co oznacza, że w badaniach zostaje przyjęta postawa bierna,
- ✓ stopa zwrotu liczona jest na podstawie ceny zamknięcia danej akcji spółki branej pod uwagę podczas badania,
- ✓ portfele inwestycyjne zostały zbudowane na podstawie minimalizacji ryzyka oraz maksymalizacji stopy zwrotu,
- ✓ podczas liczenia stóp zwrotu poszczególnej akcji danej spółki zostały pominięte ich dywidendy,
- ✓ w ramach badań przyjęto, że stopa zwrotu każdej akcji spółki jest zbliżona do rozkładu normalnego,
- ✓ podczas tworzenia portfeli akcji zostały pominięte inne koszty wynikające z próby stworzenia portfela akcji,
- ✓ do stworzenia portfeli akcji za pomocą modelu Markowitza został wykorzystany program Excel wraz wszystkimi dodatkami, które są dostępne w tym programie,

- ✓ badania zostały przeprowadzone dla 37 notowań akcji danej spółki i pobierane zostały ze strony <https://stooq.pl>.

Miarą służącą do określania współzależności akcji dwóch spółek jest korelacja stóp zwrotu [Jajuga, Jajuga 2006: 204–206] dana wzorem (7).

$$\rho_{AB} = \frac{\sum_{i=1}^N p_i (R_{A_i} - \bar{R}_A)(R_{B_i} - \bar{R}_B)}{\sigma_A \sigma_B} \quad (7)$$

gdzie: ρ_{AB} – współczynnik korelacji stóp zwrotu akcji A i B, σ_A – odchylenie standardowe stóp zwrotu A, σ_B – odchylenie standardowe stóp zwrotu B, \bar{R}_{A_i} , \bar{R}_{B_i} – możliwe stopy zwrotu odpowiednich instrumentów finansowych.

Współczynnik korelacji stóp zwrotu przyjmuje wartość od -1 do 1. Dodatnia wartość korelacji oznacza, że wzrostowi (spadkowi) akcji jednej spółki towarzyszy wzrost (spadek) stóp zwrotu drugiej analizowanej spółki. Ujemna korelacja oznacza, że jeżeli stopa zwrotu akcji A rośnie to stopa akcji B spada. Współczynnik korelacji pozwala nam również na określenie siły powiązania liniowego pomiędzy dwoma instrumentami finansowymi. Mierzona jest ona wartością bezwzględną współczynnika korelacji. Jeśli wartość ta dąży do 1, oznacza silne powiązanie dwóch instrumentów finansowych, natomiast jeśli jest bliska zeru, oznacza brak powiązania liniowego analizowanych instrumentów [Jajuga, Jajuga 2006: 204–206].

W tabeli 2 zostały przedstawione wartości współczynników korelacji stóp zwrotu obliczone dla wszystkich par spółek branż pod uwagę. Pola zaznaczone kolorem szarym przedstawiają ujemną korelację stóp zwrotu.

Tabela 2.

Korelacje pomiędzy stopami zwrotu akcji

	PEP	EXC	ADBE	SBUX	NFLX	PKO	PKN	CDR	OPL	ACP
PEP	1,000	0,414	0,053	0,212	-0,066	0,316	0,065	-0,032	0,076	-0,089
EXC	0,414	1,000	0,307	0,076	0,171	0,094	-0,202	0,140	-0,116	-0,163
ADBE	0,053	0,307	1,000	0,250	0,643	0,169	-0,064	0,202	0,236	0,334
SBUX	0,212	0,076	0,250	1,000	-0,197	0,282	0,122	-0,084	0,238	0,372
NFLX	-0,066	0,171	0,643	-0,197	1,000	0,076	-0,173	0,379	0,168	0,044
PKO	0,316	0,094	0,169	0,282	0,076	1,000	0,393	-0,031	0,178	-0,126
PKN	0,065	-0,202	-0,064	0,122	-0,173	0,393	1,000	0,116	-0,019	-0,052

CDR	-0,032	0,140	0,202	-0,084	0,379	-0,031	0,116	1,000	-0,027	0,231
OPL	0,076	-0,116	0,236	0,238	0,168	0,178	-0,019	-0,027	1,000	0,300
ACP	-0,089	-0,163	0,334	0,372	0,044	-0,126	-0,052	0,231	0,300	1,000

Zródło: obliczenia własne.

Porównując wartości współczynników korelacji stóp zwrotu akcji spółek zawartych w tabeli 2 można zauważyć, że: najniższą korelację widać pomiędzy PKN i EXC (-0,2019), SBUX i NFLX (-0,1967). W pierwszym przypadku wynik wiąże się z odrębnością pomiędzy rynkiem amerykańskim a polskim. Natomiast w drugim wymienionym przypadku wynika to z dużej odrębności pomiędzy branżami w jakich działają te spółki. Najwyższą korelację wskazują akcje spółek ADBE i NFLX (0,6429), PEP i EXC (0,4137). Jednym z powodów wystąpienia tak wysokich wyników korelacji stóp zwrotu może być fakt ich wspólnego notowania na rynku akcji amerykańskich.

Podsumowując, współczynnik korelacji stóp zwrotu danych par akcji spółek jest zależny od powiązania pomiędzy nimi oraz składu indeksu w jakim się znajdują. Podczas budowy portfeli korzystne są jak najniższe współczynniki korelacji stóp zwrotu lub te wskazujące na ujemną korelację. Przełoży się to na większą dywersyfikację składu portfela i zmniejszenie ryzyka inwestycji. Należy pamiętać, że współczynnik korelacji (Pearsona) dany wzorem (7) wymaga większej od 30 liczebności próby, dlatego w założeniach do badania został przyjęty okres od 31 stycznia 2017 do 31 stycznia 2020 roku.

W celu dokonania wyboru najlepszego portfela inwestycyjnego akcji zostały wykorzystane dwa odmienne podejścia, tj. maksymalizacji stopy zwrotu oraz minimalizacji ryzyka.

PIERWSZY PORTFEL został zbudowany na podstawie kryterium **maksymalizacji zysku** (stopy zwrotu) **przy założonym poziomie ryzyka**. Założony poziom ryzyka wynosił 3,35%. Optymalna struktura portfela akcji zbudowana na podstawie tego kryterium została przedstawiona w tabeli 3.

Tabela 3.

Portfel 1 akcji

Nazwa akcji	Oczekiwana stopa zwrotu	Wagi portfela
PEP	1,21%	28,71%
EXC	1,14%	12,33%
ADBE	3,37%	29,08%
SBUX	1,53%	12,37%
NFLX	3,11%	
PKO	0,58%	

PKN	0,48%	3,34%
CDR	5,16%	12,77%
OPL	1,11%	1,40%
ACP	0,99%	
Stopa zwrotu portfela		2,35%
Wariancja portfela		0,11%
Odchylenie standardowe portfela		3,35%

Zródło: Obliczenia własne.

Do portfela akcji nie weszły akcje: NFLX, PKO i ACP. Powodem ich odrzucenia była wysoka dodatnia wartość współczynnika korelacji pomiędzy tymi akcjami a pozostałymi, które znalazły się w składzie portfela akcji. Ostatecznie portfel optymalny składał się z: największego udziału akcji ADBE (29,08%), następnie PEP (28,71%), CDR (12,77%), SBUX (12,37%), EXC (12,33%), PKN (3,34%) oraz OPL (1,40%). Jak można zauważyć, portfel zbudowany na podstawie kryterium maksymalizacji zysku (stopy zwrotu) przy założonym poziomie ryzyka nie odrzuca akcji spółek, których udział jest bardzo mały, a co za tym idzie mają one nieznaczący wpływ na zmiany zbudowanego portfela w czasie. Stopa zwrotu tego portfela akcji liczona za pomocą wzoru (5) wyniosła 2,38%. Oznacza to, że inwestor wybierając ten portfel może się spodziewać przeciętnego miesięcznego wzrostu na poziomie 2,38%, natomiast ryzyko portfela liczone wzorem (6) wyniosło 3,35%.

DRUGI PORTFEL został zbudowany na podstawie kryterium **minimalizacji ryzyka przy założonym poziomie zysku** (stopy zwrotu). Założony poziom zysku wyniósł: 1,87%.

Tabela 4.

Portfel 2 akcji

Nazwa akcji	Oczekiwana stopa zwrotu	Wagi portfela
PEP	1,21%	23,74%
EXC	1,14%	27,41%
ADBE	3,37%	17,72%
SBUX	1,53%	11,41%
NFLX	3,11%	
PKO	0,58%	
PKN	0,48%	7,10%
CDR	5,16%	7,94%
OPL	1,11%	4,68%
ACP	0,99%	

Stopa zwrotu portfela	1,87%
Wariancja portfela	0,07%
Odchylenie standardowe portfela	2,63%

Źródło: Obliczenia własne.

Optymalny skład drugiego portfela akcji kształtował się następująco: największy udział wśród wszystkich składników tego portfela miały akcje spółki EXC (27,41%), następnie spółka PEP (23,74%), ADBE (17,72%), CDR (7,94%), SBUX (11,41%), PKN (7,10%) oraz OPL (4,68%). Drugie kryterium budowy portfela akcji branych pod uwagę również nie wyeliminowało akcji spółek, które mają mały procent udziałów w całym składzie stworzonego portfela akcji. Podobnie jak w pierwszym opisanym portfelu do portfela nie weszły akcje spółek takich jak: ACP, NFLX oraz PKO. Było to związane z podobną sytuacją wynikającą z korelacji stóp zwrotu. Ten portfel akcji wyznaczony na podstawie modelu Markowitza charakteryzuje się stopą zwrotu na poziomie 1,87%, natomiast ryzyko portfela mierzone odchyleniem standardowym wynosiło 2,63%.

Następnie w celu porównania tych dwóch portfeli dokonano zestawienia w tabeli 5.

Tabela 5.

Porównanie zbudowanych portfeli akcji

Nazwa akcji	Charakterystyki akcji		Portfel 1	Portfel 2
	Oczekiwana stopa zwrotu	Odchylenie standardowe	Wagi portfela	Wagi portfela
PEP	1,21%	4,23%	28,71%	23,74%
EXC	1,14%	3,83%	12,33%	27,41%
ADBE	3,37%	6,22%	29,08%	17,72%
SBUX	1,53%	5,84%	12,37%	11,41%
NFLX	3,11%	11,37%		
PKO	0,58%	5,59%		
PKN	0,48%	9,06%	3,34%	7,10%
CDR	5,16%	12,05%	12,77%	7,94%
OPL	1,11%	9,08%	1,40%	4,68%
ACP	0,99%	6,04%		
Stopa zwrotu portfela			2,38%	1,87%
Wariancja portfela			0,11%	0,07%
Odchylenie standardowe portfela			3,35%	2,63%

Źródło: Obliczenia własne.

Z obliczeń uzyskanych podczas budowy tych dwóch portfeli akcji można zauważyć że różnią się one stopą zwrotu oraz ryzykiem. Portfel 1, który zakładał maksymalizację zysku przy założonym poziomie ryzyka posiada większą stopę zwrotu z portfela niż portfel akcji 2, zbudowany na podstawie minimalizacji ryzyka przy założonym poziomie zysku. Należy zauważyć, że przy większej stopie zwrotu w portfelu 1 również ryzyko inwestowania w ten portfel jest wyższe niż w portfel 2. Zatem większa stopa zwrotu wiąże się z większym ryzykiem inwestycyjnym.

Odwrotnie jest w przypadku ryzyka portfeli. Wtedy to portfel akcji 2 ma mniejsze ryzyko niż portfel akcji 1. Różnice te wynikają z różnego procentowego udziału poszczególnych spółek w portfelu. Różnice pomiędzy składami portfeli akcji możemy zobaczyć w przypadku akcji EXC, gdzie w pierwszym portfelu miały znacznie niższy udział na poziomie 12,33%, natomiast w drugim portfelu akcji 27,41%. Z kolei akcje, które w znaczący zwiększyły swoją wagą były ADBE. W pierwszym portfelu waga ta wyniosła 29,08%, natomiast w portfelu drugim otrzymaliśmy 17,72%. Porównując dalej skład tych portfeli widoczna jest przewaga akcji wziętych z indeksu NASDAQ100. Każdy ze zbudowanych portfeli posiada mniejsze ryzyko od pojedynczych spółek branych pod uwagę. Ponadto każdy z portfeli akcji posiada większą stopę zwrotu od najniższej stopy zwrotu pojedynczej spółki oraz nie większą niż najwyższa stopa zwrotu pojedynczego elementu wziętego pod uwagę podczas badania.

5. ZAKOŃCZENIE

Analiza portfelowa z wykorzystaniem modelu Markowitza daje inwestorowi możliwość pozbycia się części ryzyka specyficznego pojedynczych akcji, natomiast nie jesteśmy w stanie zdywersyfikować ryzyka niespecyficznego. Portfele akcji zostały zbudowane na podstawie dwóch odmiennych kryteriów. Pierwszym z nich była maksymalizacja zysku przy założonym poziomie ryzyka, natomiast drugim - minimalizacji ryzyka przy założonym poziomie zysku. Każdy z portfeli akcji charakteryzuje się odmienną wartością ryzyka oraz stopy zwrotu, na dodatek każdy z portfeli charakteryzuje się mniejszym poziomem ryzykiem niż ryzyko akcji każdej spółki z osobna oraz wyższą stopą zwrotu od najmniejszej wartości dla pojedynczej akcji. Uzyskane wyniki pokazują, że skład portfela uzależniony jest od kryterium jakim inwestor będzie się kierował. Ważnym aspektem dla osób stosujących te kryteria budowania portfeli na bazie akcji jest odpowiednie zbadanie kształtowania się oczekiwanej stopy zwrotu, ryzyka oraz współzależności pomiędzy akcjami. Ważny w aspekcie badań był współczynnik korelacji (Pearsona), który obrazuje powiązanie pomiędzy akcjami (oczekujemy wartości która jest bliska zero, a najlepiej, aby była to wartością ujemną). W wyniku

takiego doboru akcji w niniejszym artykule zaprezentowano dwa alternatywne portfele.

Warto na koniec zaznaczyć, że oba zaproponowane portfele okazały się efektywne, jednak wybór portfela optymalnego jest w praktyce zależny od preferencji inwestora. Może on preferować mniejszą stopę zwrotu portfela akcji przy mniejszym ryzyku portfela akcji lub większe ryzyko portfela akcji przy większej stopie zwrotu portfela akcji.

LITERATURA

- [1] DĘBSKI W., FEDER-SEMPACH E., WÓJCIK S.: *Ryzyko akcji notowanych na GPW*. Warszawa, Wydawnictwo Naukowe PWN 2018.
- [2] GAȚAREK D.: *Nowoczesne metody zarządzania ryzykiem finansowym*. Warszawa: WIG-Press 2001.
- [3] GLUZICKA A.: *Wybrane metody dywersyfikacji portfeli inwestycyjnych*. Katowice: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach 2018.
- [4] KRASIŃSKI P.: *Instrumenty pochodne w zarządzaniu ryzykiem przedsiębiorstw*. Warszawa, Dom Wydawniczy ELIPSA 2006.
- [5] KRZYWDA M.: *GPW i - Gielda Papierów Wartościowych w praktyce*, Gliwice: Wydawca Złote Myśli 2010.
- [6] ŁUNIEWSKA M., TARCZYŃSKI W.: *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, Warszawa: Wydawnictwo PLACET 2004.
- [7] PEREZ K., TRUSZKOWSKI J.: *Portfel inwestycyjny*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu 2020.
- [8] REILLY F., BROWN K.: *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne 2001.
- [9] TARCZYŃSKI W.: *Fundamentalny portfel papierów wartościowych. Nowa koncepcja analizy portfelowej*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne 2002.

Źródła internetowe:

- [10] <https://stooq.pl> - dane pobierane [dostęp 5.02.2021].

Tomasz Potocki

Politechnika Opolska
Wydział Ekonomii i Zarządzania
45-036 Opole,
ul. Luboszycka 7,
t.potocki@student.po.edu.pl

Dawid PŁATOSZ

MODEL HEDONICZNY CEN NA RYNKU SAMOCHODÓW UŻYWANYCH

Streszczenie: Artykuł przedstawia zagadnienia związane z budową modelu hedonicznego. Jako przykład modelu ekonometrycznego dla danych dynamicznych stanowić może narzędzie służące obliczaniu indeksów cen. W artykule wykorzystano dane statyczne i oszacowano parametry zaproponowanego modelu dla cen samochodów na rynku wtórnym. Głównym celem jest konstrukcja i weryfikacja modelu hedonicznego. Służy on do wyznaczenia prognozy ceny samochodu używanego, przy zadanych zmiennych jakościowych i ilościowych. Jest on narzędziem przy podejmowaniu decyzji konsumenta o zakupie samochodu używanego.

HEDONIC PRICING MODEL IN THE USED CAR MARKET

Summary: The article presents issues related to the construction of the hedonic model. As an example of an econometric model for dynamic data, it can be a tool for calculating price indices. The article uses static data and estimates the parameters of the proposed model for car prices on the secondary market. The main goal is the construction and verification of the hedonic model. It is used to determine a used car price forecast for given qualitative and quantitative variables. It is a tool in the consumer's decision to buy a used car.

Słowa kluczowe: Model hedoniczny, decyzje konsumenta, cena, rynek samochodowy.

Keywords: Hedonic model, consumer decisions, price, car market.

1. WSTĘP

Jednym z graczy rynkowych jest konsument, który podejmuje racjonalne decyzje o zakupie towarów lub usług [Malaga 2010: 17–18]. Do dokonywania przemyślanych decyzji o zakupie potrzebna jest informacja o dostępnych dobrach. Rozważania dotyczące racjonalnego wyboru konsumenta w tym artykule skoncentrowano na rynku samochodów używanych. Celem artykułu była budowa modelu hedonicznego cen dla dobra ze wskazanego rynku [Chotkowski 2013: 55]. Przedstawiony w artykule model może służyć jako narzędzie informacji o cenie potencjalnego samochodu używanego jako towaru, na które zgłaszany jest popyt. Zaprezentowano teorię dotyczącą konstrukcji modeli hedonicznych. Dane empiryczne, które posłużyły do estymacji modelu cen hedonicznych pochodzą z amerykańskiego rynku wtórnego samochodów osobowych, a przedmiotowy model dotyczył marki pojazdów Audi. Przedstawiony model hedoniczny spełnia warunki poprawnej weryfikacji dla modeli ekonometrycznych służących prognozie.

2. MODEL HEDONICZNY CEN DOBRA

Model hedoniczny cen jest jednym z modeli ekonometrycznych wykorzystywanym do tworzenia modeli obejmujących dobra z zakresu dóbr heterogenicznych (np. mieszkania na rynku nieruchomości) albo cechujących się często zmieniającymi się jakościowo charakterystykami (np. komputery czy elektronika) [Widłak 2010: 1–50]. Tworząc model hedoniczny zakładamy, że wartość pewnego dobra jest wypadkową jego cech składowych (ilościowych i jakościowych). Takie założenia pozwalają przedstawić cenę danego dobra (w tym przypadku samochodu używanego) jako funkcję charakterystyk go opisujących.

Regresja hedoniczna jest jednym ze sposobów na określenie parametrów modelu, który w przypadku danych dynamicznych później wykorzystuje się do wyznaczania indeksu cen. Metoda ta, jak każda inna, posiada również pewne wady. Parametry strukturalne w równaniu regresji czasem nie spełniają warunku koincydencji lub występowania regresji pozorowanej (powiększanie liczby zmiennych w modelu sztucznie zwiększa wartość współczynnika determinacji) albo z niewłaściwego doboru postaci analitycznej modelu [Forys 2015: 149–159].

Modele hedoniczne wymagają bardzo dużej liczby obserwacji, nie tylko ze względu na potrzeby estymacji parametrów, ale z tego względu, że stawiają przed zbiorem wiele wymagań szczególnych ze względu na swoją specyfikę [Dziechciarz-Duda, Król 2015: 33–43]. Ważną kwestią jest ustalenie zbioru zmiennych objaśniających, które muszą opisywać zbiór cech samochodu używanego ważnych z punktu widzenia wyboru konsumenta. Dostępne opracowania naukowe pokazują, że modele hedoniczne potrzebują zbiorów danych o dużych liczebnościach, a modele hedoniczne, które spełniają te wymagania są rzadko spotykane. Model regresji hedonicznej można zapisać wzorem (1) [Tomczyk, Widłak 2010: 99–127]:

$$p_i^t = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j X_{ij,t} + \sum_{i=1}^t \beta_t Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

lub wzorem (2):

$$\ln p_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j X_{ij,t} + \sum_{i=1}^t \beta_t Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

gdzie: p_i^t – cena i –tego samochodu, $\ln p_i^t$ – logarytm naturalny ceny, a_j , β_t – współczynniki regresji, $X_{ij,t}$ – zmienne ilościowe, $Z_{i,t}$ – zmienne jakościowe (dychotomiczne), $\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy modelu [Witkowska i Kompka 2014: 165–182].

W modelu hedonicznym cen zmienna objaśniana występuje często w postaci logarytmu naturalnego wyjściowej zmiennej Y (równanie 2). Występują w nim zmienne dychotomiczne określające cechy jakościowe zmiennej obja-

śnianej. Znajomość funkcji hedonicznej uzyskanej w drodze estymacji modelu pozwala na wyznaczenie teoretycznej ceny dobra.

Na podstawie równania (2) zaproponowano model hedoniczny cen samochodów używanych. Proces konstrukcji i weryfikacji tego modelu dotyczył:

- doboru zmiennych objaśniających [Goryl i in. 1996: 14],
- estymacji parametrów strukturalnych,
- weryfikacji modelu.

3. DOBÓR ZMIENNYCH DO MODELU HEDONICZNEGO

Badanie miało na celu budowę modelu hedonicznego cen samochodów używanych. Do budowy modelu ekonometrycznego wykorzystano zbiór zmiennych opisanych szczegółowo w tabeli 1. Dane pochodzą z amerykańskiego rynku wtórnego z roku 2020³. Liczebność próby – liczba samochodów, na podstawie których dokonano konstrukcji hedonicznego modelu cen wynosiła $n = 1854$.

Tabela 1.

Potencjalne zmienne do budowy modelu hedonicznego

Lp.	Nazwa zmiennej	Typ zmiennej	
1	rok produkcji	ilościowa/objaśniająca	
2	rodzaj silnika	- diesel	jakościowa/objaśniająca
		- petrol	jakościowa/objaśniająca
3	skrzynia biegów	- manualna	jakościowa/objaśniająca
		- automatyczna	jakościowa/objaśniająca
4	przebieg w milach	ilościowa/objaśniająca	
5	pojemność skokowa silnika	ilościowa/objaśniająca	
6	średnie zużycie paliwa (mile na galon)	ilościowa/objaśniająca	
7	cena	ilościowa/objaśniana	
8	logarytm ceny	ilościowa/objaśniana	

Zródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyjściowego zbioru zmiennych objaśniających zawartych w tabeli 1, dokonano sprawdzenia siły korelacji między nimi. Pod uwagę wzięto tylko potencjalne zmienne o charakterze ilościowym. Tabela 2 zawiera informację o wartościach współczynników korelacji Pearsona jako miary liniowej zależności pomiędzy parami zmiennych.

³ <https://www.kaggle.com/adityadesai13/used-car-dataset-ford-and-mercedes>

Tabela 2.

Macierz korelacji pomiędzy potencjalnymi zmiennymi ilościowymi

	rok produkcji	cena	logarytm ceny	przebieg w milach	średnie zużycie paliwa	pojemność skokowa silnika
rok produkcji	1	0,557	0,585	-0,631	-0,296	-0,235
cena	0,557	1	0,988	-0,426	-0,486	0,259
logarytm ceny	0,585	0,988	1	0,447	0,465	0,246
przebieg w milach	-0,631	-0,426	0,447	1	0,454	0,420
średnie zużycie paliwa	-0,296	-0,486	0,465	0,454	1	0,230
pojemność skokowa silnika	-0,235	0,259	0,246	0,420	0,230	1

Źródło: opracowanie własne.

Analizując wartości współczynników korelacji zawarte w tabeli 2 zauważamy brak silnej korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi co oznacza, że w budowanym modelu będzie spełniony warunek braku współliniowości między nimi.

Do modelu hedonicznego cen samochodów jako zmienne objaśniające wchodzi też zmienne jakościowe. Zmienne o takim charakterze zawarte w tabeli 1 poddano zakodowaniu według formuły:

$$\text{Rodzaj silnika} = \begin{cases} 1 & \text{benzyna} \\ 0 & \text{diesel} \end{cases}$$

$$\text{Skrzynia biegów} = \begin{cases} 1 & \text{automatyczna} \\ 0 & \text{manualna} \end{cases}$$

Kolejnym krokiem było podjęcie decyzji, która ze zmiennych: cena samochodu czy logarytm naturalny ceny samochodu będzie pełnił rolę zmiennej objaśnianej Y w budowanym modelu. Wybrane charakterystyki liczbowe tych zmiennych zawiera tabela 3.

Tabela 3.

Wartości wybranych charakterystyk liczbowych dla kandydatek na zmienną objaśnianą

	\bar{x}	S	$V = \frac{S}{\bar{x}}$
cena	15557,33	3477,37	22,4 %
logarytm ceny	9,62786	0,2215	2,3 %

Źródło: opracowanie własne.

gdzie: S – odchylenie standardowe wartości danej cechy, \bar{x} – średnia wartość danej cechy, V – współczynnik zmienności danej cechy [Nowak 1998: 12].

Analizując tabelę 3 „lepszą” kandydatką na zmienną objaśnianą Y jest logarytm naturalny ceny samochodu ze względu na zdecydowanie mniejszą zmienność wartości ($V = 2,3\%$). Jednak ostatecznego wyboru dokonano przez estymację, a następnie weryfikację modeli, w których zmienną objaśniającą była: cena samochodu albo logarytm naturalny tej ceny.

Dokonano oszacowań parametrów modeli hedonicznych cen samochodów używanych. Brano pod uwagę nie tylko uzyskanie statystycznej istotności wszystkich parametrów strukturalnych, ale również uzyskanie zgodności rozkładu wektora reszt z rozkładem normalnym. Ostatecznie lepszą zmienną objaśniającą okazała się ta będąca logarytmem naturalny ceny samochodu – mająca mniejszą zmienność w obrębie swoich wartości. Zbiór zmiennych na podstawie których zbudowano model cen hedonicznych dla marki Audi zawiera tabela 4.

Tabela 4.

Ostateczne zmienne wykorzystane do budowy modelu hedonicznego

Lp ⁴ .	Nazwa zmiennej	Typ zmiennej	
1	rok produkcji	ilościowa/objaśniająca	X_1
2	rodzaj silnika	- diesel	jakościowa/objaśniająca
		- petrol	
4	przebieg w milach	ilościowa/objaśniająca	X_3
5	pojemność skokowa silnika	ilościowa/objaśniająca	X_4
6	średnie zużycie paliw (mile na galon)	ilościowa/objaśniająca	X_5
7	logarytm ceny	ilościowa/objaśniana	Y

Źródło: opracowanie własne.

⁴ Numery zmiennych w tabeli odpowiadają numerom przydzielonym w tabeli 2.

4. SZACOWANIE PARAMETRÓW I WERYFIKACJA MODELU HEDONICZNEGO

Model hedoniczny dla marki Audi

Równanie modelu hedonicznego cen samochodów używanych marki Audi przed oszacowaniem parametrów według oznaczeń z tabeli 4 przyjęło postać:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_1 + \alpha_2 \cdot X_2 + \alpha_3 \cdot X_3 + \alpha_4 \cdot X_4 + \alpha_5 \cdot X_5 + \varepsilon \quad (3)$$

W tabeli poniżej zawarto estymatory parametrów strukturalnych modelu danego wzorem (3) dla zmiennych zawartych w tabeli 4.

Tabela 5.

Wyniki estymacji modelu hedonicznego cen samochodów używanych marki Audi

	Wartość parametru strukturalnego	S(a _i)	Wartość statystyki t – Studenta	p – value
wyraz wolny	a ₀ = 8,404385	0,1122	74,9374	0,0000
rok produkcji	a ₁ = 0,104824	0,0040	26,3726	0,0000
pojemność skokowa silnika	a ₂ = 0,195069	0,0203	9,6143	0,0000
średnie zużycie paliwa	a ₃ = -0,018172	0,0008	-21,9785	0,0000
przebieg w milach	a ₄ = -0,000004	0,0000	-12,4842	0,0000
rodzaj silnika (diesel)	a ₅ = 0,189014	0,0180	10,5307	0,0000

Źródło: opracowanie własne w programie Statistica PL wersja 13.3.

Dla przyjętego poziomu istotności $\alpha = 0,05$ wszystkie parametry strukturalne modelu cechuje statystyczna istotność, bo ich *p – value* < 0,05. Równanie modelu hedonicznego cen samochodów używanych marki Audi po oszacowaniu parametrów przyjmuje postać:

$$Y = 8,404385 + 0,104824 \cdot X_1 + 0,195069 \cdot X_2 - 0,018172 \cdot X_3 - 0,000004 \cdot X_4 + 0,189014 \cdot X_5 + e \quad (4)$$

Interpretacja współczynników modelu

a₁ Wzrost X₁ (roku produkcji) o jednostkę powoduje **wzrost** Y (ln ceny) o 0,104824. Im samochód „młodszy” tym cena wyższa.

- a_2 Wzrost X_2 (pojemność skokowa silnika) o jednostkę powoduje **wzrost** Y (ln ceny) o 0,195069.
- a_3 Wzrost X_3 (średnie zużycie paliwa) o jednostkę powoduje **spadek** Y (ln ceny) o 0,018172.
- a_4 Wzrost X_4 (przebieg w milach) o jednostkę powoduje **spadek** Y (ln ceny) o 0,000004.
- a_5 Wzrost X_5 (rodzaj silnika diesel, a nie petrol)) o jednostkę powoduje **wzrost** Y (ln ceny) o 0,189014.

5. WERYFIKACJA WEKTORA RESZT MODELU

Uzyskanie statystycznej istotności wszystkich parametrów strukturalnych stojących przy zmiennych objaśniających jest jednym z warunków koniecznych przy weryfikacji każdego modelu. Jednakże model ekonometryczny, na podstawie którego chcemy dokonać prognozy wartości zmiennej Y musi spełniać warunek zgodności rozkładu reszt modelu z rozkładem normalnym. Do weryfikacji posłużono się testem zgodności χ^2 . Poniżej pokazano graficzny obraz rozkładu reszt modelu hedonicznego cen oraz wartość statystyki χ_d^2 do weryfikacji tej zgodności.

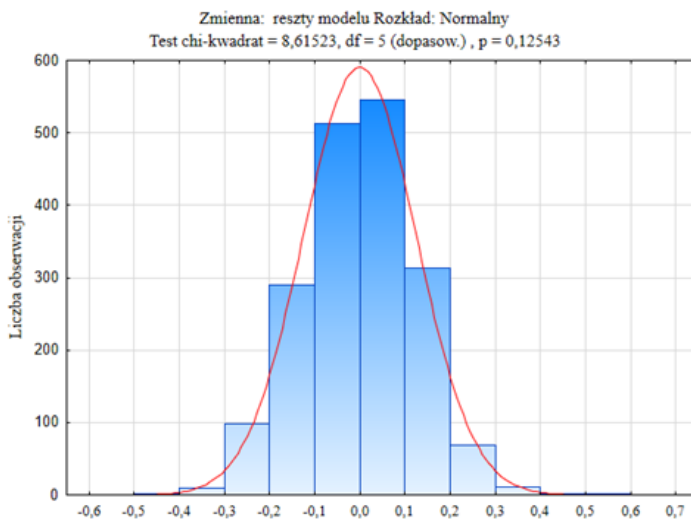
Tabela 6.

Wyniki testu χ^2

χ_d^2	<i>p – value</i>
8,6152	0,1254 > 0.05

Zródło: opracowanie własne w programie Statistica PL wersja 13.3.

Wykres. 1. Rozkład reszt modelu hedonicznego cen samochodów używanych marki Audi



Źródło: opracowanie własne w programie Statistica PL wersja 13.3.

Na podstawie wykresu 1 i wartości statystyki dla testu χ^2 oraz jej wartości p – *value* zawartych w tabeli 6, wnioskujemy o zgodności rozkładu reszt modelu hedonicznego cen z rozkładem normalnym. Model dany równaniem (4) może zatem służyć jako narzędzie prognozy ceny samochodu używanego marki Audi.

6. OCENA DOPASOWANIA MODELU DO DANYCH EMPIRYCZNYCH

Następnie dokonano oceny dobroci modelu hedonicznego cen samochodów używanych, czyli stopnia jego dopasowania do danych empirycznych. Poniższa tabela 7 zawiera współczynniki będące narzędziami tej oceny.

Tabela 7.

Współczynniki dopasowania modelu do danych

współczynnik	wartość
R^2	0,68031
S_e	0,12541
W	0,01301

Źródło: opracowanie własne w programie Statistica PL wersja 13.3.

gdzie: R^2 – współczynnik determinacji, S_e – odchylenie standardowe reszt modelu, W – współczynnik zmienności losowej, \bar{Y} – wartość średnia logarytmu naturalnego ceny (dla szacowanego modelu wynosiła 9,6278).

68,03% zmienności wartości (logarytmu naturalnego) ceny samochodu używanego Audi zostało wyjaśnione przez zaproponowany model hedoniczny. Tylko 1,3% średniego poziomu wartości ceny stanowi przeciętne odchylenie wartości teoretycznych (uzyskanych w modelu) od wartości empirycznych (danych rzeczywistych). Dopasowanie do danych należy uznać za dobre.

7. ZAKOŃCZENIE

W artykule przedstawiono budowę ekonometrycznego modelu hedonicznego cen samochodów używanych. Model hedoniczny może być ważnym narzędziem służącym do analizy rynku samochodów w kontekście popytu zgłaszanego przez konsumentów na ten rodzaj towaru. Na podstawie wejściowych danych (wartości zmiennych objaśniających o charakterze zarówno ilościowym, jak i jakościowym) możemy uzyskać przybliżoną wartość ceny rynkowej używanego samochodu. Zaprezentowano dobór zmiennych objaśniających do modelu wraz z oceną potencjalnej współliniowości zmiennych objaśniających. Brak jej sprawdzenia mógł skutkować błędami w budowie modelu. Następnie dokonano estymacji parametrów strukturalnych modelu cen hedonicznych samochodów używanych i zweryfikowano jego poprawność. Weryfikacja ta polegała na: ocenie statystycznej istotności parametrów oszacowanego modelu, oceny stopnia dopasowania modelu do danych empirycznych oraz zgodności rozkładu reszt modelu z rozkładem normalnym. Zaproponowany model dany równaniem (4) przeszedł poprawnie cały proces weryfikacji. Jest więc narzędziem, na podstawie którego można wyznaczyć wartość prognozy ceny samochodu używanego na podstawie wyjściowych wartości zmiennych objaśniających. Z punktu widzenia konsumenta jest to źródło informacji o cenie potencjalnego samochodu używanego, którego konsumpcja byłaby rozważana.

LITERATURA

- [1] CHOTKOWSKI J.: *Rynek jako podstawowa instytucja gospodarki – pojęcie, struktury, efektywność*. Warszawa: Zeszyty Naukowe SGGW 2013, nr 101.
- [2] DZIECHCIARZ-DUDA M. KRÓL A.: *Regresja hedoniczna i conjoint analysis w badaniu cen rynkowych i preferencji konsumentów*. Katowice: UE w Katowicach 2015.
https://www.ue.katowice.pl/fileadmin/_migrated/content_uploads/03_Dziechciarz-Duda_Krol_Regresja_hedoniczna.pdf, [dostęp 12.04.2021].
- [3] FORYŚ I.: *Indeks hedoniczny na wtórnym rynku mieszkań spółdzielczych na przykładzie wybranego osiedla w Szczecinie*. Szczecin: Uniwersytet Szczeciński 2015. <https://wnus.edu.pl/sip/pl/issue/100/article/843/>, [dostęp 4.05.2021].

- [4] GORYL A., JĘDRZEJCZYK Z., KUKUŁA K., OSIEWALSKI J., WALKOSZ A.: *Wprowadzenie do ekonometrii w przykładach i zadaniach*. Warszawa: PWN 1996.
- [5] MALAGA K.: *Mikroekonomia. Oswajanie z matematyką*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck 2010.
- [6] NOWAK E.: *Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań*. Warszawa: PWN 1998.
- [7] TOMCZYK E., WIDŁAK M.: *Konstrukcja i własności hedonicznego indeksu cen mieszkań dla Warszawy*. Bank i Kredyt 2010, nr 41 (1).
[http://www.bankandcredit.nbp.pl/Bank i Kredyt 41 \(1\), 2010](http://www.bankandcredit.nbp.pl/Bank_i_Kredyt_41_(1),_2010) [dostęp 10.05.2021].
- [8] WIDŁAK M.: *Dostosowanie indeksów cenowych do zmian jakości. Metoda wyznaczania hedonicznych indeksów cen i możliwości ich zastosowania dla rynku mieszkaniowego, 2010*.
https://ssl.nbp.pl/publikacje/materialy_i_studia/ms247.pdf, [dostęp 10.05.2021]
- [9] WIDŁAK M.: *Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr*. Wiadomości statystyczne 2010, nr 9.
https://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/pts/oz_wiadomosci_statystyczne_09_2010.pdf [dostęp 11.05.2021].
- [10] WITKOWSKA D., KOMPA K.: *Hedoniczny model cen dzieł malarzy Polskich*. Warszawa: SGH 2014.
http://rocznikikae.sgh.waw.pl/p/roczniki_kae_z34_11.pdf, [dostęp 11.05.2021].

Źródła danych

- [11] <https://www.kaggle.com/adityadesai13/used-car-dataset-ford-and-mercedes> [dostęp 12.02.2021].

Dawid Płatosz

Politechnika Opolska
Wydział Ekonomii i Zarządzania
ul. Luboszycka 7,
45-036 Opole
d.platosz@student.po.edu.pl

Natalia HUDYMA

ANALIZA PORÓWNAWCZA WARUNKÓW ŻYCIA DLA POZIOMU NTS 2 PODZIAŁU TERYTORIALNEGO POLSKI

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza porównawcza warunków życia dla poziomu NTS 2 podziału terytorialnego Polski. Dla jego realizacji określonych zostało 5 płaszczyzn, które składały się na wielokryterialne pojęcie warunków egzystencjalnych człowieka. Wybrane aspekty obejmowały: gospodarkę i rynek pracy, zamożność mieszkańców i warunki mieszkaniowe, dostępność do usług społecznych i bezpieczeństwo publiczne oraz środowisko naturalne. Przyjętą metodą badań była miara rozwoju Hellwiga, która jest narzędziem wielowymiarowej analizy porównawczej. Wyróżniono adekwatne dla sprecyzowanych płaszczyzn cechy statystyczne, mające charakter wskaźników. Uzyskana dla poszczególnych regionów miara rozwoju została następnie skategoryzowana na 4 poziomy. Analiza pozwoliła na ukazanie zróżnicowania regionów pod względem warunków życia, jak również wskazała regiony o podobnym ich poziomie.

COMPARATIVE ANALYSIS OF THE LIVING CONDITIONS FOR THE NTS 2 LEVEL OF THE TERRITORIAL DIVISION OF POLAND

Summary: The aim of the article is a comparative analysis of living conditions for the NUTS 2 level of the territorial division of Poland. For its implementation, 5 planes were defined, which constituted the multi-criteria concept of human existential conditions. Selected aspects included: the economy and the labor market, the wealth of inhabitants and housing conditions, access to social services and public safety, and the natural environment. The adopted research method was the Hellwig's development measure, which is a tool for a multidimensional comparative analysis. Relevant to specified planes statistical features, having the character of indicators, were distinguished. The measure of development obtained for individual regions was then categorized into 4 levels. The analysis showed the diversity of regions in terms of living conditions, as well as indicated regions with a similar level.

Słowa kluczowe: warunki życia, potencjał demograficzny, gospodarka, rynek pracy, środowisko naturalne, miara rozwoju Hellwiga.

Keywords: living conditions, demographic potential, economy, labor market, environment, Hellwig's development measure.

1. WPROWADZENIE

Jednym z podstawowych celów, do którego dąży człowiek, jest znalezienie odpowiedniego miejsca, które umożliwi mu zaspokojenie potrzeb, stworzy warunki do rozwoju, a także przyczyni się do realizacji zamierzonych planów. Z wyborem takiego miejsca wiąże się określenie warunków życia tam panujących. Dokonując analizy warunków życia warto określić adekwatne dla tego pojęcia płaszczyzny, które będą składać się na całość warunków bytu jednostki. Do rozpatrywania warunków życia przez pryzmat wieloaspektowości odnoszą się również autorzy, którzy podjęli próbę zdefiniowania pojęcia w literaturze. Potwierdzić to może m.in. pogląd T. Słaby, która zaznacza, iż warunki życia obejmują zarówno kondycję materialną, zabezpieczenie egzystencjalne oraz środowisko w którym żyją jednostki [Słaby 2007: 99–130]. Główny Urząd Statystyczny podaje z kolei definicję, w której podaje, że na „warunki życia (...) składa się: sytuacja mieszkaniowa, wyposażenie w dobra trwałego użytku, jak również możliwość zaspokojenia różnych potrzeb konsumpcyjnych – zarówno materialnych, jak i niematerialnych” [GUS 2013: 16].

2. WARUNKI ŻYCIA – ASPEKTY POMIARU

Do badań warunków życia ludności wyróżnionych zostało 5 aspektów. Pierwszym z nich jest potencjał demograficzny. Demografia określana jest jako jedna z nauk społecznych, która „podejmuje badania zjawisk ludnościowych, zmierzające do wykrycia prawidłowości, którym te zjawiska podlegają” [Okólski, Fihel 2012: 10]. Pozwala ona na określenie m.in. stanu i struktury ludności, zmian w ruchach wędrownych jednostek czy procesu ich reprodukcji. Miara stosowana dla licznych analiz demograficznych ma postać współczynnika, który przedstawić można jako „iloraz wielkości pewnego strumienia zdarzeń demograficznych w określonym czasie do średniego w tym czasie zasobu (...)” [Okólski i Fihel 2012: 47]. Włączenie więc aspektu, którym jest potencjał demograficzny do badań warunków życia umożliwi rozpatrzenie prawidłowości oraz zjawisk demograficznych zachodzących na danym obszarze.

Następną uwzględnioną dla badań płaszczyzną jest gospodarka i rynek pracy. Gospodarka to złożona struktura, w której zachodzą liczne związki i procesy. Natomiast rynek pracy ogólnie określany jest jako pracownicy posiadający możliwość i chęć do pracy oraz pracodawcy, którzy są skłonni by ich zatrudnić [Szaban 2013: 12]. Płaszczyzna gospodarki i rynku pracy stanowi więc źródło wiedzy o podmiotach gospodarczych jak również przybliża sytuacje jednostek na rynku pracy. Prowadząc badania w tym aspekcie można uzyskać informację o m.in. nowych oraz obecnych podmiotach zarejestrowanych w rejestrze REGON, sytuacji osób zatrudnionych, bezrobot-

nych oraz biernych zawodowo czy szacującej się wartości PKB na mieszkańca.

Równie ważną płaszczyzną przypisaną do badań warunków życia jest zamożność mieszkańców i warunki mieszkaniowe. Z pojęciem zamożności wiążą się środki pieniężne do rozdysponowania przez jednostki, przytoczyć tu warto więc pojęcie dochodu rozporządzalnego. Stanowi on sumę dochodów gospodarstw domowych z określonych źródeł, pomniejszoną o różnego rodzaju podatki, zaliczki i składki. Z kolei warunki mieszkalne określają stopień zaopatrzenia mieszkań we współczesną instalacje, uwzględniają także ilość osób przypisanych na dany metraż, co przekłada się na standard życia jednostek [GUS, Warunki mieszkaniowe... 2004: 20; Frackiewicz 2005: 140–145].

Kolejna płaszczyzna, która przypisana została do analizy warunków życia to dostępność do usług społecznych i bezpieczeństwo publiczne. Usługi społeczne to działania, które skierowane są na pomoc w realizacji i spełnianiu potrzeb społecznych obywateli, wśród których wyróżnić można m.in. usługi mieszkaniowe, zdrowotne oraz edukację [Szarfenberg 2010: 16–18]. Do głównych cech usług społecznych warto zaliczyć fakt, iż są one dostarczane bezekwiwalentnie przez państwo, nastawione bezpośrednio na osoby oraz udzielane przez profesjonalistów [Szarfenberg 2010: 23]. Natomiast bezpieczeństwo publiczne nastawione jest na zapewnienie obywatelom poczucia braku zagrożenia w danym miejscu, dzięki gotowości wyróżnionych organów do neutralizowania powstałego ryzyka [Fehler 2012: 39–40].

Ostatnią płaszczyzną wziętą pod uwagę w badaniu warunków życia jest środowisko naturalne. Warto podkreślić, iż pełni ono nadrzędną funkcję w życiu każdego człowieka, gdyż zapewnia mu niezbędne środki do dalszego funkcjonowania. Nieracjonalna integracja jednostki w środowisko może spowodować jego degradację, w wyniku której skażeniu może ulec m.in. powietrze, woda oraz gleba – czyli składniki niezbędne do życia. Warto więc dbać o środowisko, gdyż jego stan przekłada się na bezpośrednio na zdrowie oraz życie człowieka.

3. METODA I OBIEKTY BADAŃ

Obiekty badań

W celu zastosowania analizy porównawczej warunków życia istotne jest scharakteryzowanie obiektów badań i opisanie wykorzystanej metody badań. Urząd Statystyczny Wspólnot Europejskich na potrzeby usprawnienia systemu, w którym prowadzone są liczne analizy oraz statystyki regionalne, stworzył Nomenklaturę Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (The Nomenclature of Territorial Units for Statistics NUTS).

Początkowo Nomenklatura ta obejmowała sześć poziomów NUTS. Poziom NUTS 0 obejmował całe państwo, poziomy NUTS 1, NUTS 2 i NUTS 3 definiowano jako regionalne natomiast pozostałe określane były lokalnymi. W Polsce NUTS wprowadzono 26 października 2005 roku. Klasyfikacja zawierała trzy poziomy NUTS: NUTS 1 zawierał 6 jednostek, NUTS 2–16 jednostek natomiast NUTS 3 – 45 jednostek [Historia klasyfikacji NUTS...].

Nomenklatura ta ulega zmianom, a dotyczą one liczby jednostek. Przeprowadzane są one za sprawą tzw. rewizji, dzięki której można zauważyć wzrost lub spadek jednostek dla danego poziomu NUTS. Obecnie w Polsce wyróżnia się 97 jednostek NUTS na 3 poziomach: NUTS 1 (makroregiony) 7 jednostek, NUTS 2 (regiony) 17 jednostek oraz NUTS 3 (podregiony) 73 jednostek. Dla poziomu NUTS 1 wyróżnione zostały następujące makroregiony: centralny, północny, południowy, wschodni, północno-zachodni, południowo-zachodni oraz województwo mazowieckie [Wykaz jednostek NUTS 2021...]. Poziom NUTS 2 obejmuje 17 jednostek, które odpowiadają w układzie administracyjnym województwom Polski, z tym że województwo mazowieckie podzielone zostało na: region warszawski stołeczny oraz region mazowiecki. Poziom NUTS 3 zawiera jednostki, którymi są grupujące się powiaty [Wykaz jednostek NUTS 2021...]. Na potrzeby badania warunków życia ludności dla poziomu NUTS 2 przyjęty został „stary” układ w którym liczba regionów odpowiadała liczbie województw.

Metoda badań – wzorcowa miara z wielowymiarowej analizy porównawczej

Metodą badawczą określa się czynność, której głównym celem jest przedstawienie prawdy przy pomocy zmysłów i umysłu człowieka oraz wypracowanych przez niego narzędzi [Zieliński 2012 :41]. Metody, które stosuje badacz powinny więc przyczyniać się do skutecznego gromadzenia i interpretacji danych, a także tworzenia różnorodnych analiz i badań [Creswell 2013: 41]. Pomiar warunków życia może odbywać się na wiele sposobów. Jednym z nich jest zastosowanie wielowymiarowej analizy porównawczej. Jest ona dyscypliną naukową, która umożliwia pomiar obiektów oraz zjawisk za pomocą wzorca, jak również poprzez zastosowanie metod bezwzorcowych [Bąk 2016: 23–26]. Do metody z wykorzystaniem wzorca można zaliczyć miarę rozwoju Hellwiga, która wybrana została dla analizy warunków życia. Natomiast w przypadku metod bezwzorcowych wyróżnia się np. analizę zmiennych syntetycznych, która polega na liniowym uporządkowaniu jednostek „ze względu na charakteryzujące je zmienne” [Zeliaś 2000: 75].

Metoda Hellwiga określona została jako „miarą rozwoju”. Punktem odniesienia w niej dla obiektów znajdujących się w wielowymiarowej przestrzeni jest wzorzec, którego konstrukcję miary syntetycznej przedstawiają poniższe wzory (1)–(4):

1. Normalizacja zmiennych:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (1)$$

gdzie: x'_{ij} – znormalizowana wartość cechy X , x_{ij} – obserwacja j –tej zmiennej dla obiektu i , \bar{x}_j – średnia arytmetyczna obserwacji j – tej zmiennej, s_j – odchylenie standardowe obserwacji j – tej zmiennej.

2. Współrzędne wzorca:

$$x_o = (x'_{01}, x'_{02}, \dots, x'_{0j}) \quad (2)$$

gdzie:

$$x'_{0k} = \begin{cases} \max_i x'_{ij} \text{ dla stymulant} \\ \min_i x'_{ij} \text{ dla destymulant} \end{cases}$$

$\max_i \{x'_{ij}\}$ – oznacza wartość zaś $\min_i \{x'_{ij}\}$ – wartość minimalna.

3. Odległości obiektów od wzorca:

$$d_{io} = \left[\sum_{j=1}^m (x'_{ij} - x'_{0j})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

4. Wartości zmiennej agregatywnej d_i dla każdego z badanych obiektów:

$$d_i = 1 - \frac{d_{io}}{\bar{d}_0 + 2 \cdot S_d} \quad (4)$$

$$\bar{d}_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_{io} \quad S_d = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_{io} - \bar{d}_0)^2}$$

gdzie: \bar{d}_0 – wartość średnia z wartości d_{io} , S_d – odchylenie standardowe z wartości d_{io}

Miara jednostki d_i przekazuje informację „że im jej wartości są bliższe jedności, tym dany obiekt jest mniej oddalony od wzorca, zwanego też biegunem górnym zbioru obiektów. Analogicznie można wyznaczyć „antywzorec”, inaczej zwany dolnym biegunem zbioru” [Ostasiewicz 1999: 114].

4. WIELOWYMIAROWA ANALIZA PORÓWNAWCZA WARUNKÓW ŻYCIA

W celu zastosowania analizy porównawczej warunków życia w obszarze NTS 2 określono 34 potencjalne wskaźniki, które adekwatne były do powyższej sprecyzowanych 5 płaszczyzn tj. potencjału demograficznego, gospodarki i rynku pracy, zamożności mieszkańców i warunków mieszkaniowych, dostępności do usług społecznych i bezpieczeństwa publicznego oraz środowiska naturalnego. Zmienne wyróżnione dla pierwszej płaszczyzny obejmowały m.in. zjawiska migracji, małżeństwa oraz przyrost naturalny. Dla

płaszczyzny gospodarki i rynku pracy określono wskaźniki przybliżające m.in. wartości PKB w cenach bieżących jak również dane o nowo zarejestrowanych podmiotach w rejestrze REGON czy liczbie osób bezrobotnych.

Zmienne przypisane dla aspektu zamożności mieszkańców i warunków mieszkaniowych obejmowały informację o np. liczbie mieszkań oddanych do użytkowania, ich powierzchni użytkowej oraz gospodarstwach domowych zagrożonych ubóstwem. Dla płaszczyzny dostępność do usług społecznych i bezpieczeństwo publiczne wyróżniono wskaźniki przybliżające dane o m.in. liczbie studentów szkół wyższych, miejscach noclegowych czy ilości wypadków drogowych. Natomiast dla ostatniego aspektu, którym jest środowisko naturalne ustalono zmienne przybliżające informacje o zanieczyszczeniach przemysłowych, obszarach chronionych czy nakładach służących ochronie środowiska.

Po wyróżnieniu wskaźników przypisanych do poszczególnych aspektów warunków życia, dokonano procesu ich selekcji pod względem współczynnika zmienności ($V^* \geq 25\%$). Kolejno ustalono charakter zmiennych, tj. sprecyzowano czy zmienna jest symulantą czy destymulantą. Proces ten umożliwił wskazanie 14 reprezentatywnych wskaźników na których ostatecznie przeprowadzono badanie. Ich zbiór przedstawia poniższa tabela 1.

Tabela 1.

Zbiór wskaźników określonych do badań warunków życia

Aspekt	Wskaźnik	Nazwa wskaźnika	charakter zmiennej
Potencjał demograficzny	X ₁	Przyrost naturalny na 1000 ludności	stymulanta
	X ₂	Saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych na pobyt stały na 1000 ludności	stymulanta
Gospodarka i rynek pracy	X ₃	Produkt Krajowy Brutto (ceny bieżące) w zł na 1 mieszkańca	stymulanta
	X ₄	Bezrobotni zarejestrowani na 1 ofertę pracy	destymulanta
	X ₅	Zatrudnieni w warunkach zagrożenia czynnikami szkodliwymi dla zdrowia na 1000 osób zatrudnionych badanej zbiorowości	destymulanta
Zamożność mieszkańców i warunki mieszkaniowe	X ₆	Wskaźnik zagrożenia ubóstwem "poniżej minimum egzystencji" w % osób w gospodarstwach domowych	destymulanta

Dostępność do usług społecznych oraz bezpieczeństwo	X ₈	Studenci szkół wyższych na 10 tys. ludności	stymulanta
	X ₉	Widzowie w kinach stałych na 1000 ludności	stymulanta
	X ₁₀	Miejsca noclegowe w bazie noclegowej turystyki na 1000 ludności	stymulanta
	X ₁₁	Wypadki drogowe na 10 tys. ludności	destymulanta
Środowisko naturalne	X ₁₂	Emisja przemysłowych zanieczyszczeń gazowych (bez CO ₂) w tonach na 1 km ²	destymulanta
	X ₁₃	Udział obszarów prawnie chronionych w powierzchni ogółem	stymulanta
	X ₁₄	Nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska w zł na 1 mieszkańca	stymulanta

Źródło: opracowanie na podstawie GUS, *Warunki życia ludności w województwie opolskim w latach 2015–2018*, Opole 2019, s. 162.

Po wyróżnieniu reprezentatywnych wskaźników do analizy warunków życia wyznaczono wzorzec rozwoju według wzorów (1)–(2). Szczegółowe wartości wektora wzorca rozwoju prezentuje tabela 2.

Tabela 2.

Wartości wzorca rozwoju

X₁	X₂	X₃	X₄	X₅	X₆	X₇
1,632	2,287	2,996	-1,027	-1,550	-1,332	1,762
X₈	X₉	X₁₀	X₁₁	X₁₂	X₁₃	X₁₄
1,840	1,898	3,071	-1,263	-0,424	2,397	2,088

Źródło: opracowanie własne.

Do analizy wzorca rozwoju utworzono tabelę 3 w której zawiera szczegółowy skład wektora z tabeli 2. Wskazano, w których regionach wystąpiły wartości cech tworzących wzorzec oraz ich charakter (stymulanta lub destymulanta).

Tabela 3.

Przyporządkowanie elementów wzorca (wartości wskaźników)
do regionów wraz ze wskazaniem ich charakteru

Region	X₁	X₂	X₃	X₄	X₅	X₆	X₇	X₈	X₉	X₁₀	X₁₁	X₁₂	X₁₃	X₁₄
dolnośląski														
kuj.pomorski											D			
lubelski														
lubuski				D										
łódzki														
małopolski								S						
mazowiecki		S	S		D		S	S						
opolski														
podkarpacki														
podlaski														
pomorski	S													
śląski						D								
świętokrzyski													S	
war.- mazurski												D		
wielkopolski														S
zachodnio- pomorski										S				

Zródło: opracowanie własne.

Jak można zauważyć, większość wskaźników tworzących wzorzec to cechy charakteryzujące region mazowiecki. Pozostałe składowe wzorca pochodzą z regionów: stymulanty – małopolskiego, pomorskiego, świętokrzyskiego, wielkopolskiego i zachodniopomorskiego. Zaś destymulanty z lubuskiego, śląskiego i warmińsko - mazurskiego.

W kolejnym kroku analizy zgodnie ze wzorami (3)–(4) dla poszczególnych regionów wyznaczona została miara rozwoju Hellwiga. Jej wartości przedstawione zostały w tabeli 4.

Tabela 4.

Wartość miary rozwoju Hellwiga dla poszczególnych regionów

region	miara rozwoju
dolnośląski	0,4325
kujawsko-pomorski	0,3272
lubelski	0,1369
lubuski	0,3069

łódzki	0,1750
małopolski	0,4952
mazowiecki	0,5461
opolski	0,1629
podkarpacki	0,1987
podlaski	0,2370
pomorski	0,4887
śląski	0,1397
świętokrzyski	0,1351
warmińsko-mazurski	0,1526
wielkopolski	0,4550
zachodniopomorski	0,3429

Zródło: opracowanie własne.

Jak wspomniano miara rozwoju Hellwiga przyjmuje wartości od 0 do 1. Im wyższe przyjmuje ona wartości dla danego regionu, tym wyższy jest jego poziom rozwoju. Dla większej przejrzystości wyników analizy porównawczej uzyskanych w trakcie badań (miar rozwoju dla poszczególnych regionów), dokonano procesu ich klasyfikacji według określonych przedziałów kategoryzacyjnych. Sposób przypisania wartości miary rozwoju Hellwiga dla wyróżnionego poziomu przedstawia tabela 5.

Tabela 5.

Podział miary Hellwiga według określonych poziomów

	poziom	przedziały do kategoryzacji
1	wysoki	$< \bar{x} + S; 1 >$
2	przeciętny	$< \bar{x}; \bar{x} + S >$
3	niższy niż przeciętny	$< \bar{x} - S; \bar{x} >$
4	najniższy	$< 0; \bar{x} - S >$

Zródło: opracowanie własne.

gdzie: S – odchylenie standardowe wartości d_i dla regionów, \bar{x} – średnia wartości d_i dla regionów.

Następnie dokonano podziału regionów na poziomy 1–4. Ich selekcje przedstawia tabela 6.

Tabela 6.

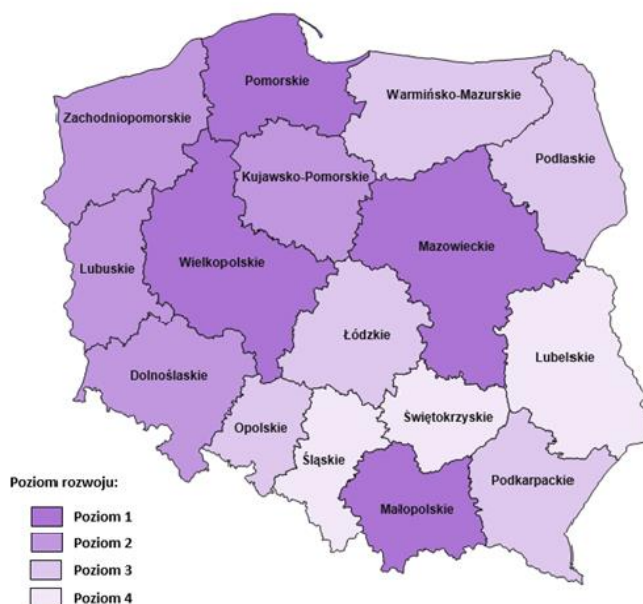
Przyporządkowanie regionów do poszczególnych poziomów

poziom 1 wysoki	poziom 2 przeciętny	poziom 3 niższy niż przeciętny	poziom 4 najniższy
mazowiecki	dolnośląski	podlaski	śląski
małopolski	zachodniopomorski	podkarpacki	lubelski
pomorski	kujawsko-pomorski	łódzki	świętokrzyski
wielkopolski	lubuski	opolski	
		warmińsko-mazurski	

Źródło: opracowanie własne.

Na mapie 1 zobrazowano zróżnicowanie warunków życia ludności w regionach według zaproponowanych określonych poziomów.

Mapa 1. Warunki życia w regionach według kategoryzacji na poziomy



Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

5. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Badania pokazały, że warunki, w których żyją mieszkańcy zależą od poziomu cech opisujących dany aspekt tych warunków. Im określona dla nich wartość miary rozwoju jest wyższa, tym wyższy jest poziom warunków życia ludności. Regiony przypisane do poziomu 1 cechuje więc wysoki poziom

rozwoju, co bezpośrednio przekłada się na najlepsze warunki życia ludności. Należą do nich, regiony mazowiecki, małopolski, pomorski i wielkopolski. Region mazowiecki zawiera aż 5 cech tworzących wzorzec rozwoju (4 stymulujące i 1 destymulującą). Do cech stymulujących zaliczono wskaźnik: saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych na pobyt stały na 1000 ludności, Produkt Krajowy Brutto (w cenach bieżących) w zł na 1 mieszkańca, mieszkania oddane do użytkowania na 1000 zawartych małżeństw a także widzowie w kinach na 1000 ludności. Natomiast destymulantą był wskaźnik zatrudnionych w warunkach zagrożenia czynnikami szkodliwymi. Pozostałe dla poziomu 1 regiony posiadały po jednej cesze stymulującej.

Dla regionów zaliczonych do poziomu 2 można przyjąć, iż sprecyzowana dla nich wartość rozwoju przyjmuje przeciętne wartości, a zatem warunki życia są na średnim poziomie. Do regionów wyróżnionych do poziomu 2 należy: dolnośląski, zachodniopomorski, kujawsko-pomorski oraz lubuski. Cechą stymulującą, która przypisana została dla regionu zachodniopomorskiego był wskaźnik miejsc noclegowych w bazie noclegowej na 1000 ludności. Natomiast cechą destymulującą przypisaną dla regionu kujawsko-pomorskiego były wypadki drogowe, a dla regionu lubuskiego – wskaźnik bezrobotnych zarejestrowanych na 1 ofertę pracy.

Regiony przypisane do poziomu 3 to: podlaski, podkarpacki, łódzki, opolski i warmińsko-mazurski. Warunki życia ludności na tym poziomie określono jako niższe niż przeciętne. Cechą destymulującą w tym poziomie był wskaźnik emisji przemysłowych zanieczyszczeń gazowych (bez CO₂) w tonach, który przypisany został dla regionu warmińsko-mazurskiego.

Ostatni, najniższy poziom 4 obejmuje regiony, w których miara rozwoju przyjmuje najniższe wartości, co skutkuje tym, iż warunki życia ludności są tam na najśłabsze. Regionami przyporządkowanymi do tego poziomu są region: śląski, lubelski i świętokrzyski. Cechą destymulującą był wskaźnik zagrożenia ubóstwem „poniżej minimum egzystencji” w % osób (region śląski) natomiast stymulantą – udział obszarów prawnie chronionych w powierzchni ogółem (region świętokrzyski). Podsumowując można stwierdzić, iż warunki życia ludności w regionach Polski są zróżnicowane.

LITERATURA

- [1] BĄK A.: *Porządkowanie liniowe obiektów metodą Hellwiga i TOPSIS – analiza porównawcza*. Wrocław: Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Taksonomia 26 Klasyfikacja i analiza danych- teoria i zastosowania, 2016, nr 426.
- [2] CRESWELL J.: *Projektowanie badań naukowych, Metody jakościowe, ilościowe i mieszane*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego 2013.
- [3] FEHLER W.: *Bezpieczeństwo wewnętrzne współczesnej Polski Aspekty teoretyczne i praktyczne*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza Pro Arte 2012.

- [4] FRĄCKIEWICZ L.: *Przeszłość i przyszłość polskiej polityki mieszkaniowej*. Warszawa: Instytut Pracy i Spraw Socjalnych 2005.
- [5] GUS.: *Jakość życia, kapitał społeczny, ubóstwo i wykluczenie społeczne w Polsce*. Warszawa 2013.
- [6] GUS.: *Warunki mieszkaniowe gospodarstw domowych i rodzin 2002 – Województwo wielkopolskie*. Poznań 2004.
- [7] OKÓLSKI M., FIHEL A.: *Demografia Współczesne zjawiska i teorie*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar 2012.
- [8] OSTASIEWICZ W.: *Statystyczne metody analizy danych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu 1999.
- [9] PANEK E., SŁABY T.: *Poziom i jakość życia. W: Statystyka społeczna*, T. Panek (red.). Warszawa: PWE 2007.
- [10] SZABAN J.M.: *Rynek pracy w Polsce i w Unii Europejskiej*. Warszawa: Difin 2013.
- [11] SZARFENBERG, R.: *Polityka społeczna i usługi społeczne*. Warszawa: Uniwersytet Warszawski 2010.
- [12] ZELIAŚ, A.: *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie 2000.
- [13] ZIELIŃSKI, J.: *Metodologia pracy naukowej*. Warszawa: Oficyna Wydawcza ASPRA-JR 2012.

Źródła internetowe:

- [14] Historia klasyfikacji NUTS,
<https://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/jednostki-terytorialne/klasyfikacja-nuts/historia-klasyfikacji-nuts/>, [dostęp 10.06.2021].
- [15] Wykaz jednostek NUTS 2021 w Polsce (stan na 1 stycznia 2021 r.),
<https://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/jednostki-terytorialne/klasyfikacja-nuts/klasyfikacja-nuts-w-polsce/>, [dostęp 10.06.2021].

Natalia Hudyma
 Politechnika Opolska
 Wydział Ekonomii i Zarządzania
 ul. Luboszycka 7,
 45-036 Opole
 n.hudyma@student.po.edu.pl

Katarzyna MIDURA

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE BEZROBOCIA W POWIATACH WOJEWÓDZTWA OPOLSKIEGO W LATACH 2013–2019

Streszczenie: Przez większość życia to praca jest jego nieodłącznym elementem, a potrzeba zatrudnienia jest warunkiem koniecznym godnej egzystencji. Istnieją jednak sytuacje, gdy pozostajemy bez pracy, a fakt ten może wynikać z wielu różnych przyczyn. Jednym z ważniejszych problemów występujących w społeczeństwie jest zatem zjawisko bezrobocia. Artykuł skupia się na analizie przestrzennego zróżnicowania bezrobocia w powiatach województwa opolskiego w latach 2013 i 2019. Celem artykułu jest analiza i opis danych zastanych oraz ukazanie na ich podstawie zmienności zjawiska w analizowanych latach. Podstawowym miernikiem wysokości bezrobocia jest stopa bezrobocia. W artykule porównano więc wielkości względne (stopa bezrobocia) oraz wielkości absolutne (liczba bezrobotnych), a także dokonano analizy bezrobotnych sklasyfikowanych według płci. Do opisu zjawiska wykorzystano również typologię Webba oraz model trendu liniowego.

SPATIAL DIVERSITY OF UNEMPLOYMENT IN POWIATS OF OPOLE VOIVODSHIP IN 2013–2019

Summary: For most of our lives, work is an integral part of our lives, and the need for employment is a prerequisite for a dignified existence. However, there are situations when one is unemployed, and this fact may result from many different reasons. Therefore, one of the most important problems occurring in society is the phenomenon of unemployment. The article focuses on the analysis of the spatial differentiation of unemployment in the districts of the Opolskie Voivodeship in the years 2013 and 2019. The aim of the article is to analyze and describe the found data and show on their basis the variability of the phenomenon in the analyzed years. The basic measure of unemployment is the unemployment rate. Therefore, the article compares relative values (unemployment rate) and absolute values (number of unemployed), as well as analyses the unemployed classified by gender. To describe this phenomenon the model of linear trend was also used.

Słowa kluczowe: bezrobocie, stopa bezrobocia, analiza danych zastanych, typologia Webba, model trendu liniowego.

Keywords: unemployment, unemployment rate, data analysis, Webb's typology, linear trend model.

1. WSTĘP

Przedstawiciele klasycznej szkoły ekonomii, tacy jak Adam Smith czy David Ricardo, brali pod uwagę zjawisko bezrobocia, lecz do jego określenia używali terminu „nadmiar ludności” [Kwiatkowski 2018: 421–422]. Karol Marks również posługiwał się innym pojęciem, które brzmi *die Unbeschäftigten*, czyli „wolny od zajęć” lub „bezczylny”. W słownictwie angielskim

skim funkcjonowały zaś oznaczenia „chęć zatrudnienia” (*want of employment*) oraz „mimowolna bezczynność” (*involuntary idleness*). Zagadnienie bezrobocia początkowo uważane było za problem jednostkowy, który nie dotyczył społeczeństwa oraz miał zabarwienie neutralne określone stanem bezczynności [Drela 2015: 77].

Koniec XIX wieku charakteryzował się wzrostem uwagi skupianej na bezrobociu jako problemie społecznym. Zjawisko to zaczęło być rozpatrywane w sensie bezczynności zawodowej i stało się także kluczowym przedmiotem zainteresowania ekonomii. Według Encyklopedii socjologii termin „bezrobocie” umiejscowiono w słowniku angielskim dokładnie w 1890 roku [Danecka 2005: 13], a jego wprowadzenie do mowy przypisuje się angielskiemu ekonomiście J.A. Hobsonowi. Jednak dopiero po dwudziestu latach termin ten zaczął być używany powszechnie. Między innymi było to związane z kryzysem lat trzydziestych XX wieku, który doprowadził do mocnego wzrostu bezrobocia do ponad 25% ogólnych zasobów siły roboczej i uświadomił, że zjawisko braku pracy jest poważnym problemem ekonomicznym i społecznym [Brynjolfsson i McAfee 2019: 9].

Bezrobocie definiowane jest też jako „zjawisko polegające na tym, że ludzie w wieku produkcyjnym, zdolni i gotowi do pracy, pozostają bez pracy mimo podejmowanych poszukiwań pracy” [Kwiatkowski 2018: 422–423]. Podstawową miarą tego zjawiska jest stopa bezrobocia. Wyraża ona stosunek osób bezrobotnych do osób aktywnych zawodowo wyrażony w procentach i dana jest wzorem (1):

$$\text{Stopa bezrobocia} = \frac{\text{liczba osób bezrobotnych}}{\text{liczba osób aktywnych zawodowo}} \cdot 100\% \quad (1)$$

Aktywni zawodowo to ludność zdolna do pracy i gotowa do jej podjęcia. Bezrobotni w tym wypadku stanowią grupę osób zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy i tworzą źródło danych nazywane bezrobociem rejestrowanym.

2. WIELKOŚĆ WZGLĘDNA – STOPA BEZROBOCIA A WIELKOŚĆ ABSOLUTNA – LICZBA BEZROBOTNYCH

Tabela 1. pokazuje zróżnicowanie stopy bezrobocia oraz zmianę w punktach procentowych na rok 2019 w stosunku do 2013 roku.

Tabela 1.

Stopa bezrobocia w powiatach w latach 2013 i 2019 wraz ze zmianą wartości w punktach procentowych

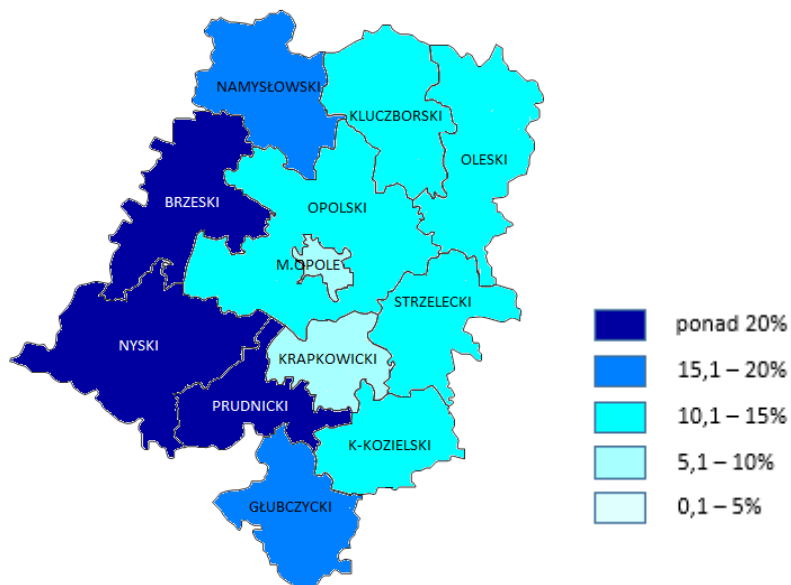
Obiekty	Stopa bezrobocia		
	2013 (%)	2019 (%)	zmiana p.p
powiat brzeski	22,7	7,8	-14,9
powiat głubczycki	19,1	9,1	-10,0
powiat kędzierzyńsko-kozielski	14,7	7,5	-7,2
powiat kluczborski	14,9	7,2	-7,7
powiat krapkowicki	9,8	5,5	-4,3
powiat namysłowski	19,1	7,5	-11,6
powiat nyski	20,2	7,2	-13,0
powiat oleski	10,2	4,1	-6,1
powiat opolski	14,0	5,6	-8,4
powiat prudnicki	20,4	8,9	-11,5
powiat strzelecki	10,6	4,9	-5,7
powiat m. Opole	6,9	2,8	-4,1
województwo opolskie	14,2	5,8	-8,4

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

W 2013 roku najwyższą stopę bezrobocia odnotowano w powiecie brzeskim, wyniosła ona 22,7%. Granicę 20% przekroczyły również powiaty prudnicki (20,4%) oraz nyski (20,2%). Najniższy poziom bezrobocia odnotowano z kolei w powiecie grodzkim, mieście Opolu (6,9%) oraz powiecie krapkowickim, w którym również wskaźnik ten nie przekroczył 10% i osiągnął wartość 9,8%.

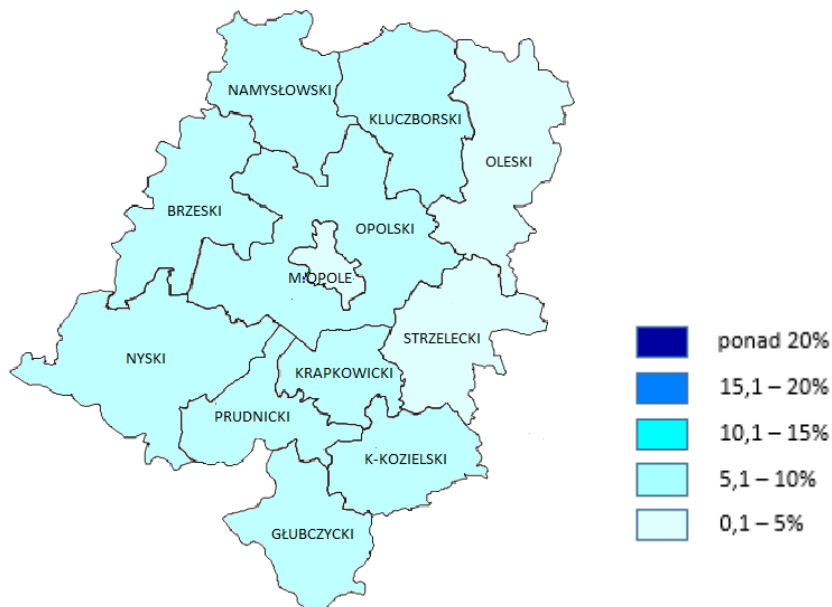
W 2019 roku widoczne były spadki stopy bezrobocia i w żadnym z omawianych powiatów wskaźnik ten nie przekroczył 10%. Najwyższy poziom osiągnął w powiecie głubczyckim (9,1%). W powiecie grodzkim – mieście Opolu, podobnie jak sześć lat wcześniej, zanotowano najniższą stopę bezrobocia (2,8%). Był to jedyny powiat, w którym stopa bezrobocia nie przekroczyła 3%. Poniżej na mapie 1 i mapie 2 przedstawiono przestrzenny rozkład stopy bezrobocia w powiatach w 2013 i 2019 roku.

Mapa 5. Stopa bezrobocia w powiatach województwa w 2013 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

Mapa 6. Stopa bezrobocia w powiatach województwa w 2019 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

W ciągu sześciu badanych lat stopa bezrobocia w powiatach województwa opolskiego ulega znacznemu obniżeniu. W pierwszym analizowanym roku stopy bezrobocia w powiatach były bardzo zróżnicowane (mapa 1). W 2019 roku większość powiatów osiągnęła zbliżone do siebie poziomy stóp bezrobocia z przedziału 5,1 – 10%. Jedyne odstępstwa zauważalne były w przypadku powiatów oleskiego, strzeleckiego oraz miasta Opola. W województwie opolskim najwyższy spadek w punktach procentowych w 2019 roku w stosunku do 2013 roku odnotował powiat brzeski (-14,9 pp.), za którym znajdowały się powiaty nyski (-13 pp.) oraz namysłowski (-11,6 pp.). Najniższym spadkiem zaś charakteryzowały się powiaty: miasto Opole z wysokością -4,1 pp. oraz krapkowicki, w którym bezrobocie zmalało o 4,3 pp.

W kolejnym kroku przeanalizowano bezwzględną wielkość – liczbę bezrobotnych w poszczególnych powiatach. Tabela 2 zawiera dane dla badanych lat.

Tabela 2.

Liczba osób bezrobotnych w latach 2013 i 2019

Obiekty	Bezrobotni	
	2013	2019
powiat brzeski	6 905	2 156
powiat głubczycki	3 216	1 379
powiat kędzierzyńsko-kozielski	4 980	2 476
powiat kluczborski	3 178	1 475
powiat krapkowicki	2 591	1 457
powiat namysłowski	2 770	1 067
powiat nyski	8 966	2 981
powiat oleski	2 455	1 006
powiat opolski	5 432	1 926
powiat prudnicki	3 766	1 495
powiat strzelecki	2 492	1 300
powiat m. Opole	4 885	2 230
województwo opolskie	51 636	20 948

Zródło: opracowanie własne na podstawie danych www.BDL.stat.gov.pl.

Bezrobocie wyrażone liczbą osób bezrobotnych w 2013 roku przekroczyło w województwie opolskim 51 000 osób, a w drugim analizowanym roku zmalało do 20 948 osób pozostających bez zatrudnienia. W powiecie grodzkim w 2013 i 2019 roku była najmniejsza stopa bezrobocia, jednak liczba osób bezrobotnych przewyższała liczbę w wielu innych powiatach. Taka sama sytuacja widoczna była w innych analizowanych powiatach. Na przykład według stopy bezrobocia w 2013 roku powiat brzeski, a w 2019 roku powiat głubczycki charakteryzowały się najwyższą stopą bezrobocia. Jednak sprawdzając liczbę osób bezrobotnych, w obydwóch latach to powiat nyski stał na czele i przewyższał inne powiaty liczbą osób pozostających bez zatrudnienia. Jest to spowodowane ilością osób aktywnych zawodowo, którzy obok osób zarejestrowanych w urzędach pracy są elementem wyliczania stopy bezrobocia zgodnie ze wzorem (1). Porównywanie wielkości absolutnych może więc dawać nieprawdziwy obraz sytuacji na rynku pracy pod względem bezrobocia, z uwagi na różną liczbę ludności zamieszkującą poszczególne powiaty. Stąd właściwym sposobem analizy bezrobocia jest korzystanie z wielkości względnej jaką jest stopa bezrobocia dana wzorem (1).

3. BEZROBOTNI WEDŁUG PŁCI

Poniższa tabela przedstawia poziom stopy bezrobocia w powiatach województwa opolskiego w podziale na płeć bezrobotnych.

Tabela 3.

Struktura bezrobotnych w 2013 i 2019 roku wg płci

Obiekty	2013		2019	
	% K	% M	% K	% M
Powiat brzeski	52,2%	47,8%	59,8%	40,2%
Powiat głubczycki	54,8%	45,2%	54,8%	45,2%
Powiat kędzierzyńsko-kozielski	53,9%	46,1%	60,6%	39,4%
Powiat kluczborski	57,5%	42,5%	63,1%	36,9%
Powiat krapkowicki	59,9%	40,1%	66,4%	33,6%
Powiat namysłowski	53,3%	46,7%	61,8%	38,2%
Powiat nyski	47,8%	52,2%	53,6%	46,4%
Powiat oleski	53,8%	46,2%	62,3%	37,7%
Powiat opolski	52,6%	47,4%	53,4%	46,6%

Powiat prudnicki	49,5%	50,5%	53,8%	46,2%
Powiat strzelecki	53,4%	46,6%	56,8%	43,2%
Powiat m. Opole	50,7%	49,3%	52,8%	47,2%
Województwo opolskie	52,4%	47,6%	57,7%	42,3%

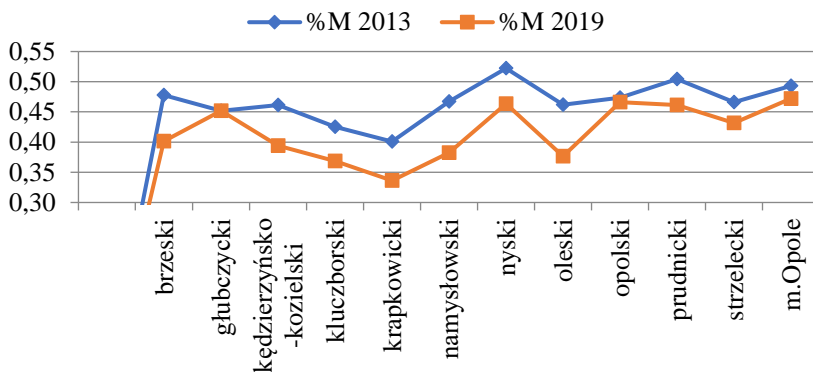
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

W 2013 roku większość powiatów charakteryzowała się mniejszą liczbą mężczyzn pozostających bez zatrudnienia. Odmienną strukturę bezrobotnych można było zaobserwować tylko w powiatach nyskim oraz prudnickim. W pierwszym przypadku była to różnica 4,4%, a w powiecie prudnickim wyniosła ona 1%. W 2019 roku w każdym powiecie to kobiety stanowiły większą część osób bezrobotnych.

Najwyższa rozbieżność między liczbą bezrobotnych podzielonych według płci w obu latach wystąpiła w powiecie krapkowickim. Kobiety stanowiły 59,9% a mężczyźni 40,1% bezrobotnych w 2013 roku. Sześć lat później wartości osiągnęły 66,4% dla kobiet oraz 33,6% dla mężczyzn. Najmniejsza rozbieżność w 2013 roku obserwowalna była w powiecie prudnickim, gdzie kobiety stanowiły 49,5% a mężczyźni 50,5% ogółu pozostających bez zatrudnienia. W 2019 roku to obszar miasta Opola charakteryzował się najmniejszym kontrastem między liczbą bezrobotnych kobiet oraz mężczyzn (K: 52,8%, M: 47,2%). Procentowy udział mężczyzn w ogólnej liczbie osób pozostających bez pracy zaprezentowano na wykresie 1.

Na kolejnym wykresie 2 zauważalne jest, że w 2019 roku w stosunku do 2013 roku zwiększył się procentowy udział kobiet w ogólnej liczbie bezrobotnych. Kobiety zaczęły stanowić jeszcze większą część pozostających bez pracy niż miało to miejsce sześć lat wcześniej. Jedyne wyjątek stanowił powiat głubczycki, w którym stosunek płci damskiej i męskiej pozostał taki sam w obydwóch analizowanych latach.

Wykres 3. Procentowy udział liczby mężczyzn w ogólnej liczbie bezrobotnych w powiatach w 2013 i 2019 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

4. NARZĘDZIA STATYSTYCZNE SŁUŻĄCE OPISOWI ZJAWISKA BEZROBOCIA

Model trendu liniowego

Narzędziem statystycznym wykorzystywanym do opisu zjawiska bezrobocia jest funkcja trendu, której jest szczególnym przykładem regresji liniowej. Za zmienną objaśniającą X wstawiamy do równania modelu regresji zmienną t – czas. Model ten służy do analizy kształtowania się w czasie rzeczywistym wartości zmiennej zależnej Y . Funkcja trendu liniowego przy danych wartościach zmiennej niezależnej t przyjmuje postać zgodnie z równaniem (2):

$$\hat{y} = a \cdot t + b \quad (2)$$

gdzie: \hat{y} – wartości teoretyczne zmiennej objaśnianej, a , b – estymatory parametrów strukturalnych.

Parametry równania linii trendu szacuje się klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Polega ona na takim oszacowaniu parametrów funkcji, aby był warunek:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a \cdot t - b)^2 \rightarrow \min$$

gdzie: y_i – wartości empiryczne cechy Y , \hat{y}_i – wartości teoretyczne wyznaczone na podstawie równania linii trendu.

Wzory na estymatory parametrów strukturalnych przyjmują postać:

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t}) * (y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (t_i - \bar{t})^2} \quad (3)$$

$$b = \bar{y} - a \cdot \bar{t} \quad (4)$$

Współczynnik a w modelu trendu liniowego danego wzorem (3) informuje o ile przeciętnie zmieniała się (wzrosła lub zmalała) wartość zmiennej objaśnianej Y wraz ze zmianą o jednostkę czasu.

Do oceny dopasowania linii trendu do punktów empirycznych wykorzystuje się tzw. reszty, które stanowią różnicę pomiędzy wartościami empirycznymi a teoretycznymi zmiennej objaśnianej Y w modelu [Goryl, Jędrzejczyk, Kukuła, Osiewalski i Walkosz 1996: 54]. Reszty te wyznacza się ze wzoru (5):

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad (5)$$

Wariancję składnika losowego dla modelu trendu liniowego wyznacza się ze wzoru (6):

$$S_e^2(e_i) = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2} \quad (6)$$

Odchylenie standardowe reszt S_e zwane również średnim błędem szacunku, określa o ile (średnio) wartości empiryczne odchylają się od wartości teoretycznych. Wraz ze wzrostem odchylenia standardowego reszt maleje „dobroć” oszacowania linii trendu. Do oceny dopasowania modelu trendu liniowego do danych empirycznych najczęściej stosuje się współczynnik determinacji [Nowakowski 2011: 62] dany wzorem (7) oraz współczynnik zmienności resztowej dany wzorem (8):

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (7)$$

$$W = \frac{S_e}{\bar{t}} \quad (8)$$

Współczynnik determinacji określa, w jakim stopniu zmiany jednej cechy są wyjaśnione przez zmiany drugiej cechy. Przyjmuje on wartości z przedziału $(0; 1)$, przy czym im większą wartość przyjmuje, tym lepsze dopasowanie funkcji trendu liniowego do danych empirycznych. Zaś współczynnik W powinien mieć wartości zbliżone do 0 – im mniejsze, tym dopasowanie jest lepsze [Szewczyk, Widera 2007: 109–112].

Typologia Webba

Kolejnym narzędziem statystycznym, które zostało wykorzystane do przestrzennego opisu zjawiska bezrobocia jest typologia Webba. Jest to metoda służąca pierwotnie opisowi procesów kształtujących demograficzny obraz badanego obszaru. Opiera się ona na dwóch cechach składowych, które wpływają na badane zjawisko. Na jej podstawie wyodrębnia się osiem

typów od A do H. Dzięki uwzględnieniu dwóch cech typologia Webba ukazuje również informacje o relacji głównych składników (tych cech) na zjawisko, które badamy.

Na potrzeby niniejszej pracy typologia Webba została zmodyfikowana i do opisu zjawiska bezrobocia wykorzystano inne dwie cechy niż te wskazane pierwotnie przez autora tej metody. W tym przypadku wykorzystane zostały: saldo migracji oraz współczynnik obciążenia demograficznego dla powiatów województwa opolskiego. Saldo migracji w powiecie to różnica pomiędzy liczbą osób które przybyły i osób, które wyjechały. Współczynnik obciążenia demograficznego jest ilorazem pokazującym, ile osób w wieku przed- i poprodukcyjnym przypada na 100 osób w wieku produkcyjnym w danym powiecie [US Kraków 2015: 11–15]. Na ich podstawie wyróżniono sześć typów jednostek w obrębie badanych powiatów:

- A. saldo migracji > 0 , współczynnik obciążenia demograficznego $< 0,6$;
- B. saldo migracji > 0 , współczynnik obciążenia demograficznego $(0,6; 0,7)$;
- C. saldo migracji > 0 , współczynnik obciążenia demograficznego $\geq 0,7$;
- D. saldo migracji < 0 , współczynnik obciążenia demograficznego $< 0,60$;
- E. saldo migracji < 0 , współczynnik obciążenia demograficznego $(0,6; 0,7)$;
- F. saldo migracji < 0 , współczynnik obciążenia demograficznego $\geq 0,7$.

5. OPIS ZJAWISKA BEZROBOCIA Z WYKORZYSTANIEM NARZĘDZI STATYSTYCZNYCH

Model funkcji trendu dla stóp bezrobocia w powiatach

W tabeli 4 zaprezentowano oszacowane współczynniki potrzebne do weryfikacji trendów liniowych stopy bezrobocia dla analizowanych powiatów.

Tabela 4.

Oszacowane współczynniki trendów liniowych opisujących zmienność stopy bezrobocia w latach 2013–2019

Obiekty	Współczynniki modelu trendu liniowego		Współczynniki dopasowania modelu do danych		
	a	b	R^2	S_e	W
powiat brzeski	-2,311	22,586	92,11%	1,601	12,00%
powiat głubczycki	-1,693	20,057	96,95%	0,711	5,35%
powiat kędzierzyńsko-kozielski	-1,168	15,200	96,99%	0,487	4,62%
powiat kluczborski	-1,254	15,071	93,35%	0,792	7,88%
powiat krapkowicki	-0,775	10,171	92,03%	0,540	7,63%
powiat namysławski	-2,018	20,143	93,45%	1,264	10,47%

powiat nyski	-2,211	21,371	97,01%	0,918	7,33%
powiat oleski	-1,064	10,800	96,17%	0,502	7,68%
powiat opolski	-1,364	14,714	98,26%	0,429	4,64%
powiat prudnicki	-1,979	21,600	95,79%	0,981	7,17%
powiat strzelecki	-0,896	10,500	91,28%	0,655	9,48%
powiat m.Opole	-0,689	7,471	99,07%	0,158	3,36%
województwo opolskie	-1,393	14,786	96,68%	0,611	6,63%

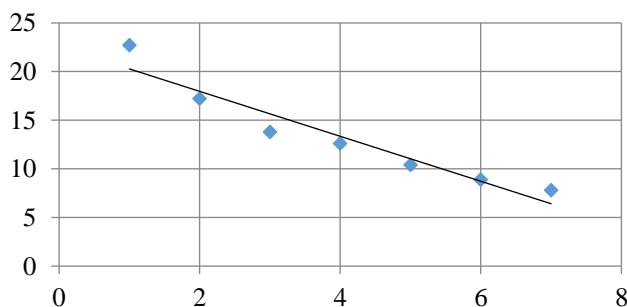
Źródło: opracowanie własne.

Jak można zauważyć wszystkie modele trendu liniowego opisujące zmienność stopy bezrobocia w latach 2013–2019 są bardzo dobrze dopasowane do danych empirycznych⁵. Świadczą o tym bliskie 100% wartości współczynnika determinacji danego wzorem (7) i małe wartości współczynnika zmienności resztowej danego wzorem (8).

Relatywnie najslabsze dopasowanie wystąpiło w przypadku powiatu brzeskiego, gdyż współczynnik determinacji R^2 przyjmuje najmniejszą wartość (92,11%), a współczynnik zmienności resztowej jest największy i wynosi 12%. Funkcja trendu liniowego kształtowania się stopy bezrobocia w tym powiecie przyjmuje postać daną równaniem (9) i przedstawiona jest na wykresie 2.

Wykres 2. Dopasowana linia trendu zmian stopy bezrobocia dla powiatu brzeskiego

$$\hat{y} = -2,3107 \cdot t + 22,586 \quad (9)$$



Źródło: opracowanie własne.

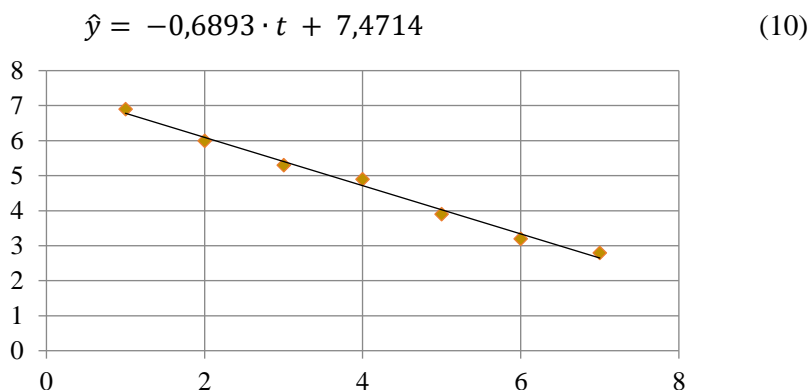
Na powyższym wykresie widać, że wartości empiryczne odchylają się od wartości teoretycznych. Ma na to wpływ odchylenie standardowe reszt na

⁵ Niewielka długość szeregu czasowego nie pozwoliła na pełną weryfikację statystyczną otrzymanych modeli trendu, ale wynikała ona z dostępności danych w BDL.

poziomie 1,601, które dla powiatu brzeskiego przyjmuje najwyższą wartość wśród wszystkich pozostałych powiatów województwa opolskiego.

Z kolei najlepszym dopasowaniem charakteryzuje się model trendu liniowego dla powiatu miasta Opole. W tym przypadku współczynnik determinacji R^2 przyjmuje wartość 99,07%, a W wynosi zaledwie 3,36%. Reszty modelu prezentują odchylenie o wielkości 0,158, które przyjmuje bardzo małą wartość. Wykres 3 prezentuje dopasowanie do danych dla oszacowanego modelu trendu liniowego.

Wykres 3. Dopasowana linia trendu zmian stopy bezrobocia dla powiatu miasta Opola



Źródło: opracowanie własne.

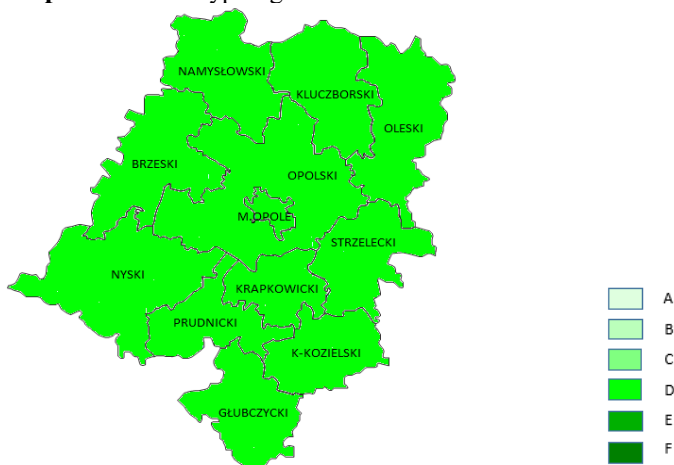
Model trendu liniowego w przypadku tego powiatu przyjmuje postać daną równaniem (10) i charakteryzuje się mniejszym rozrzutem danych niż model przedstawiony na wykresie 2. Znajduje to potwierdzenie w obliczonych wartościach współczynników dopasowania modelu trendu liniowego do danych empirycznych.

Na podstawie zastosowanego modelu trendu liniowego zauważalne jest, że stopa bezrobocia wykazywała tendencję malejącą dla wszystkich powiatów województwa w badanych latach.

Typologia Webba dla cech mających wpływ na bezrobocie w powiatach

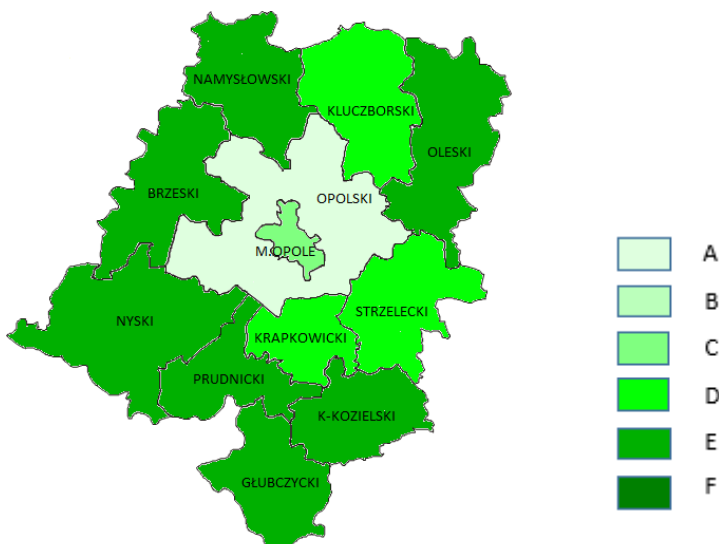
Powiaty województwa opolskiego można sklasyfikować na podstawie typologii Webba opisanej w rozdziale 4, która w tym przypadku wyróżnia sześć typów jednostek (A–F). Wyodrębnione zostały one na podstawie wartości salda migracji oraz współczynnika obciążenia demograficznego dla dwunastu powiatów województwa opolskiego. Mapa 3 ukazuje typologię Webba pod względem wyróżnionych dwóch cech dla 2013 roku.

Mapa 7. Rozkład typologii Webba w 2013 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

W 2013 roku wszystkie powiaty zdominował typ D, który przyjmuje ujemne wartości salda migracji oraz współczynnik obciążenia demograficznego mniejszy niż 0,6. Tak kształtujące się wartości nie wpływały pozytywnie na zjawisko bezrobocia. Saldo migracji na poziomie mniejszym od zera powoduje odpływ kapitału ludzkiego z powiatów województwa opolskiego. Zaś wysoki współczynnik obciążenia demograficznego wpływa na brak zdolności powiatów województwa opolskiego do zastępowania odchodzących na emeryturę pracowników młodym pokoleniem pracujących.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.BDL.stat.gov.pl.

Inaczej przedstawiała się sytuacja w 2019 roku. W największej części obszaru województwa opolskiego występował typ E, który charakteryzuje się ujemnym saldem migracji oraz współczynnikiem obciążenia demograficznego znajdującym się w przedziale (0,6; 0,7). Nieco mniejszą grupę stanowił typ D, występujący w całym województwie sześć lat wcześniej, a w roku 2019 w powiatach kluczborskim, krapkowickim oraz strzeleckim. Jedynymi jednostkami, w których saldo migracji przyjmowało wartości dodatnie były: powiat opolski (typ A) oraz powiat miasto Opole (typ C).

6. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Analiza zjawiska bezrobocia oraz jego przestrzennego zróżnicowania w powiatach województwa opolskiego w latach 2013 i 2019 z wykorzystaniem różnych narzędzi statystycznych ukazała zmniejszającą się wysokość stopy bezrobocia w 2019 roku w porównaniu do 2013 roku. Mogła mieć na to wpływ poprawa koniunktury gospodarczej, coraz większa mobilność ludności, powstawanie dużej ilości nowych przedsiębiorstw i w związku z tym miejsc pracy czy dobrze prowadzona polityka rynku pracy. Należy pamiętać, że liczba osób pozostających bez pracy znacznie się zmniejszyła, jednak problem pozostawania bez pracy nie zniknął całkowicie.

Nie można jednoznacznie wskazać powiatu, który charakteryzuje się najwyższymi wielkościami stopy bezrobocia w obydwóch analizowanych latach. Najmniejsze wartości wskaźników możemy zauważyć w powiecie grodzkim – mieście Opolu, który zarówno w 2013, jak i 2019 roku charakteryzował się najlepszą sytuacją na rynku pracy. Może być to spowodowane dużą ilością wolnych miejsc pracy dostępnych w dużym mieście oraz dostępem do rozwiniętej komunikacji miejskiej, która ułatwia poruszanie się z miejsca zamieszkania do miejsca zatrudnienia i odwrotnie.

Istotną kwestią zasygnalizowaną w artykule jest to, że kobiety stanowiły większą część osób bezrobotnych. W prawie każdym z powiatów w analizowanych latach to płeć żeńska przewyższała liczbą bezrobotnych płeć męską. Jedyne odstępstwa miały miejsce w 2013 roku w powiecie nyskim oraz prudnickim. Kobiety pełnią ważną rolę w gospodarstwie domowych, wychowują dzieci i częściej to właśnie one decydują się na rezygnację z pracy i zajęcie się wyłącznie obowiązkami związanymi z prowadzeniem domu.

LITERATURA

- [1] BRYNJOLFSSON E., McAFEE A.: *Wyścig z maszynami. Jak rewolucja cyfrowa napędza innowacje, zwiększa wydajność i w nieodwracalny sposób zmienia rynek pracy?* Warszawa: PWN 2019.
- [2] DANECKA M.: *Bezrobocie i instytucje rynku pracy*. Warszawa: Instytut Studiów Politycznych Polskiej Akademii Nauk 2005.

- [3] GORYL A., JĘDRZEJCZYK Z., KUKUŁA K., OSIEWALSKI J., WALKOSZ A.: *Wprowadzenie do ekonometrii w przykładach i zadaniach*. Warszawa, PWN 1996.
- [4] KWIATKOWSKI E., *Bezrobocie*. W: *Podstawy ekonomii*, E. Kwiatkowski, R. Milewski (red.). Warszawa: PWN 2018.
- [5] KWIATKOWSKI E.: *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*. Warszawa: PWN 2014.
- [6] NOWAKOWSKI E.W.: *Podstawy ekonometrii z elementami algebry liniowej*. Warszawa: Wszecznica Polska Szkoła Wyższa TWP w Warszawie 2011.
- [7] SZEWCZYK M., WIDERA K.: *Statystyka – materiał do wykładów i ćwiczeń, skrypt dla studentów*. Opole, Politechnika Opolska 2007.

Źródła internetowe:

- [8] DRELA K.: *Socjologia i inne nauki o pracy i bezrobociu – część II*, [w:] *Zeszyty Naukowe Zachodniopomorskiej Szkoły Biznesu Firma i Rynek*, 2015, nr.1, [dostęp: 04.11.2020].
- [9] Urząd Statystyczny w Krakowie, *Ludność, ruch naturalny i migracje w województwie małopolskim w 2014 r.*, Kraków 2015, [dostęp: 01.06.2021].

Katarzyna Midura
Politechnika Opolska
Wydział Ekonomii i Zarządzania
ul. Luboszycka 7
45-036 Opole
k.midura@student.po.edu.pl

Helena PIECZARKA

**WYBRANE PROCESY DEMOGRAFICZNE
I ICH ZMIENNOŚĆ – ANALIZA PORÓWNAWCZA NA POZIOMIE
PODZIAŁU TERYTORIALNEGO NTS2 – REGIONÓW POLSKI**

Streszczenie: W artykule podjęto temat dotyczący procesów demograficznych, tj. migracji i starzenia się społeczeństwa. Celem była analiza porównawcza potencjału demograficznego w układzie terytorialnym regionów Polski w latach 2009 i 2019. W badaniach empirycznych zastosowano typologię Webba, opierającą się na dwóch zmiennych takich jak: saldo migracji oraz przyrost naturalny. Kolejnym narzędziem użytym był trójkąt Osanna, pozwalający na przedstawienie zjawisk o trójdzielnej strukturze przy wykorzystaniu podziału ludności według ekonomicznych grup wieku. W pracy zastosowano także metodę wzorcową wielowymiarowej analizy porównawczej zwaną miarą Hellwiga. Określono regiony o najlepszej sytuacji demograficznej oraz takie, w których procesy starzenia się społeczeństwa oraz migracji wpływają negatywnie na ogólną liczbę ludności zamieszkującej poszczególne regiony.

**SELECTED DEMOGRAPHIC PROCESSES AND THEIR
VARIABILITY – A COMPARATIVE ANALYSIS ON THE LEVEL TERRITORIAL
DIVISION OF NTS2 – POLISH REGIONS**

Summary: The paper deals with the topic of demographic processes, i.e. migration and aging of the society. The aim was a comparative analysis of the demographic potential in the territorial system of Polish regions in 2009 and 2019. The empirical research used Webb's typology, based on two variables such as: net migration and birth rate. Another tool used was the Osann triangle, which allows for the presentation of phenomena with a tripartite structure using the breakdown of the population by economic age groups. The work also uses the model method of multivariate comparative analysis known as the Hellwig's measure. The regions with the best demographic situation were identified, as well as those in which the aging and migration processes negatively affect the total number of people living in particular regions.

Keywords: migrations, aging of the society, Hellwig's method, Ossan's triangle, Webb's typology.

Słowa kluczowe: migracje, starzenie się społeczeństwa, metoda Hellwiga, trójkąt Ossana, typologia Webba.

1. WSTĘP

Wraz z wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej wzrosła mobilność zagraniczna Polaków. Wywołało to wiele dyskusji w debatach medialnych oraz publicznych. Migracje od dłuższego czasu stanowią ważny problem, ponieważ Polskę w większości opuszczają młodzi i wykształceni ludzie. W związku z tym istotne są pytania o to, kto wyjeżdża, a przede wszystkim, jaki będzie to miało wpływ na przyszłość kraju jako całości populacji oraz rodzin.

„W przestrzeni ekonomicznej zachodzą procesy przemieszczania się ludności. M. Kędelski i J. Paradysz wyróżniają dwa rodzaje przemieszczania, a mianowicie: poziome – oznaczające ruch ludności w przestrzeni geograficznej oraz pionowe – czyli przemieszczanie osób w ramach pewnych struktur społecznych, zawodowych, edukacyjnych i innych.

Migracje to odzwierciedlenie procesu przemieszczania się ludności. Zjawisko to poszczególni autorzy różnie definiują. M. Latuch przytacza dwie definicje: Migracje to „fakty świadomie zamierzonych przemieszczeń ludności, które wynikają ze zmiany miejsca zamieszkania lub pobytu i dokonują się pomiędzy jednostkami osiedlowymi w ramach granic jednostek terytorialnych kraju, państwa lub też wykraczają poza istniejące granice polityczne”. I drugą, że migracje to „złożony proces przemieszczeń przestrzennych jednostek społeczeństwa towarzyszący zawsze rozwojowi ludzkości na przestrzeni jej dziejów”. Według J.Z. Holzera „zmiany stałego miejsca zamieszkania i miejsca czasowego pobytu określane są jako wędrówki lub migracje ludności” [Kupiec 2011: 69].

Drugim procesem demograficznym interesującym z punktu widzenia przeprowadzonej analizy jest proces starzenia się społeczeństwa [Okólski 2005: 25]. Jak stwierdza J. Kurkiewicz „Proces starzenia się rodzin i gospodarstw domowych stanowi przedmiot zainteresowań m.in. demografów, socjologów, ekonomistów i polityków społecznych” [Kurkiewicz 2010: 125–126]. Proces ten opisywany jest m.in. przy pomocy cechy demograficznej jaką jest wiek. „Jest on (jedną z dwóch obok płci) cechą biologiczną. Wiek liczymy od chwili urodzenia do momentu zgonu [Okólski 2005: 18]. Wyraża on liczbę przeżytych lat, okres trwania życia. Struktury wiekowe możemy rozpatrywać według kilku kryteriów. W życiu codziennym i w polityce społeczno-gospodarczej najczęściej używa się zestawienia ludności według grup wiekowych dla ludności: ogółem, miejskiej, wiejskiej, kobiet, mężczyzn. Główny Urząd Statystyczny wyodrębnia 16 grup wiekowych tzw. 5-letnich. Ponadto GUS w swoich badaniach stosuje też i inne przedziały” [Kupiec 2011: 30]. „W polityce ekonomicznej i regionalnej powszechnie stosuje się podział ludności na trzy grupy wiekowe zwane ekonomicznymi grupami wieku: przedprodukcyjny do lat 18, produkcyjny obejmujący lata 18–60/65 i poprodukcyjny (tzw. trzeci

wiek, okres po ustawowej granicy wieku emerytalnego) [Kupiec 2011: 31–32].

Dodatkowo zauważyć należy, że w 2009 roku w układzie statystycznym na poziomie NUTS 2 było 16 regionów czyli liczba ta była równa liczbie województw w układzie administracyjnym. W 2019 roku było już 17 regionów, gdyż od 1.01.2018 r. województwo mazowieckie zostało podzielone na dwa: region – mazowieckie regionalne oraz region – warszawskie stołeczne. W celu dokonania analizy porównawczej pomiędzy latami 2009 i 2019, na potrzeby badania przyjmujemy, że w 2019 roku region w układzie terytorialnym jest tożsamy z województwem w układzie administracyjnym. Ostatecznie w badaniu mamy 16 obiektów – regionów.

2. NARZĘDZIA STATYSTYCZNE SŁUŻĄCE OPISOWI WYBRANYCH PROCESÓW DEMOGRAFICZNYCH

TYOLOGIA WEBBA

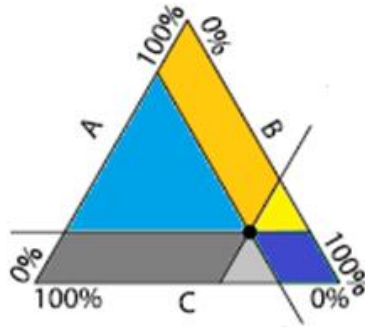
Narzędziem statystycznym, które zostało wykorzystane do opisu zmian w regionach w roku 2009 i 2019 w kontekście procesów migracji i starzenia się społeczeństwa jest typologia Webba. Jest to metoda, która służy do opisu procesów kształtujących obraz demografii badanego obszaru. Dwie zmienne na których opiera się to narzędzie to: przyrost naturalny oraz saldo migracji ludności zamieszkującej dane terytorium. Na jej podstawie wyodrębnia się osiem typów od A do H. Dzięki uwzględnieniu wymienionych zmiennych typologia Webba ukazuje również informacje o relacji składników wpływających na ogólny bilans ludności [Urząd Statystyczny Lublin 2017: 1–20].

- Typ A – oznacza: dodatni przyrost naturalny rekompensuje ujemne saldo migracji.
- Typ B – oznacza: dodatni przyrost naturalny jest wyższy od dodatniego salda migracji.
- Typ C – oznacza: dodatni przyrost naturalny jest niższy od dodatniego salda migracji.
- Typ D – oznacza: ujemny przyrost naturalny jest rekompensowany przez dodatnie przez dodatnie saldo migracji.
- Typ E – oznacza: ujemny przyrost naturalny nie jest rekompensowany przez dodatnie saldo migracji.
- Typ F – oznacza: wartość bezwzględna ujemnego przyrostu naturalnego jest wyższa od wartości bezwzględnej ujemnego salda migracji.
- Typ G – oznacza: wartość bezwzględna ujemnego przyrostu naturalnego jest niższa od wartości bezwzględnej ujemnego salda migracji.
- Typ H – oznacza: dodatni przyrost naturalny nie rekompensuje ujemnego salda migracji.

TRÓJKĄT OSANNA

Do opisu procesów demograficznych można zastosować narzędzie zwane trójkątem Osanna, który pozwala na przedstawianie zjawisk o trójdzielnej strukturze. Do prezentacji wykorzystuje się podział ludności danego terytorium według ekonomicznych grup wieku. Na ramionach trójkąta Osanna oznacza się udział wyznaczonych grup w ogólnej liczbie ludności. Charakter struktury wieku dla danego obiektu wyraża położenie wewnątrz trójkąta odpowiadającego mu punktu znajdującego się na przecięciu trzech linii, które są równoległe do boków trójkąta.

Trójkąt podzielony jest na sześć klas, trzy pary wyznaczają typy demograficzne, które określają etap rozwoju ludności wynikający ze struktury wieku. Typy: A, B – młodości, C, D – stabilizacji i E, F – starzenia w aspekcie demografii [Korycka-Skorupa 2007: 340–353]. Rysunek 1. prezentuje graficzny obraz podziału w trójkącie Osanna.



Źródło: Korycka-Skorupa J. Trójkąt Osanna jako forma prezentacji danych statystycznych i legenda map tematycznych, *Polski Przegląd Kartograficzny* Tom 39, nr 4, 2007

Rys. 1. Trójkąt Osanna dla udziału ludności w wieku: A – przedprodukcyjnym, B – produkcyjnym, C – poprodukcyjnym

MIARA ROZWOJU HELLWIGA

Do analizy danych empirycznych zastosowano wielowymiarową analizę porównawczą. Zastosowaną metodą była jedna z metod podporządkowania liniowego zwana wzorcową. Nazwa tej metody - miara rozwoju Hellwiga – jest związana z wykorzystaniem obiektu wzorcowego [Ostasiewicz 1999: 112–114], którego autorem jest profesor Z. Hellwig [Bąk 2016: 23–26]. Wzory (1)–(4) przedstawiają procedurę metody wzorca rozwoju Hellwiga.

1. Normalizacja zmiennych (standaryzacja) dana wzorem (1):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (1)$$

gdzie: z_{ij} – znormalizowana wartość cechy X , x_{ij} – obserwacja j -tej zmiennej dla obiektu i , \bar{x}_j – średnia arytmetyczna obserwacji j -tej zmiennej, s_j – odchylenie standardowe obserwacji j -tej zmiennej.

2. Współrzędne wzorca dane wzorem (2) [Ostasiewicz 1999: 112–114]:

$$z_o = (z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0j}) \quad (2)$$

gdzie:

$$z_{0k} = \begin{cases} \max_i z_{ij} \text{ dla stymulant} \\ \min_i z_{ij} \text{ dla destymulant} \end{cases}$$

$\max_i\{z_{ij}\}$ – oznacza wartość zaś $\min_i\{z_{ij}\}$ – wartość minimalna.

3. Odległości obiektów od wzorca dana wzorem (3):

$$d_{io} = \left[\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

4. Wartości zmiennej agregatywnej d_i dla każdego z badanych obiektów dana wzorem (4)⁶:

$$d_i = 1 - \frac{d_{io}}{\bar{d}_o + 3 \cdot S_d} \quad (4)$$

gdzie: \bar{d}_o – wartość średnia z wartości d_{io} , S_d – odchylenie standardowe z wartości d_{io} .

Wartość d_i dla danego obiektu informuje o jego odległości od wzorca. Wartości tej odległości są z przedziału $[0; 1]$. Im ta wartość jest bliższa jedności tym obiekt mniej odchyła się od wzorca [Ostasiewicz 1999: 114]. Oznacza to, że najlepszy obiekt ma wartość – $\max\{d_i\}$, a najgorszy – $\min\{d_i\}$.

3. OPIS WYBRANYCH PROCESÓW DEMOGRAFICZNYCH Z WYKORZYSTANIEM NARZĘDZI STATYSTYCZNYCH

Typologia Webba dla zmiennych opisujących wybrane procesy demograficzne

Do konstrukcji 8 typów jednostek przestrzennych według tej typologii [Urząd Statystyczny Lublin 2007: 1–20] wzięto pod uwagę saldo migracji i przyrost naturalny według danych Głównego Urzędu Statystycznego. Na ich podstawie dokonano klasyfikacji regionów Polski w roku 2009 i 2019. Mapa 1 ukazuje przestrzenne zróżnicowanie regionów Polski w roku 2009.









⁶ W pierwotnej wersji wzoru (4) w mianowniku występuje podwojona liczba odchylenia standardowego. Na potrzeby badania zmodyfikowano ten wzór.

Mapa 1. Typologia demograficzna regionów według Webba w 2009



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Jednostki A – H (w nawiasach podano liczbę regionów).

aktywne		nieaktywne	
	A (6)		E (zjawisko nie wystąpiło)
	B (3)		F (1)
	C (1)		G (4)
	D (1)		H (zjawisko nie wystąpiło)

W przekroju regionów Polski zaobserwowano duże zróżnicowanie przebiegu procesów demograficznych. W 2009 roku spośród regionów Polski, jedenaście zakwalifikowano do aktywnych demograficznie, czyli zaludniających się (typy A–D). Wśród nich znalazły się regiony: zachodniopomorski, pomorski, warmińsko-mazurski, podlaski, lubuski, wielkopolski, kujawsko-pomorski, mazowiecki, dolnośląski, małopolski oraz podkarpacki. Pozostałe regiony: opolski, śląski, łódzki, świętokrzyski i lubelski zakwalifikowały się do jednostek nieaktywnych. Oznacza to, że w tych obszarach liczebność ludności zmniejsza się.

Dodatni przyrost naturalny wystąpił w regionach północnych kraju oraz dolnośląskim, małopolskim czy podkarpackim. W tej grupie zwraca uwagę typ C, ponieważ dominowało w nim dodatnie saldo migracji, występujące tylko w regionie mazowieckim. Był to efekt oddziaływania wielkiego miasta na rozwój demograficzny jednostki. W pozostałych jednostkach aktywność demograficzna była efektem dominacji przyrostu naturalnego nad saldem migracji. Typy F i G charakteryzujące się ujemnym przyrostem naturalnym i ujemnym saldem migracji i oznaczały demograficzny bezruch. Typ F poje-

dynczo występował w regionie łódzkim. Natomiast typ G w opolskim, śląskim, świętokrzyskim oraz lubelskim. Typ E a także typ H nie pojawił się w 2009 roku.

Następnie dokonano analogicznej klasyfikacji regionów dla 2019 roku. Poniżej pokazano liczbę poszczególnych regionów przyporządkowaną do jednostki w typologii Webba. Mapa 2 ukazuje przestrzenne zróżnicowanie regionów Polski w roku 2019.

Mapa 2. Typologia demograficzna regionów według Webba w 2019 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

Jednostki A – H (w nawiasach podano liczbę regionów).

aktywne

A	(zjawisko nie wystąpiło)
B	(1)
C	(3)
D	(zjawisko nie wystąpiło)

nieaktywne

E	(1)
F	(6)
G	(4)
H	(1)

W regionach w Polsce w 2019 roku aktywność demograficzną wykazały cztery jednostki. W typie B znalazł się tylko region wielkopolski, natomiast w typie C region pomorski, mazowiecki oraz małopolski, wyróżniające się największym dodatnim przyrostem naturalnym. Z kolei typem A oraz D nie charakteryzował się żaden region. W typie E wystąpił region dolnośląski, w którym ujemny przyrost naturalny dominował nad dodatnim saldem migracji. Ujemny przyrost naturalny wraz z ujemnym saldem migracji charakteryzujący typy F i G oraz oznaczający demograficzny regres, znajdował się w sześciu regionach, tj. zachodniopomorski, lubuski, opolski, śląski, łódzki

i świętokrzyski. W typie G były regiony: kujawsko-pomorski, warmińsko-mazurski, podlaski, a także lubelski. W typie H występował tylko jeden region – podkarpacki, którego ujemne saldo migracji nie rekompensowało dodatniego przyrostu naturalnego.

W tabeli 1. dokonano zestawienia poszczególnych regionów wraz z ich przyporządkowaniem do odpowiednich typów Webba w badanych latach.

Tabela 1.

Porównanie typologii wg Webba dla regionów w latach 2009 i 2019

Typ według Webba	2009	2019
A	kujawsko-pomorski	
	lubuski	
	podkarpacki	
	podlaski	
	warmińsko-mazurski	
	zachodniopomorski	
B	małopolski	wielkopolski
	pomorski	
	wielkopolski	
C	mazowiecki	małopolski
		mazowiecki
		pomorski
D	dolnośląski	
E		dolnośląski
F	łódzki	lubuski
		łódzki
		opolski
		śląski
		świętokrzyski
		zachodniopomorski
G	lubelski	kujawsko-pomorski
	opolski	lubelski
	śląski	podlaski
	świętokrzyski	warmińsko-mazurski
H		podkarpacki

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

W roku 2009 w jednostkach tzw. aktywnych znalazło się jedenaście regionów, natomiast w 2019 tylko cztery. W pierwszym badanym roku były to regiony północnej Polski oraz dolnośląski, małopolski, podkarpacki. W przypadku 2019 roku były to regiony: pomorski, wielkopolski, mazowiecki oraz małopolski. Porównując dane z powyższej tabeli 1 w jednostkach aktywnych pozostały jedynie: pomorski, wielkopolski, mazowiecki, a także małopolski. W jednostkach tzw. nieaktywnych, które charakteryzowały się ubytkiem lud-

ności, w roku 2009 znalazło się pięć regionów, a w 2019 było ich dwanaście. W 2009 roku były to regiony: łódzki, opolski, śląski, świętokrzyski oraz lubelski. Dziesięć lat później liczba ta zwiększyła się o kolejne czyli o dolnośląski, lubuski, kujawsko-pomorski, warmińsko-mazurski, podlaski, podkarpacki, a także zachodniopomorski.

Trójkąt Osanna dla zmiennej opisującej wybrane procesy demograficzne

Do prezentacji danych przy pomocy trójkąta Osanna został wykorzystany podział ludności według ekonomicznych grup wieku. Udział tych grup w ogólnej liczbie ludności został opisany na ramionach trójkąta według danych z tabeli 2. Klasyfikacja obiektów badań (regionów) została oparta na podziale trójkąta na sześć klas. Parami wyznaczają one trzy typy demograficzne, które pokazują etap rozwoju ludności wynikający ze struktury wieku.

Tabela 2.

Graniczne wartości procentowe dla ekonomicznych grup wieku do konstrukcji trójkąta Osanna

Ekonomiczne grupy wieku	2009	2019
A – przedprodukcyjny	18,95%	18,10%
B – produkcyjny	64,52%	59,99%
C – poprodukcyjny	16,54%	21,91%



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.



Typy demograficzne dla danych z badanych lat (w nawiasach podano liczbę regionów).

2009



2019



młodość demograficzna

 A > 18,95% B > 64,52% C < 16,54% (5)
 A > 18,95% B < 64,52% C < 16,54% (2)



 A > 18,10% B > 59,99% C < 21,91% (4)
 A > 18,10% B < 59,99% C < 21,91% (2)



stabilizacja demograficzna

 A > 18,95% B < 64,52% C > 16,54% (2)
 A < 18,95% B > 64,52% C < 16,54% (1)

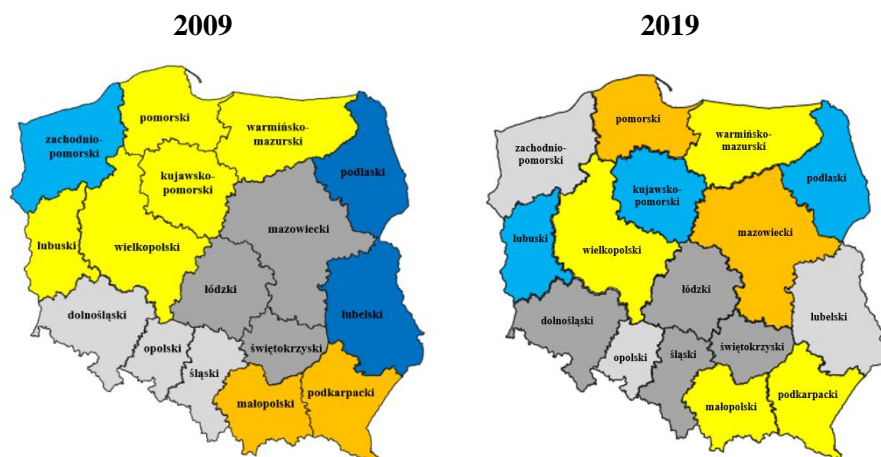
 A > 18,10% B < 59,99% C > 21,91% (0)
 A < 18,10% B > 59,99% C < 21,91% (3)

starzenie się demograficzne

 A < 18,95% B > 64,52% C > 16,54% (3)
 A < 18,95% B < 64,52% C > 16,54% (3)

 A < 18,10% B > 59,99% C > 21,91% (3)
 A < 18,10% B < 59,99% C > 21,91% (4)

Mapa 3. Klasyfikacja regionów według ekonomicznych grup wieku w badanych latach – trójkąt Osanna



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z www.stat.gov.pl/BDL.

W 2009 roku do młodości demograficznej zaliczono regiony: pomorski, warmińsko-mazurski, kujawsko-pomorski, wielkopolski, lubuski oraz małopolski i podkarpacki. Analizowany typ stabilizacji demograficznej charakteryzował regiony: podlaski, lubelski oraz zachodniopomorski. Trzecim typem demograficznym było starzenie się społeczeństwa, należały do niego: dolnośląski, opolski i śląski oraz mazowiecki, łódzki i świętokrzyski.

Analizując z kolei rok 2019 w pierwszym typie znalazły się regiony: warmińsko-mazurski, wielkopolski, małopolski i podkarpacki oraz pomorski i mazowiecki. W typie stabilizacji demograficznej znalazły się: lubuski, kujawsko-pomorski i podlaski. Do typu starzenia się społeczeństwa zakwalifikowało się siedem regionów Polski: zachodniopomorski, opolski i lubelski oraz dolnośląski, śląski, łódzki, małopolski i świętokrzyski.

Miara rozwoju Hellwiga dla opisu wybranych procesów demograficznych

W tabeli 3 zawarto zaproponowane wskaźniki do badania wybranych procesów demograficznych w regionach Polski w badanych latach. Określono również charakter tych wskaźników.

Tabela 3.

Zbiór wskaźników do badania sytuacji pod względem wybranych wskaźników procesów migracji i starzenia się społeczeństwa

Wskaźnik	Nazwa	charakter zmiennej
X ₁	Współczynnik obciążenia demograficznego osobami starszymi	destymulanta
X ₂	Przyrost naturalny na 1000 ludności	stymulanta
X ₃	Saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych na pobyt stały na 10 000 ludności	stymulanta
X ₄	Wskaźnik dzietności	stymulanta
X ₅	Wskaźnik reprodukcji brutto	stymulanta

Zródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Po zastosowaniu wzoru (1) dokonano standaryzacji zmiennych, a w następnej kolejności dla wskaźników z tabeli 3 uwzględnionych w badaniu według wzoru (2) wyznaczono wartości wzorca rozwoju zawarte w tabeli 4.

Tabela 4.

Wartości wektora wzorca rozwoju

rok	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
2009	-1,43	1,73	0,99	1,79	1,63
2019	-1,47	1,71	1,45	2,01	2,00

Zródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Następnie stosując wzór (3) obliczono odległości poszczególnych (obiektów) regionów Polski od wzorca rozwoju. Wyniki obliczeń zawarto w tabeli 5.

Tabela 5.

Wartości d_{io} dla poszczególnych regionów Polski

region	2009	2019
	Wartość d_{io}	
dolnośląski	4,5	4,7
kujawsko-pomorski	2,6	4,0
lubelski	4,0	4,7
lubuski	2,3	4,4

łódzki	5,4	5,9
małopolski	2,6	1,7
mazowiecki	3,2	2,0
opolski	8,3	6,7
podkarpacki	3,6	3,8
podlaski	4,7	3,5
pomorski	0,7	1,4
śląski	4,9	5,4
świętokrzyski	5,1	6,5
warmińsko-mazurski	1,7	4,6
wielkopolski	1,6	2,0
zachodniopomorski	3,3	5,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Ostateczne wartości wzorcowej miary rozwoju Hellwiga dla poszczególnych regionów Polski zawarto w tabeli 6.

Tabela 6.

Miara rozwoju Hellwiga dla regionów Polski

region	2009	2019
	Miara rozwoju d_i	
dolnośląski	0,515	0,483
kujawsko-pomorski	0,721	0,562
lubelski	0,560	0,486
lubuski	0,747	0,520
łódzki	0,414	0,358
małopolski	0,714	0,817
mazowiecki	0,652	0,783
opolski	0,101	0,268
podkarpacki	0,612	0,587
podlaski	0,489	0,616
pomorski	0,921	0,844

śląski	0,467	0,411
świętokrzyski	0,442	0,296
warmińsko-mazurski	0,819	0,502
wielkopolski	0,830	0,781
zachodniopomorski	0,636	0,428
	\bar{d}_0	3,66 4,16
	S_d	1,85 1,67

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Miara rozwoju Hellwiga przyjmuje wartości z przedziału [0; 1]. Dział ten przedział na cztery równe części dokonano podziału regionów na grupy typologiczne tworząc cztery poziomy kształtowania się poziomów badanych procesów demograficznych w badanych regionach.

Tabela 7.

Grupy typologiczne dla regionów Polski w badaniu sytuacji pod względem wybranych wskaźników procesów migracji i starzenia się społeczeństwa

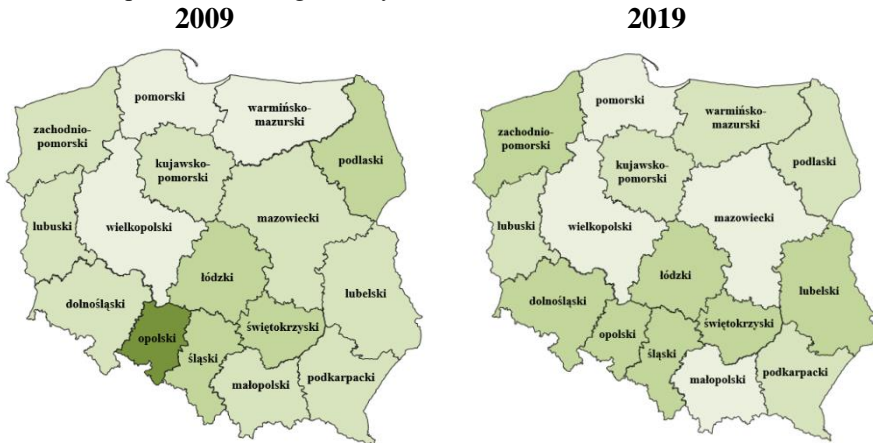
Poziom		2009	2019	2009	2019	
		Miara rozwoju d_i		region		
1	1	0,921	0,844	pomorski	pomorski	
		0,830	0,817	wielkopolski	małopolski	
		0,819	0,783	warmińsko-mazurski	mazowiecki	
		0,747	0,781	lubuski	wielkopolski	
2	2	0,721	0,616	kujawsko-pomorski	podlaski	
		0,714	0,587	małopolski	podkarpacki	
		0,652	0,562	mazowiecki	kujawsko-pomorski	
		0,636	0,520	zachodniopomorski	lubuski	
	3	3	0,612	0,502	podkarpacki	warmińsko-mazurski
			0,560	0,486	lubelski	lubelski
		0,515	0,483	dolnośląski	dolnośląski	

3	0,489	0,428	podlaski	zachodniopomorski
	0,467	0,411	śląski	śląski
	0,442	0,358	świętokrzyski	łódzki
	0,414	0,296	łódzki	świętokrzyski
4	0,101	0,268	opolski	opolski





Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Mapa 4 ilustruje graficznie zmiany w grupach typologicznych w badanych latach (w nawiasach podano liczbę regionów).

Mapa 4. Sytuacja w regionach 2009 i 2019 roku sytuacji pod względem wybranych wskaźników procesów demograficznych



Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

	w roku 2009		w roku 2019	
	Poziom 1	(3)	(4)	
	Poziom 2	(8)	(5)	
	Poziom 3	(4)	(7)	
	Poziom 4	(1)	(0)	

Analizując tabelę 7 i mapy 4 zauważamy, że w 2009 roku do poziomu 1, czyli do grupy o najlepszej sytuacji pod względem wybranych procesów demograficznych, zostały przyporządkowane regiony: pomorski, wielkopolski i warmińsko-mazurski. W 2019 warmińsko-mazurski nie wystąpił w tej grupie, ale pojawiły się w niej małopolski oraz mazowiecki. W obu latach region pomorski znalazł się na szczycie listy, co oznacza, że jego wartość najmniej odchyła się od wzorca. Oznacza to również, że charakteryzował się on najlepszą spośród wszystkich regionów sytuacją demograficzną. Do poziomu 4 w roku 2009 – najmniej korzystnego z punktu widzenia badanych procesów demograficznych zaliczono region opolski. Spośród wszystkich

regionów to opolski wyróżnił się w badanych latach najmniejszą miarą rozwoju. Zdecydowaną poprawę zanotowano dla trzech regionów: podlaskiego, małopolskiego i mazowieckiego. Sytuację odwrotną zanotowano w regionach: dolnośląskim, lubelskim, warmińsko-mazurskim i zachodniopomorskim. Dla regionu opolskiego podniesienie przyporządkowania z poziomu 4 do poziomu 3 jest pozorne. Wynika to z przyjętego podziału wartości z przedziału $[0; 1]$ na cztery równe części.

4. PODSUMOWANIE

W opracowaniu dokonano analizy przestrzenno-czasowej wybranych procesów demograficznych takich jak: mobilność terytorialna i starzenie się społeczeństwa. Są to procesy ważne z punktu widzenia każdej populacji. Wpływ na życie pokoleń, które w przyszłości pojawią się na określonym terytorium ma terazniejsza sytuacja demograficzna. Z uwagi na to w artykule dokonano analizy przestrzennej regionów Polski pod względem procesów starzenia się społeczeństwa jak i mobilności terytorialnej. Badania empiryczne podjęte w pracy zostały przeprowadzone przy wykorzystaniu danych zastanych z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego.

Do oceny zróżnicowania regionów Polski na poziomie NTS 2 układu terytorialnego wykorzystano narzędzie wielowymiarowej analizy porównawczej – wzorcową miarę rozwoju Hellwiga. Opis zmian w badanych procesach został dokonany przy pomocy wybranych wskaźników dotyczących cech i zjawisk demograficznych opisujących populację Polski w podziale na regiony. Dzięki wykorzystaniu typologii Webba było możliwe określenie relacji składników wpływających na ogólny bilans ludności oraz wyodrębnienie ośmiu typów od A do H, aby móc je dopasować do poszczególnych regionów. Webb korzystał z dwóch zmiennych tj. przyrost naturalny oraz saldo migracji ludności zamieszkującej dany obszar.

W pracy użyto również narzędzia zwanego trójkątem Osanna, który prezentuje zjawiska o trójdzielnej strukturze i dlatego zastosowano tutaj podział ludności ze względu na ekonomiczne grupy wieku. Uzyskano w ten sposób podział na sześć klas, wyznaczający trzy typy demograficzne: młodości, stabilizacji oraz starzenia w demografii. Prace empiryczne podejmujące tę tematykę mogą zwiększyć wiedzę w zakresie kształtowania się poruszanych w pracy procesów demograficznych tj. ruch wędrowny i starzenie się społeczeństwa. Wszystkie te działania mogą pomóc w wypracowaniu skutecznych działań mogących polepszyć sytuację demograficzną regionów Polski.

LITERATURA

- [1] BAŁ A.: *Porządkowanie liniowe obiektów metodą Hellwiga i TOPSIS – analiza porównawcza*. Wrocław: Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Taksonomia 26 Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania 2016, nr 426.
- [2] KORYCKA-SKORUPA J.: *Trójkąt Osanna jako forma prezentacji danych statystycznych i legenda map tematycznych*. Polski Przegląd Kartograficzny 2007, tom 39, nr 4.
- [3] KURKIEWICZ J.: *Procesy demograficzne i metody ich analizy*. Kraków, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie 2010. https://www.researchgate.net/publication/315834346_Procesy_demograficzne_i_metody_ich_analiz [dostęp 15.03.2021].
- [4] KUPIEC L.: *Demografia w gospodarce przestrzennej*. Białystok: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Finansów i Zarządzania w Białymstoku 2011.
- [5] OKÓLSKI M.: *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar 2005.
- [6] OSTASIEWICZ W.: *Statystyczne metody analizy danych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu 1999.

Źródła internetowe:

- [7] Sigma Kwadrat. Lubelski konkurs statystyczno-demograficzny. Urząd Statystyczny Lublin 2017, https://lublin.stat.gov.pl/files/gfx/lublin/pl/defaultstrona-opisowa/1244/1/1/typologia_regionalizacja_2017.pdf
- [8] Bank Danych Lokalnych Główny Urząd Statystyczny www.stat.gov.pl [dostęp 15.02.2021].

Helena Pieczarka

Politechnika Opolska
Wydział Ekonomii i Zarządzania
ul. Luboszycka 7
45-036 Opole
h.pieczarka@student.po.edu.pl



POLITECHNIKA
OPOLSKA

ISSN 2353-8899

