

Maria Klonowska-Matynia^a

Zdrowotne aspekty zróżnicowania kapitału ludzkiego w ujęciu regionalnym

Streszczenie. Celem badania przedstawionego w artykule jest określenie poziomu i ocena rozkładu przestrzennego kapitału ludzkiego definiowanego w obszarze jakości zdrowia oraz wydatków na ochronę zdrowia *per capita*. Analizę przeprowadzono w ujęciu przestrzennym na poziomie NUTS 2 dla lat 2013—2015; głównym źródłem danych był Bank Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS). Wykorzystano taksonomiczne metody hierarchizacji (bezwzorcowe) i klasyfikacji obiektów wielocechowych. W rezultacie każdemu obiektowi przypisano miary syntetyczne — względny wskaźnik poziomu kapitału ludzkiego definiowanego w obszarze jakości zdrowia oraz względny wskaźnik poziomu wydatków na ochronę zdrowia *per capita*. Przyjęto założenie, że rozkład kapitału ludzkiego jest nierównomierny i pozostaje w związku z wielkością wydatków na ochronę zdrowia oraz że wyższe wydatki na ochronę zdrowia są ponoszone w regionach o relatywnie niższym kapitale ludzkim.

Wyniki analiz pozytywnie weryfikują występowanie przestrzennego zróżnicowania kapitału ludzkiego i wydatków na ochronę zdrowia, zarówno w odniesieniu do poszczególnych zmiennych diagnostycznych, jak i do miar syntetycznych. Nie potwierdziły jednak związku pomiędzy rozkładami przestrzennymi analizowanych cech.

Słowa kluczowe: kapitał ludzki, zdrowie, zróżnicowanie, region.

Health aspects of human capital differentiation in Poland. The regional approach

Summary. The objective of the article is to determine the level and assess the spatial differentiation of human capital defined in the area of health quality and expenses for health *per capita*. The analysis was carried out in spatial terms at the NUTS 2 level for the years 2013—2015; the main source of data was the Local Data Bank of Statistics Poland. Taxonomic hierarchization methods (model-free) and classification of multi-feature objects were used. As a result, each object has been assigned a synthetic measure — relative indicator of the level of human capital defined in the area of health quality and a relative indicator of the level of expenses on health *per capita*. It has been assumed that the distribution of human capital is uneven and remains in relation to the amount of expenses on health care and that higher expenses on health care are borne in regions with a relatively lower human capital.

The results of the analyses positively verify the existence of spatial diversity of human capital and expenses on health care, both in relation to individual diagnostic variables and to synthetic measures. However, they did not confirm the relationship between the spatial distributions of the analyzed features.

Keywords: human capital, health, differentiation, region.

JEL: J24, I15

^a Politechnika Koszalińska, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Założenia teorii kapitału ludzkiego oraz termin *kapitał ludzki* zostały sformułowane w latach 60. XX w., głównie dzięki pracom Theodore'a Schultza (1961), Jacoba Mincera (1958) i Gary'ego Beckera (1964). Przez pierwsze kilka dekad kapitał ludzki utożsamiano głównie z edukacją formalną, zwłaszcza z wykształceniem i czasem poświęconym na edukację (Becker, 1964; Mincer, 1958; Schultz, 1961). Na przestrzeni kolejnych lat pojemność definicyjna kapitału ludzkiego rozszerzyła się o aspekt zdrowia fizycznego, głównie dzięki opublikowanej w 1972 r. pionierskiej pracy Michaela Grossmana *On the Concept of Health Capital and the Demand for Health*. Włączenie zagadnień zdrowia do składowych kapitału ludzkiego poparli także inni autorzy, argumentując, że dobry stan zdrowia jest podstawowym warunkiem życia ludzkiego i społecznego dobrobytu (Barro, 1991; Keeley, 2007; Mirvis, Chang i Cosby, 2008; Schuller, Preston, Hammond, Brassett-Grundy i Bynner, 2004; Weil, 2005). Wieloletnie badania dowodzą, że — w ujęciu mikroekonomicznym — osoby lepiej wykształcone cechuje znacznie wyższa wartość oczekiwanej długości życia i wyższy poziom zadowolenia, a zagrożenie jednostki ubóstwem oraz prawdopodobieństwo zachowań niebezpiecznych dla zdrowia, takich jak: nadużywanie alkoholu, nikotynizm czy otyłość, są przeciętnie mniejsze niż wśród osób z niższym wykształceniem lub bez wykształcenia (Brunello, Fort, Schneeweis i Winter-Ebmer, 2016; Chevalier i Feinstein, 2007; Heckman, Stixrud i Urzua, 2006; Kuntsche, Rehm i Gmel, 2004; Oreopoulos, 2006). Choroby wpływają bezpośrednio na obniżenie aktywności ekonomicznej danej jednostki na rynku pracy i zmniejszają uzyskiwane przez nią dochody (Callander, Schofield i Shrestha, 2012), przez co przyczyniają się do spowolnienia tempa wzrostu gospodarczego, i to nie tylko w czasie ich występowania, lecz także w przyszłości. Konsekwencje chorób i złego stanu zdrowia w skali makroekonomicznej powodują konieczność zwiększania wydatków publicznych na opiekę zdrowotną i pomoc socjalną przy jednoczesnym spadku aktywności ludności w innych obszarach życia społecznego.

W badaniu przedstawianym w niniejszym artykule poszukiwano odpowiedzi na pytanie, jaki jest poziom kapitału ludzkiego definiowanego w obszarze jakości zdrowia oraz na jakim poziomie kształtują się wydatki (tzw. inwestycje) *per capita* na zdrowie publiczne w regionach w Polsce. Zgodnie z nomenklaturą GUS przyjęto, że region odpowiada terytorialnie granicom administracyjnym województwa. W analizie wykorzystano taksonomiczne metody hierarchizacji (bezwzorcowe) i grupowania obiektów. W efekcie każdemu obiektowi przypisano dwie miary syntetyczne odzwierciedlające ogólny poziom:

- kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia — *WSKLz*;
- wydatków na ochronę zdrowia *per capita* — *WSWOz*.

W drodze porządkowania liniowego opracowano klasyfikację regionów, przyporządkowując je do jednej z trzech klas: o wysokim, średnim lub niskim poziomie osobno pod względem kapitału ludzkiego i osobno pod względem wydatków na ochronę zdrowia *per capita*. Tak przygotowany materiał empiryczny stanowił podstawę do zweryfikowania zależności przestrzennego poziomu kapitału ludzkiego

w obszarze jakości zdrowia od rozkładu przestrzennego wydatków na ochronę zdrowia. Przyjęto założenie, że wyższe wydatki na ochronę zdrowia ponoszą regiony cechujące się niższym poziomem kapitału ludzkiego niż przeciętny w kraju. Analizy przestrzenne przeprowadzono w układzie regionalnym NUTS 2. Głównym źródłem danych był Bank Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS).

ZAKRES DANYCH I METODA BADAŃ

Podejście empiryczne do problemu wymaga precyzyjnego przełożenia terminu *kapitał ludzki w obszarze jakości zdrowia* na język wskaźników diagnostycznych, co jest zadaniem dość trudnym ze względu na jego niematerialny charakter (Klonowska-Matynia, 2016, 2017; Czapiński, 2008). Popularnie istotę kapitału ludzkiego wyraża się poziomem wykształcenia, doświadczeniem zawodowym czy wielkością migracji (Fägerlind, 1975; Hause, 1972, 1975; Taubman i Wales, 1974), rzadziej przez aspekt zdrowia fizycznego (McDonald i Roberts, 2002; Mushkin, 1962) czy psychicznego (Luthans, Luthans i Luthans, 2004). W omawianym badaniu poszukiwano odpowiednich wskaźników empirycznych, które w sposób optymalny i dostępny charakteryzowałyby badane regiony pod względem kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia i jego składowych. Ich wyboru dokonano na podstawie kryteriów merytorycznych, z jednoczesnym uwzględnieniem niezależności wymaganej w metodach taksonomicznych (uzasadnienie merytoryczne miało znaczenie pierwszoplanowe, gdyż konieczność dobrego reprezentowania ogólnego kryterium charakterystyki i oceny z góry uniemożliwia znalezienie cech nieskorelowanych parami).

Jak wynika z literatury, o jakości kapitału ludzkiego w obszarze zdrowia, a tym samym o efektywności ekonomicznej społeczności danego regionu decydują m.in. czynniki demograficzne, przede wszystkim struktura demograficzna i potencjał młodości zasobów pracy (Klonowska-Matynia, 2016; Stanny, 2010). W niniejszym badaniu strukturę demograficzną opisano za pomocą wskaźnika potencjału młodości zasobów pracy, obrazującego relację liczby osób w wieku przedprodukcyjnym do liczby osób w wieku poprodukcyjnym. Zmienna ta wykazuje cechy zróżnicowania regionalnego. Korzystną strukturą demograficzną cechują się mieszkańcy województw: warmińsko-mazurskiego, pomorskiego (wskaźnik młodości ok. 110%), wielkopolskiego i podkarpackiego (odpowiednio: 108 i 106%). Niekorzystna struktura zasobów pracy charakteryzuje województwa: łódzkie (79%) oraz opolskie, świętokrzyskie i śląskie (po ok. 83%) (BDL GUS).

Drugi wskaźnik empiryczny wykorzystany do konstrukcji miary $WSKL_z$ obrazuje poziom starości zasobów pracy, wyliczony na podstawie stosunku liczby osób w wieku niemobilnym do liczby osób w wieku produkcyjnym. Z aktualnych danych dla Polski wynika, że regionalnie najmłodsze zasoby pracy występują w województwach: mazowieckim, wielkopolskim, podkarpackim i małopolskim

(średnia wartość wskaźnika starości zasobów pracy wynosiła ok. 35,5%), podczas gdy w województwach: opolskim, łódzkim, śląskim i zachodniopomorskim proporcje wiekowe są mocno zachwiane (BDL GUS). Prognozy demograficzne dla Polski do 2035 r. przewidują dalsze niekorzystne zmiany struktury ludności, zarówno pod względem rozmiarów podaży zasobów siły roboczej, jak i zmian w relacji do innych grup wieku ludności. Najgwałtowniejszy spadek przewidywany jest w grupie osób w wieku produkcyjnym mobilnym (Hajec, 2015). Wzrośnie także — do ok. 27,5% w 2035 r. — udział osób w wieku produkcyjnym niemobilnym (24,3% w 2007 r.). W ostatnich latach w Polsce obserwuje się wolniejsze tempo spadku natężenia zgonów niż w latach 90. XX w. (BDL GUS). Utrzymanie się tej tendencji przełoży się na powolny wzrost przeciętnego dalszego trwania życia i nieuchronnie będzie wpływać na przyspieszenie procesu starzenia się polskiego społeczeństwa.

Długość życia w Polsce jest zróżnicowana regionalnie. Na podstawie danych z BDL GUS można stwierdzić, że od wielu lat najkrócej żyją mieszkańcy woj. łódzkiego, a najdłużej — małopolskiego i podkarpackiego. Długość trwania życia w swoisty sposób obrazuje żywotność zasobów ludzkich. Jednak ze względu na bardzo niski współczynnik zmienności tej zmiennej ($V < 0,01$) (Sobczyk, 1983) do modelu wprowadzono alternatywne wskaźniki empiryczne. Z danych dostępnych w statystyce publicznej wybrano dwie cechy — zgony niemowląt oraz zgony z powodu chorób, głównie nowotworów i chorób układu krążenia (ChUK). Poziom umieralności niemowląt w Polsce okazuje się wyższy niż przeciętny w Unii Europejskiej (UE). W 2015 r. na każde 10 tys. urodzeń żywych w Polsce zmarło 50 niemowląt, podczas gdy w UE przeciętnie tylko 41. Z kolei ChUK od wielu lat są największym zagrożeniem życia i główną przyczyną umieralności ludności Polski, a także innych krajów europejskich. Według danych Eurostatu w 28 krajach UE z tego powodu corocznie umiera blisko 2 mln osób. W Polsce umieralność z powodu ChUK wykazuje cechy zróżnicowania regionalnego — ponadprzeciętnie wysoki jej poziom obserwuje się wśród mieszkańców woj. łódzkiego, najniższy zaś w województwach: podkarpackim, pomorskim i małopolskim (BDL GUS; Strzelecki, 2015).

Kolejną cechą wytypowaną do wyrażenia kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia były porady lekarskie. Cecha ta zachowuje się ambiwalentnie. Z jednej strony liczne porady mogą wynikać z wysokiej zachorowalności, z drugiej — być wyrazem troski pacjenta o własną profilaktykę zdrowotną (częste wizyty kontrolne czy okresowe badania podstawowe w ciągu roku). Nie jest to jednak prawidłowość. Analiza danych GUS wskazuje, że najczęściej z porad lekarskich korzystają mieszkańcy woj. łódzkiego, ale jednocześnie umieralność w tej części kraju jest najwyższa, podczas gdy w woj. małopolskim liczba udzielonych porad lekarskich na 1000 mieszkańców kształtuje się na poziomie 3895, a umieralność jest najniższa w kraju (BDL GUS).

O kondycji zdrowotnej społeczeństwa może świadczyć również poziom niepełnosprawności. Wyniki badań empirycznych podjętych m.in. przez Agnieszkę Jaku-

bowską pokazują, że zarówno całkowita i czasowa niezdolność do pracy, jak i absencja chorobowa są istotnymi determinantami produktywności kapitału ludzkiego. Ekonomiści wyjaśniają produktywność w różny sposób, niemniej jednak istnieje powszechna zgoda, że właśnie ten czynnik pobudza wzrost gospodarczy (Jakubowska, 2016b; Keeley, 2007). Najwyższy poziom zagrożenia utraty produktywności określono aż dla pięciu regionów w Polsce, a mianowicie województw: kujawsko-pomorskiego, zachodniopomorskiego, śląskiego, warmińsko-mazurskiego i łódzkiego (Jakubowska, 2016a). Do pomiaru kapitału ludzkiego w niniejszym badaniu wykorzystano wskaźnik określający udział osób niepełnosprawnych w wieku produkcyjnym w ogólnej liczbie osób w wieku produkcyjnym. Opisano tym samym stopień nieczynności zasobów pracy w każdym regionie Polski.

Powszechnie w literaturze przedmiotu do wyrażenia potencjału i poziomu vitalności zasobów ludzkich wykorzystuje się również dwie inne cechy: przyrost naturalny i liczbę urodzeń żywych. Polska od lat odnotowuje ujemny przyrost naturalny (według danych GUS $-1,5\%$ w 2016 r.). Mała liczba urodzeń utrzymuje się od ćwierćwiecza i nie gwarantuje już prostej zastępowalności pokoleń. Obie wymienione zmienne wykazują cechy zróżnicowania regionalnego. Zwarty koncentrycznie obszar o ujemnym przyroście i wysokiej umieralności rozciąga się od południowo-zachodniej Polski na wschód, przez województwa łódzkie i świętokrzyskie po tzw. ścianę wschodnią (z wyłączeniem dwóch województw południowo-wschodniej Polski — małopolskiego i podkarpackiego); taka sama sytuacja panuje w woj. zachodniopomorskim (Strzelecki, 2015). Ze względu na stosunkowo silne skorelowanie cech zrezygnowano jednak z włączenia ich do modelu.

Dobór zmiennych diagnostycznych do modelu opisującego zjawisko złożone zazwyczaj budzi wiele wątpliwości. Znaczenie wszystkich zmiennych uwzględnionych w testowanym modelu jest niezwykle istotne dla funkcjonowania gospodarki, zmienne te mogą bowiem determinować poziom ogólnej efektywności regionalnych rynków pracy i istotnie je różnicować. W przypadku omawianego badania należy pamiętać, że analizowano relatywny poziom zasobów, oceniając go w odniesieniu do innych jednostek poddawanych analizie. Miara syntetyczna stanowi więc wypadkową pozycji danego regionu w poszczególnych rozkładach, według poszczególnych cech. Do oszacowania $WSKL_z$ wykorzystano następujące cechy (w nawiasie podano ich charakter: stymulanta — S, destymulanta — D):

- X_{KL1} — zgony ludności (z powodu ChUK i nowotworów) na 1000 mieszkańców (D);
- X_{KL2} — wskaźnik potencjału młodości zasobów pracy (S);
- X_{KL3} — zgony niemowląt na 1000 urodzeń (S);
- X_{KL4} — udział osób niepełnosprawnych w wieku produkcyjnym w ogólnej liczbie osób w wieku produkcyjnym (D);
- X_{KL5} — wskaźnik starości zasobów pracy (D);
- X_{KL6} — porady lekarskie na 1000 mieszkańców (D/S).

W świetle klasycznej teorii kapitału ludzkiego jedną z podstawowych form powiększania kapitału ludzkiego są inwestycje, rozumiane jako wydatki ponoszone na takie sfery życia społeczno-gospodarczego, jak: edukacja, szkolnictwo, badania i rozwój, profilaktyka zdrowotna i opieka medyczna (Becker, 1962; Domański, 1990; Mincer, 1958). Podjęto także próbę oceny, czy pomiędzy oszacowanymi miarami syntetycznymi istnieje współzależność. Podstawę analizy stanowiło założenie, że teoretycznie jakość zdrowia jest wyznacznikiem kapitału ludzkiego i wydajności pracy, zatem każdy rodzaj inwestycji w ochronę zdrowia powinien przyczyniać się do wzrostu dochodu narodowego, chociaż wyniki badań nie rozstrzygają jednoznacznie tej kwestii (Jakubowska, 2016a; William i Lewis, 2009). Wybierając zmienne do oszacowania $WSWO_z$, kierowano się zasadą, aby wszystkie wskaźniki empiryczne optymalnie oddawały charakter inwestycji w ochronę zdrowia. Podobnie jak w przypadku pomiaru kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia, także w przypadku tej miary uwzględniono dostępność danych w statystyce publicznej oraz stopień zmienności cech ($V \geq 0,1$) (Sobczyk, 1983). Ostatecznie w modelu uwzględniono trzy kategorie inwestycji związanych z ochroną zdrowia społecznego:

- X_{WO1} — wydatki na przeciwdziałanie alkoholizmowi *per capita* (D/S);
- X_{WO2} — wydatki inwestycyjne na kulturę fizyczną *per capita* (S);
- X_{WO3} — wydatki inwestycyjne na ochronę zdrowia *per capita* (S).

Oszacowane związki korelacyjne pomiędzy cechami empirycznymi opisującymi kapitał ludzki w obszarze zdrowia (tabl. 1) ani inwestycje na ochronę zdrowia (tabl. 2) nie wykazują nadmiernie silnych współzależności liniowych, można zatem uznać, że w zastosowanym modelu nie dojdzie do zbytowego powielania podobnych informacji.

TABL. 1. ZWIĄZKI KORELACYJNE POMIĘDZY CECAMI OPISUJĄCYMI KAPITAŁ LUDZKI W OBSZARZE ZDROWIA ($WSKL_z$)

Zmienne	X_{KL1}	X_{KL2}	X_{KL3}	X_{KL4}	X_{KL5}	X_{KL6}
X_{KL1}	1,00	0,47	0,40	0,55	-0,32	1,00
X_{KL2}	-0,71	1,00	0,10	0,56	-0,79	-0,71
X_{KL3}	0,24	-0,19	1,00	0,37	0,20	0,24
X_{KL4}	0,06	0,20	0,37	1,00	-0,19	0,06
X_{KL5}	0,69	-0,79	0,56	0,10	1,00	0,69
X_{KL6}	0,46	-0,32	0,55	0,40	0,47	1,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL GUS.

TABL. 2. ZWIĄZKI KORELACYJNE POMIĘDZY KATEGORIAMI WYDATKÓW NA OCHRONĘ ZDROWIA ($WSWO_z$)

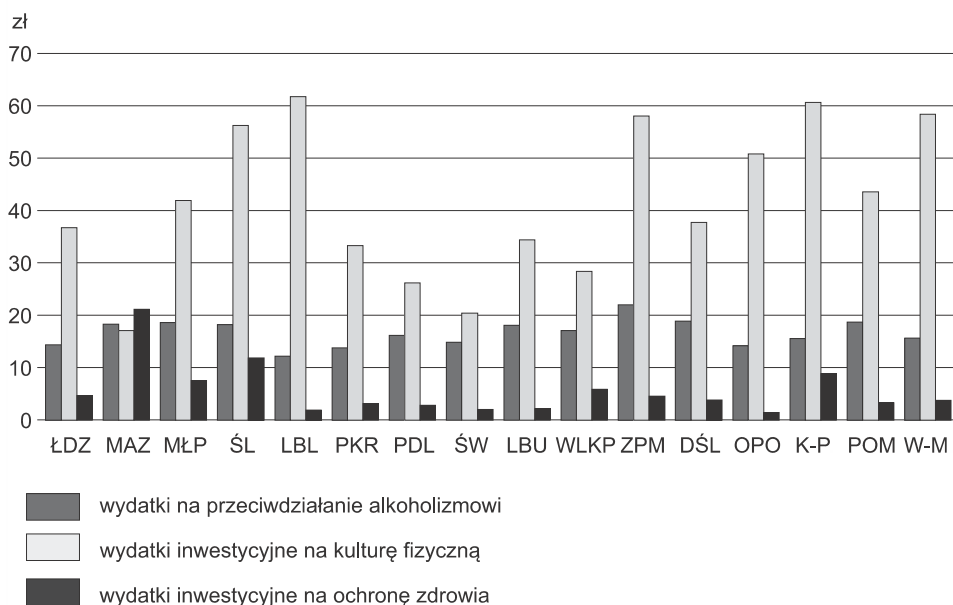
Zmienne	X_{WO1}	X_{WO2}	X_{WO3}
X_{WO1}	1,00	-0,20	0,33
X_{WO2}	-0,03	1,00	-0,03
X_{WO3}	0,33	-0,20	1,00

Źródło: jak przy tabl. 1.

Według danych GUS średnie wydatki na ochronę zdrowia *per capita* w Polsce wynoszą ok. 36 zł, najmniej w skali kraju (ok. 22 zł) w woj. podkarpackim, a ponad trzykrotnie więcej i jednocześnie najwięcej w kraju w woj. mazowieckim (ok. 71 zł). Ponadto analiza rodzajowa wykazała, że najwyższe średnie nakłady *per capita* ponoszono na kulturę fizyczną (ok. 42 zł), a znacznie niższe (16,7 zł) na przeciwdziałanie alkoholizmowi (por. wyk. 1). W celu oszacowania różnic pomiędzy regionami pod względem wielkości wydatków na ochronę zdrowia zastosowano wskaźnik zróżnicowania:

$$I(X_j) = \frac{\max_{i=1,\dots,r} x_{ij}}{\min_{i=1,\dots,r} x_{ij}} \quad \min_{i=1,\dots,r} x_{ij} > 1 \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

WYKR. 1. WYBRANE RODZAJE WYDATKÓW NA OCHRONĘ ZDROWIA *PER CAPITA* (średnia za okres 2013—2015) — UJĘCIE REGIONALNE



U w a g a. DŚL — dolnośląskie, K-P — kujawsko-pomorskie, LBL — lubelskie, LBU — lubuskie, ŁDZ — łódzkie, MŁP — małopolskie, MAZ — mazowieckie, OPO — opolskie, PKR — podkarpackie, PDL — podlaskie, POM — pomorskie, ŚL — śląskie, ŚW — świętokrzyskie, W-M — warmińsko-mazurskie, WLKP — wielkopolskie, ZPM — zachodniopomorskie.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Bardzo silne zróżnicowanie regionalne zaobserwowano w grupie wydatków inwestycyjnych na ochronę zdrowia *per capita* $I(X)=14,8$. Średnie wydatki *per capita* w skali kraju wynosiły ok. 6 zł, ale w woj. opolskim było to 1,4 zł, a w mazowieckim ok. 21 zł, co oznacza ponad piętnastokrotną różnicę. Zdecydowanie mniejsze rozwarstwienie obserwowano w obszarze wydatków na ochronę zdrowia ogółem

i na kulturę fizyczną (wskaźnik zróżnicowania wyniósł ok. 3,5), a najniższe w grupie wydatków na przeciwdziałanie alkoholizmowi (1,8). Warto dodać, że najwyższe nakłady *per capita* na przeciwdziałanie alkoholizmowi ponosi się w woj. zachodniopomorskim (22 zł), najniższe — w woj. śląskim (12 zł).

Pomiar zjawisk złożonych, do jakich należy kapitał ludzki, wymaga zastosowania odpowiednich metod. Do oszacowania miar $WSKL_z$ i $WSWO_z$ posłużono się powszechnie wykorzystywaną w przypadku zjawisk społeczno-gospodarczych taksonomiczną metodą hierarchizacji i grupowania obiektów (por. Balcerzak, 2014; Malinowski, 2016; Mroczek i Tokarski, 2013; Stec i Janas, 2005; Wronowska, 2016).

Główną właściwością badania zjawisk złożonych jest ich rozpatrywanie porównawcze w r obiektach: W_1, W_2, \dots, W_r (2014). Każdy obiekt jest opisany przez n zmiennych diagnostycznych. Bazując na zbiorze zmiennych, procedurę badawczą oparto na oszacowaniu zmiennej syntetycznej, która stanowi podstawę do dalszych analiz i porównań. Opisana procedura miała zastosowanie dwukrotnie, tj. do oszacowania kapitału ludzkiego dla poszczególnych regionów oraz oszacowania inwestycji w kapitał ludzki w obszarze jakości zdrowia.

Na pierwszym etapie badania dokonano doboru i selekcji zmiennych diagnostycznych w celu utworzenia macierzy w postaci $\mathbf{X}=[x_{ij}]$ (Kukuła, 2014):

$$\mathbf{X} = [x_{ij}] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{r1} & x_{r2} & \dots & x_{rn} \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, r$$

$$j = 1, \dots, n$$

gdzie:

i — obiekt (region),

j — zmienna diagnostyczna.

Każdy obiekt był charakteryzowany przez wektor zmiennych diagnostycznych w postaci:

$$\mathbf{x}_i = [x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}, \dots, x_{in}] \quad i = 1, \dots, r \quad (3)$$

Następnie zmienne diagnostyczne zakwalifikowano do jednej z trzech klas: stymulant (S), destymulant (D) bądź nominant (N)¹.

¹ Stymulanty to zmienne diagnostyczne, których wzrost wartości należy kojarzyć ze wzrostem oceny zjawiska złożonego. W przypadku destymulant wzrost wartości powoduje obniżenie oceny zjawiska. Znacznie rzadziej w badaniach empirycznych pojawiają się nominanty — zmienne diagnostyczne, które charakteryzuje jedna wartość, względnie przedział wartości.

W kolejnym kroku zmienne diagnostyczne poddano normalizacji², aby zapewnić ich porównywalność. Posłużono się formułą (Kukuła, 2014):

dla stymulant:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_{k=1, \dots, r} x_{kj}}{\max_{k=1, \dots, r} x_{kj} - \min_{k=1, \dots, r} x_{kj}} \quad (4)$$

dla destymulant:

$$z_{ij} = \frac{\max_{k=1, \dots, r} x_{kj} - x_{ij}}{\max_{k=1, \dots, r} x_{kj} - \min_{k=1, \dots, r} x_{kj}} \quad (5)$$

$$z_{ij} \in (0,1) \quad i = 1, 2, \dots, r \quad j = 1, 2, \dots, n$$

W efekcie dokonano przekształcenia oryginalnych cech X w cechy unormowane Z . Macierz \mathbf{X} o wymiarach $(r \times n)$ przechodzi zatem w macierz \mathbf{Z} o tych samych wymiarach w postaci:

$$\mathbf{Z} = (z_{ij}) = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1n} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{r1} & z_{r2} & \dots & z_{rn} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Każdy obiekt opisano wektorem unormowanych cech w postaci:

$$\mathbf{z}_i = [z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{in}] \quad i = 1, \dots, r \quad (7)$$

W kolejnym kroku przeprowadzono agregację zmiennych cząstkowych, zgodnie z formułą:

$$q_i = \sum_{j=1}^n z_{ij} \quad i = 1, \dots, r \quad (8)$$

W efekcie podzielenia wartości q_i przez liczbę zmiennych diagnostycznych n otrzymano zmienne syntetyczne Q_i w i -tym obiekcie, wyrażające ocenę każdego z badanych obiektów (regionów), zawierającą się w przedziale $(0, 1)$. Na podstawie oszacowanych wartości wskaźnika syntetycznego Q_i dokonano porządkowania liniowego obiektów ze względu na poziom danego zjawiska złożonego w taki sposób, że pierwsze miejsce zajął obiekt o najwyższej wartości Q_i , ostat-

² Formuły normujące zmienne diagnostyczne należące do nominant pominięto, ponieważ nie pojawiły się w zbiorze zmiennych diagnostycznych wykorzystanych w badaniu.

nie zaś — obiekt o najniższej wartości Q_i . Do przeprowadzenia klasyfikacji obiektów wyznaczono rozstęp zmiennej Q_i :

$$R(Q) = \max_{i=1,2,\dots,r} Q_i - \min_{i=1,2,\dots,r} Q_i \quad (9)$$

Na podstawie tak ustalonego rozstępu wyznaczono trzy klasy obiektów o jednakowej rozpiętości.

HIERARCHIZACJA I KLASYFIKACJA REGIONÓW POD WZGLĘDEM POZIOMU KAPITAŁU LUDZKIEGO W OBSZARZE JAKOŚCI ZDROWIA

Zastosowanie opisanej powyżej procedury pozwoliło dokonać syntetycznej oceny różnicowania przestrzennego regionów w Polsce pod względem kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia ($WSKL_z$). Regiony uporządkowano od najwyższej do najniższej wartości wskaźnika oraz dokonano ich grupowania w trzech klasach: o wysokim, średnim i niskim poziomie miary syntetycznej $WSKL_z$ (tabl. 3).

**TABL. 3. HIERARCHIZACJA I KLASYFIKACJA REGIONÓW
ZE WZGLĘDU NA WARTOŚĆ $WSKL_z$**

Miejsce województwa w hierarchii	$WSKL_z$	$WSKL_z$ relatywny w %	Klasa/ średnia wartość wskaźnika w danej klasie	Udział regionów w klasie w %	Współczynnik różnicowania w danej klasie $I(X_j)$
16 — łódzkie	0,134	-74	III 0,302	25	2,9
15 — śląskie	0,290	-44			
14 — zachodniopomorskie	0,392	-25			
13 — dolnośląskie	0,392	-25			
12 — świętokrzyskie	0,405	-22			
11 — opolskie	0,431	-17	II 0,469	44	1,3
10 — lubelskie	0,452	-13			
9 — lubuskie	0,456	-12			
8 — kujawsko-pomorskie	0,489	-6			
7 — podlaskie	0,513	-1			
6 — warmińsko-mazurskie	0,534	3	I 0,767	31	1,4
5 — wielkopolskie	0,652	25			
4 — podkarpackie	0,722	39			
3 — mazowieckie	0,769	48			
2 — pomorskie	0,794	53			
1 — małopolskie	0,900	73			
Średnia wartość $WSKL_z$	0,517	100		x	
Współczynnik różnicowania $I(X_j)$	6,7	x		x	

U w a g a. $WSKL_z$ relatywny obliczono jako stosunek $WSKL_z$ regionu do średniej wartości dla Polski.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

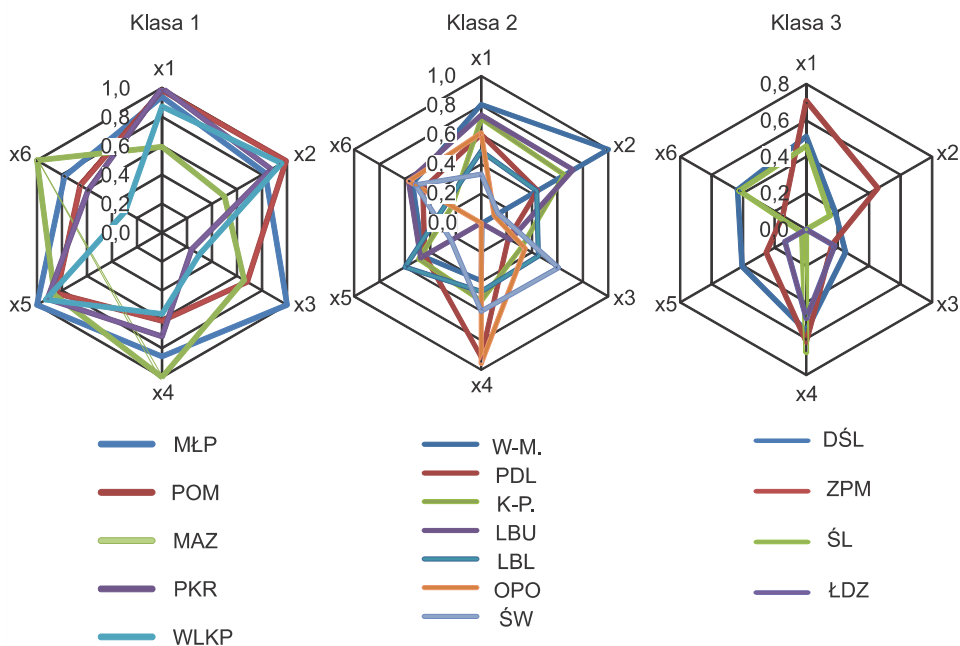
Ocenia się, że najwyższym poziomem kapitału ludzkiego w obszarze zdrowia cechuje się pięć województw: małopolskie, pomorskie, mazowieckie, podkarpackie i wielkopolskie. W tych regionach jest on ponad półtora raza wyższy niż przeciętnie w kraju. Wyjaśnienia tego stanu rzeczy można upatrywać m.in. w tym, że (poza woj. podkarpackim) są to najbardziej rozwinięte pod względem społeczno-gospodarczym regiony w Polsce, a ich stolicy mają charakter metropolii i pełnią funkcje regionalnych ośrodków rozwoju. Znamionną cechą tych miast oraz obszarów przyległych (suburbiiów) są młode zasoby pracy i korzystny naturalny ruch demograficzny, wyrażający się dodatnim przyrostem naturalnym o cechach ekspansji ludnościowej i inwestycyjnej. Ponadto przeciętne wynagrodzenia w tych regionach są wyższe niż w pozostałych, a jak powszechnie wiadomo, czynnik finansowy wpływa na decyzję o posiadaniu potomstwa. Nie zaskakuje zatem, że w świetle prognoz do 2030 r. saldo migracji wewnętrznych w tych regionach będzie dodatnie. Województwo podkarpackie, chociaż nie ma stolicy o cechach metropolii, jest jednym z nielicznych regionów w Europie o silnym przyroście naturalnym (1,8), gdzie ludność poniżej 25. roku życia stanowi 36% mieszkańców, a 30% (60 tys.) mieszkańców Rzeszowa to studenci (GUS, 2009).

Zwarty koncentrycznie obszar o niskim poziomie kapitału obejmuje województwa: opolskie, świętokrzyskie, śląskie i łódzkie. W przypadku woj. śląskiego jest to zaskakujące, ponieważ atrakcyjność inwestycyjną tego województwa ocenia się jako najwyższą w kraju (Izakowski, 2017; Wąsowski, 2014). Największy deficyt zaobserwowano w woj. łódzkim. $WSKL_z$ dla tego regionu stanowi 74% średniej krajowej i jest prawie siedmiokrotnie mniejszy niż u liderów — województw małopolskiego czy pomorskiego. Jest to przede wszystkim rezultat ujemnego naturalnego ruchu ludności tego regionu, wysokiej i rosnącej tendencji śmiertelności z powodu chorób nowotworowych i układu krążenia oraz procesów suburbanizacji (Szukalski, 2018). Dodatkowo słabą stroną w ocenie potencjału zdrowotnego ludności tego regionu jest zachwiana struktura wiekowa zasobów pracy. Tę dysproporcję obrazują najniższy w kraju udział osób w wieku przedprodukcyjnym w ogólnej liczbie produkcyjnych i jednocześnie najwyższy w kraju udział osób niemobilnych w zasobach osób w wieku produkcyjnym. Zjawiska te w perspektywie kolejnych lat mogą się przyczynić do silnej depopulacji tego regionu. Według prognozy GUS do 2030 r. liczba mieszkańców woj. łódzkiego zmniejszy się o kolejne 11,5%. Procesy wyludniania obejmą zarówno obszary miejskie, jak i wiejskie tego regionu (odpowiednio: 16,3 i 2,7%). Jeszcze silniejsze zmiany przewiduje się dla województw opolskiego (17,1%) i śląskiego (15,6%) (US w Łodzi, 2005). Należy w tym miejscu wspomnieć o ruchu migracyjnym. Zgodnie z prognozą GUS woj. łódzkie będzie należeć do grupy województw cechujących się ujemnym saldem migracji (GUS, 2009).

Szczegółową charakterystykę kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia mieszkańców przeprowadzono dla poszczególnych klas wyróżnionych ze względu

na wartość $WSKL_z$ (por. tabl. 3 i wykr. 2). Klasyfikacji regionów dokonano *ex post* (por. Stola, 1987). W wyniku analizy danych empirycznych wyróżniono klasy optymalnie oddające wzajemne podobieństwa i różnice obserwowane w zbiorze analizowanych jednostek przestrzennych (wykr. 2).

**WYKR. 2. ZRÓŻNICOWANIE KAPITAŁU LUDZIEGO
W OBSZARZE JAKOŚCI ZDROWIA — PORÓWNANIE MIĘDZYREGIONALNE**



U w a g a. Jak przy wykr. 1. Klasy ze względu na poziom $WSKL_z$: 1 — wysoki, 2 — średni, 3 — niski.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

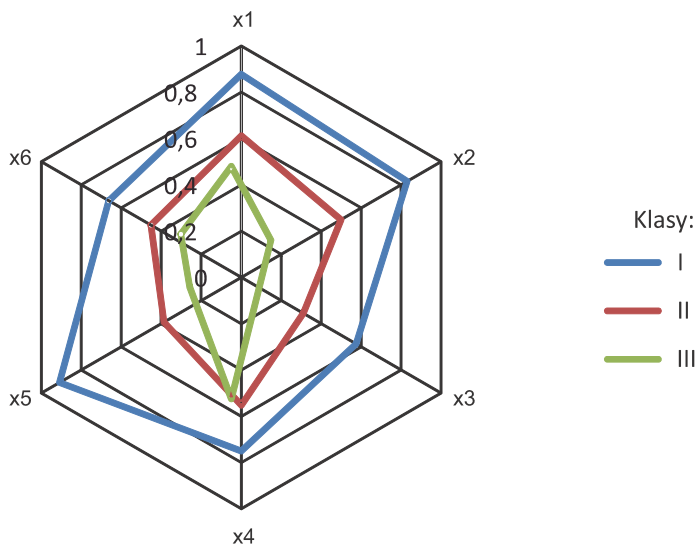
Regiony skupione w klasie I to obszary wysokiego poziomu kapitału zdrowotnego. Cechują się niższą niż przeciętna umieralnością noworodków i umieralnością osób z powodu ChUK oraz najniższym na tle kraju udziałem osób niepełnosprawnych w liczbie produkcyjnych. Największe wewnętrzne zróżnicowanie wykazują regiony skupione w klasie II, o przeciętnym poziomie kapitału ludzkiego. Dla przykładu — niepełnosprawność w województwach opolskim i podlaskim należy do najwyższych w kraju, a w woj. lubuskim jest ona najwyższa. Równie silne dysproporcje występują pomiędzy województwami warmińsko-mazurskim a zachodniopomorskim w obszarze potencjału młodości. Cechami znacznie obciążającymi regiony w tej klasie są wyższa niż przeciętna

w kraju starość zasobów pracy i wysoka liczba udzielonych porad lekarskich. Geograficznie dominujący udział w tej grupie regionów mają województwa śląski i łódzki (por. wyk. 2).

Regiony z klasy III są zlokalizowane głównie w centralnej i południowej części kraju. Znalazły się w niej — co zaskakujące — trzy województwa mające duże ośrodki aglomeracyjne (Łódź, Wrocław i Katowice). Ocenia się, że niski kapitał w tych regionach jest wypadkową niekorzystnych warunków występujących w obszarze każdej przyjętej do badania zmiennej empirycznej.

Szczegółowa analiza wewnętrznego zróżnicowania wyodrębnionych klas regionów pod względem badanych zmiennych empirycznych wykazała, że najmniej korzystna sytuacja w regionach występuje w obszarze zgonów niemowląt (X_{KL3}). Jednocześnie zmienna ta wykazuje najsilniejsze zróżnicowanie. Różnice pomiędzy klasami w ujęciu regionalnym zaprezentowano na wyk. 2 i 3.

**WYKR. 3. POZIOM KAPITAŁU LUDZKIEGO
W OBSZARZE JAKOŚCI ZDROWIA ($WSKL_z$) — ŚREDNIA DLA KLAS**



Źródło: jak przy tabl. 1.

Nieco inną informację o stanie kapitału ludzkiego w poszczególnych regionach Polski uzyskano na podstawie analizy poziomu $WSKL_z$ w ujęciu relatywnym, tj. w stosunku do średniego poziomu w kraju (0,517). Aż w 62% regionów poziom kapitału kształtował się poniżej przeciętnej. W tej niekorzystnej sytuacji znalazły się regiony zajmujące w hierarchii pozycje od 7 do 16, sklasyfikowane w klasach II i III. Ponadprzeciętnie korzystną kondycją cechowało się zaledwie sześć regionów w Polsce, głównie pozycjonowanych w klasie I, o najwyższym poziomie

kapitału (województwa: małopolskie, pomorskie, mazowieckie, wielkopolskie i podkarpackie) oraz woj. warmińsko-mazurskie, sklasyfikowane w klasie II. W porównaniach międzyregionalnych szczególnie duże dysproporcje zauważa się pomiędzy woj. łódzkim a województwami małopolskim i pomorskim (por. tabl. 3).

ZRÓŻNICOWANIE PRZESTRZENNE POZIOMU INWESTYCJI W KAPITAŁ LUDZKI W OBSZARZE JAKOŚCI ZDROWIA

Jak pisze Mark Blaug (1976), w świetle teorii kapitału ludzkiego wydatki ponoszone na ochronę zdrowia należy traktować — razem z wydatkami na: edukację, szkolenia w miejscu pracy, poszukiwanie pracy i migracje — jako inwestycje ponoszone przez daną jednostkę nie dla przyjemności, lecz dla oczekiwanych pieniężnych i niepieniężnych korzyści (por. Becker, 1962). Charakterystykę zróżnicowania wydatków na ochronę zdrowia *per capita* w ujęciu regionalnym przeprowadzono na podstawie miary syntetycznej *WSWO_z*. Regiony uporządkowano w układzie hierarchicznym, a następnie dokonano ich grupowania w trzech względnie jednorodnych wewnętrznie klasach obiektów w celu możliwie dokładnego ich scharakteryzowania (tabl. 4 i wykr. 4).

**TABL. 4. HIERARCHIZACJA I KLASYFIKACJA REGIONÓW POD WZGLĘDEM WYDATKÓW
NA OCHRONĘ ZDROWIA *PER CAPITA* (*WSWO_z*)**

Miejsce województwa w hierarchii	<i>WSWO_z</i>	<i>WSWO_z</i> relatywny w %	Klasa/ średnia wartość wskaźnika w danej klasie	Udział regionów w klasie w %	Współczyn- nik zróż- nicowania w danej klasie $I(X_j)$
16 — świętokrzyskie	0,125	-69	III 0,208	25	2,2
15 — podkarpackie	0,205	-49			
14 — podlaskie	0,227	-44			
13 — łódzkie	0,276	-32			
12 — opolskie	0,319	-21	II 0,381	44	1,5
11 — wielkopolskie	0,326	-19			
10 — lubelskie	0,342	-16			
9 — lubuskie	0,343	-15			
8 — dolnośląskie	0,424	5			
7 — pomorskie	0,450	11			
6 — warmińsko-mazurskie	0,466	15	I 0,596	31	1,4
5 — małopolskie	0,507	25			
4 — mazowieckie	0,540	33			
3 — kujawsko-pomorskie	0,567	40			
2 — śląskie	0,674	66			
1 — zachodniopomorskie	0,692	71			
Średnia wartość <i>WSWO_z</i>	0,405	100		x	
Współczynnik zróżnicowania $I(X_j)$	5,5	x		x	

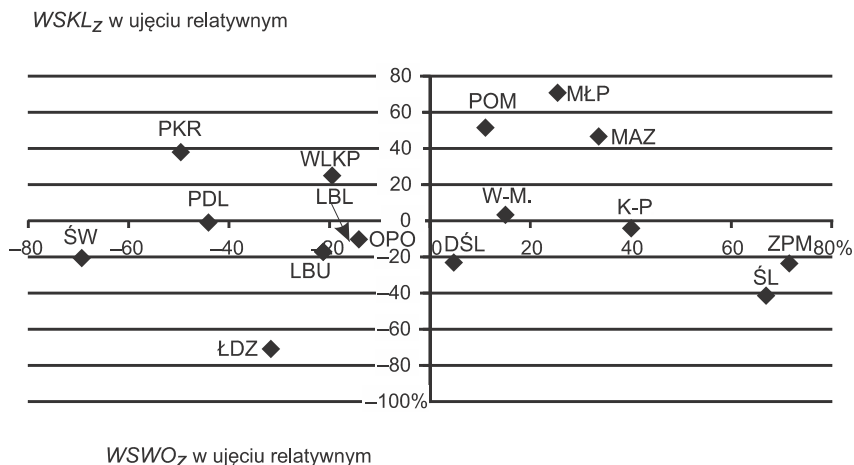
U w a g a. Jak przy tabl. 3.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Ocena rozkładu przestrzennego miary syntetycznej $WSWO_z$ daje podstawę, aby stwierdzić, że wydatki poniżej przeciętnej krajowej są ponoszone w regionach wschodniej, południowo-wschodniej i południowo-zachodniej Polski (z wyjątkiem woj. dolnośląskiego, w którym wartość ta przewyższa średnią dla kraju). Województwa: śląskie, opolskie i mazowieckie oraz cała północna część kraju inwestują w ochronę zdrowia w stopniu wyższym niż przeciętnie w kraju.

Na podstawie porównania rozkładów przestrzennych $WSKL_z$ i $WSWO_z$ stwierdzono, że są one odmienne. W klasie I, skupiającej regiony o wysokim poziomie wartości $WSWO_z$, sklasyfikowano woj. śląskie, które jednocześnie jest oceniane jako jeden z regionów najuboższych w kapitał ludzki. W województwach świętokrzyskim i opolskim zarówno jakość kapitału zdrowotnego, jak i wydatki na ochronę zdrowia kształtowały się na poziomie najniższym w kraju. Szczegółowa analiza wskazuje, że wśród województw cechujących się stosunkowo wysokim poziomem $WSKL_z$ jedynie w woj. mazowieckim nakłady na ochronę zdrowia są na wysokim poziomie. Rozbieżności w analizowanych rozkładach przestrzennych miar $WSKL_z$ i $WSWO_z$ potwierdziło również zastosowane równanie regresji, wykluczające istnienie związku pomiędzy badanymi zmiennymi ($R^2 = 0,003$). Uwzględniając poziom wydatków ponoszonych na ochronę zdrowia oraz poziom kapitału ludzkiego w ujęciu relatywnym, dokonano pozycjonowania regionów w czterech grupach (wykr. 4).

WYKR. 4. POZIOM KAPITAŁU LUDZKIEGO W OBSZARZE ZDROWIA A WYDATKI NA OCHRONĘ ZDROWIA W UKŁADZIE WOJEWÓDZTW



U w a g a. Jak przy wyk. 1.
Ż r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Grupa pierwsza — „zwycięzców” — obejmuje cztery województwa: mazowieckie, pomorskie, małopolskie i warmińsko-mazurskie. Zarówno ocena kapitału ludzkiego, jak i ocena wydatków na ochronę zdrowia w tych województwach kształtuje się na poziomie ponadprzeciętnym w skali kraju. Grupa druga to regiony „tracące” względem wygranych. Cechuje je wyższy niż przeciętny poziom wydatków na ochronę zdrowia i jednocześnie relatywnie niska jakość kapitału zdrowia. W tej grupie znalazły się województwa: kujawsko-pomorskie, zachodniopomorskie, dolnośląskie oraz śląskie, charakteryzujące się najwyższym poziomem wydatków w skali kraju. W najliczniej reprezentowanej grupie trzeciej uplasowały się województwa głównie ze wschodniej Polski: podlaskie, lubelskie i świętokrzyskie oraz środkowej i zachodniej: łódzkie (o wyjątkowo niekorzystnych wartościach wskaźników), opolskie i lubuskie. Określono je mianem „przeigranych”, ponieważ zarówno średni poziom nakładów, jak i poziom kapitału zdrowotnego jest w tych regionach niższy niż średni w kraju. Grupa czwarta skupia dwa województwa o skrajnym położeniu — wielkopolskie i podkarpackie. Mają one status regionów „doganiających”, a wyższe niż przeciętne w kraju wydatki na ochronę zdrowia nie gwarantują wysokiej jakości zdrowia mieszkańców.

Na podstawie powyższego materiału empirycznego ocenia się, że poziom kapitału ludzkiego definiowanego w obszarze jakości zdrowia w Polsce wykazuje cechy zróżnicowania międzyregionalnego. Wychwycenie ewentualnych prawidłowości wyjaśniających istniejący obraz przestrzenny pozostaje jednak trudnym zadaniem, o ile bowiem kumulacja większego kapitału zdrowotnego występuje głównie w regionach, których stolice wykazują cechy metropolii, o tyle przypadek województw łódzkiego czy dolnośląskiego temu przeczy. Jednocześnie regiony z południowej Polski częściej niż regiony z północnej części kraju stanowią obszary deficytowe pod względem kapitału zdrowia. Silne międzyregionalne zróżnicowanie cechuje także rozkład wydatków na ochronę zdrowia *per capita*, nie udało się jednak na podstawie przeprowadzonych analiz stwierdzić związku pomiędzy rozkładem przestrzennym obu charakterystyk. Wydaje się, że współwystępujące zróżnicowanie przestrzenne zarówno poszczególnych zmiennych diagnostycznych, jak i miar syntetycznych w tym zakresie jest wynikiem oddziaływania różnych czynników, np. struktur społecznych i gospodarczych czy nawet lokalizacji aglomeracji miejskich. Niższa umieralność noworodków w Warszawie czy Trójmieście może wynikać z lepszych warunków socjalnych mieszkańców dużych miast (dochody, mieszkanie), większej dostępności (odległość, liczba specjalistów i ich kwalifikacje), a także z organizacji świadczonych usług medycznych, w tym prywatnych (głównie okołoporodowych). Z drugiej strony sama obecność miasta i dostępność opieki specjalistycznej może zaburzać realny obraz i tłumaczyć wysoką wczesną umieralność noworodków w woj. łódzkim (Instytut Centrum Zdrowia Matki Polki przyciąga przyszłe matki z całej Polski, a śmierć wcześniaków następuje właśnie w szpitalu). Współzależność zauważa się również pomiędzy umieralnością a strukturą wiekową ludności

i dochodami. Wyższą śmiertelność obserwuje się w regionach o niekorzystnej strukturze demograficznej, cechującej się dużym udziałem emerytów (wysoka starość zasobów). Powszechnie wiadomo też, że dochody emerytów są niskie, zatem ich możliwości finansowania kosztów opieki medycznej, zwłaszcza specjalistycznej, profilaktyki zdrowotnej (szczepienia ochronne, turnusy rehabilitacyjne) czy nawet codziennej pełnowartościowej diety są ograniczone. Może to w pewnym stopniu wpływać na długość życia i poziom umieralności mieszkańców danego regionu. Wydaje się, że również specyfika regionu jest czynnikiem różnicującym poziom wydatków, może zatem wyjaśniać największe w kraju wydatki na ochronę zdrowia, np. w woj. śląskim, a najniższe w słabo uprzemysłowionych regionach, głównie wschodniej Polski.

PODSUMOWANIE

W artykule podjęto ważną z punktu widzenia rozwoju społeczno-gospodarczego problematykę dotyczącą nierówności międzyregionalnej w Polsce. Ustalono poziom zasobów kapitału ludzkiego w obszarze zdrowia (*WSKLz*) i inwestycji w ochronę zdrowia (*WSWOz*), jak również dokonano oceny ich rozkładu przestrzennego w celu ustalenia, czy zachodzą pomiędzy nimi związki statystycznie istotne.

W świetle przedstawionych wyników badań nie istnieją wystarczające podstawy do odrzucenia założenia o nierównym rozkładzie przestrzennym kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia oraz wydatków na ochronę zdrowia w Polsce. Nierówności międzyregionalne są zauważalne zarówno w przypadku samego kapitału zdrowotnego, jak i inwestycji w ochronę zdrowia. Analiza przestrzenna wykazała, że najbardziej deficytowym regionem pod względem tego kapitału jest woj. łódzkie, a najkorzystniejsza sytuacja charakteryzuje województwa: małopolskie, pomorskie i mazowieckie, w których kapitał kształtuje się na poziomie 150% średniej krajowej i wyższym. W obszarze inwestycji w ochronę zdrowia najniższy poziom stwierdzono w województwach: świętokrzyskim, podkarpackim i opolskim, a najwyższy — w śląskim.

Nie udało się ustalić prawidłowości odpowiedzialnych za rozkład obu charakterystyk w przestrzeni. Przypuszcza się, że decydują o tym inne czynniki, np. specyfika regionu, poziom uprzemysłowienia, obecność metropolii, a także struktura demograficzna zasobów pracy.

Regiony poddano ocenie także pod względem siły zdywersyfikowania. Okazało się, że najsilniejszym wewnętrznym zróżnicowaniem cechowały się regiony o najmniejszych wydatkach na ochronę zdrowia i najniższym poziomie kapitału. Wyniki badań nie dają jednak wystarczającej podstawy, aby uznać za słuszne twierdzenie, że regiony cechujące się niższym poziomem kapitału ludzkiego w obszarze jakości zdrowia ponoszą wyższe wydatki na ochronę zdrowia. Za-

stosowany model regresji wykluczył istnienie współzależności pomiędzy rozkładami przestrzennymi obu charakterystyk.

Zaprezentowany materiał wypełnia pewną lukę w zakresie oceny poziomu oraz badania przyczyn zdywersyfikowania międzyregionalnej przestrzeni społeczno-gospodarczej w Polsce, jednak nie wyczerpuje tematu. Uzyskane wyniki stanowią punkt wyjścia do dalszych poszukiwań w kierunku identyfikowania kluczowych czynników odpowiedzialnych za przyczyny zróżnicowania aktywności ekonomicznej w Polsce.

BIBLIOGRAFIA

- Balcerzak, A. P. (2014). Taksonomiczna analiza jakości kapitału ludzkiego w Unii Europejskiej w latach 2002—2008. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 176, 456—467.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407—443.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5/2), 9—49. DOI: <https://doi.org/10.1086/258724>.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital theory*. New York: Columbia.
- Blaug, M. (1976). The empirical status of human capital theory: A slightly jaundiced survey. *Journal of Economic Literature*, 14(3), 827—855.
- Brunello, G., Fort, M., Schneeweis, N., Winter-Ebmer, R. (2016). The causal effect of education on health: What is the role of health behaviors? *Health Economics*, 25(3), 314—336.
- Callander, E., Schofield, D., Shrestha, R. (2012). Towards a holistic understanding of poverty: a new multidimensional measure of poverty for Australia. *Health Society Review*, 21(2), 141—155.
- Chevalier, A., Feinstein, L. (2007). Sheepskin or prozac: The causal effect of education on mental health. *IZA Discussion Paper*, 2231.
- Czapiński, J. (2008). Kapitał ludzki i kapitał społeczny a dobrobyt materialny. Polski paradoks. *Zarządzanie Publiczne*, 2(4), 5.
- Domański, S. R. (1990). Kapitał ludzki i wzrost gospodarczy. *Monografie i Opracowania*, (301).
- Fägerlind, I. (1975). *Formal education and adult earnings*. Stockholm: Almqvist & Wicksell International.
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223—255.
- GUS. (2009). *Prognoza ludności Polski na lata 2008—2035*. Warszawa: GUS. Pobrane z: http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/L_prognoza_ludnosci_PI_2008-2035.pdf.
- Hajec, M. (2015). *Wpływ zmian demograficznych na rynek pracy w Polsce*. Pobrane z: <https://rynekpracy.pl/>.
- Hause, J. C. (1972). Earnings profile: Ability and schooling. *Journal of Political Economy*, 80(3/2), 108—138.
- Hause, J. C. (1975). Ability and schooling as determinants of lifetime earnings, or if you're so smart, why aren't you rich? W: F. T. Juster (red.), *Education, income, and human behavior* (s. 123—150). National Bureau of Economic Research.
- Heckman, J. J., Stixrud, J., Urzua, S. (2006). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behaviour. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411—482.

- Izakowski, Ł. (2017). *Raport: jakich terenów poszukują inwestorzy*. Pobrane z: <https://retailnet.pl/2017/02/01/113844-raport-jakich-terenow-poszukujaja-inwestorzy/>.
- Jakubowska, A. (2016a). Choroba jako przyczyna utraconej produktywności kapitału ludzkiego — perspektywa regionalnych rynków pracy. *Marketing i Rynek*, (3), 230—241.
- Jakubowska, A. (2016b). Konsekwencje ekonomiczne chorób przewlekłych — perspektywa krajów wysoko rozwiniętych. W: R. Gabryszak, A. Jakubowska (red.), *Społeczne i medyczne aspekty ochrony zdrowia i profilaktyki zdrowotnej* (s. 45—64). Koszalin: Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Koszalińskiej.
- Keeley, B. (2007). *Human Capital: How what you know shapes your life*. Paris: OECD.
- Klonowska-Matynia, M. (2016). Inwestycje w ochronę zdrowia a przestrzenne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce. W: R. Gabryszak, A. Jakubowska (red.), *Społeczne i medyczne aspekty ochrony zdrowia i profilaktyki zdrowotnej* (s. 65—88). Koszalin: Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Koszalińskiej.
- Klonowska-Matynia, M. (2017). Czynniki edukacyjne a przestrzenne rozmieszczenie kapitału ludzkiego na obszarach wiejskich w Polsce. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 327(1), 107—127.
- Kukuła, K. (2014). Budowa rankingu województw ze względu na wyposażenie techniczne rolnictwa w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, (7), 62—76.
- Kuntsche, E., Rehm, J., Gmel, G. (2004). Characteristics of binge drinkers in Europe. *Social Science & Medicine*, 59(1), 113—127.
- Luthans, F., Luthans, K. W., Luthans, B. C. (2004). Positive psychological capital: Beyond human and social capital. *Business Horizons*, 47(1), 45—50.
- Malinowski, M. (2016). Potencjał ludzki a efektywność ekonomiczna przedsiębiorstw — wykorzystanie metod taksonomicznych w ujęciu regionalnym. *Studia Regionalne i Lokalne*, (2), 87—109.
- McDonald, S., Roberts, J. (2002). Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow model: a panel data investigation. *Economics Letters*, 74(2), 271—276.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281—302.
- Mirvis, D. M., Chang, C. F., Cosby, A. (2008). Health as an economic engine: evidence for the importance of health in economic development. *Journal of Health and Human Services Administration*, 31(1), 30—57.
- Mroczek, K., Tokarski, T. (2013). Regionalne zróżnicowanie kapitału ludzkiego w Polsce. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 89, 263—283.
- Mushkin, S. J. (1962). Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70(5/2), 129—157.
- Oreopoulos, Ph. (2006). Estimating average and local average treatment effects of education when compulsory schooling laws really matter. *American Economic Review*, 96(1), 152—175.
- US w Łodzi. (2005). *Perspektywy demograficzne województwa łódzkiego do 2030 r.* Łódź: Urząd Statystyczny, 10—11.
- Schuller, T., Preston, J., Hammond, C., Brassett-Grundy, A., Bynner, J. (red.) (2004). *The benefits of learning: The impact of education on health, family life and social capital*. London: Routledge.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1—17.
- Sobczyk, M. (1983). Analiza porównawcza produkcji rolniczej w województwie lubelskim. *Wiadomości Statystyczne*, (12), 26—31.
- Stanny, M. (2010). Ludność i jej aktywność zawodowa — tendencje zmian na obszarach wiejskich. W: M. Stanny, M. Drygas (red.), *Przestrzenne, społeczno-ekonomiczne zróżnicowanie obszarów wiejskich w Polsce* (s. 29—60). Warszawa: IGIPZ PAN.

- Stec, M., Janas, A. (2005). Ranking krajów Unii Europejskiej ze względu na zasoby kapitału ludzkiego i intelektualnego. *Wiadomości Statystyczne*, (9), 70—76.
- Stola, W. (1987). *Klasyfikacja funkcjonalna obszarów wiejskich Polski. Próba metodyczna*. Warszawa: IGiPZ PAN.
- Strzelecki, Z. (red.). (2015). *Sytuacja demograficzna Polski. Raport 2014—2015*. Warszawa: Rządowa Rada Ludnościowa.
- Szukalski, P. (2018). Rozwój demograficzny dawnych i obecnych stolic województw. *Demografia i Gerontologia Społeczna. Biuletyn Informacyjny*, (7).
- Taubman, P., Wales, T. (1974). *Higher education and earnings*. McGraw-Hill Book.
- Wąsowski, M. (2014). *Wielkie miasta najatrakcyjniejsze dla technologicznych inwestorów. Regiony pozamiejskie są inwestycyjną Polską B*. Pobrane z: <http://innpoland.pl/>.
- Weil, D. N. (2005). Accounting for the effect of health on economic growth. *NBER Working Paper*, 11455.
- William, J., Lewis, M. (2009). Health investments and economic growth: Macroeconomic evidence and microeconomic foundations. *World Bank Policy Research Working Paper Series*.
- Wronowska, G. (2016). Edukacja jako czynnik kształtujący kapitał ludzki w kontekście strategii Europa 2020. *Marketing i Rynek*, (3), 1061—1073.