

mgr Danuta Rozpędowska-Matraszek

Instytut Ekonomii Stosowanej

Wydział Ekonomii i Administracji, PWSZ w Skierniewicach

Grupy powiatów podobnych na przykładzie opieki zdrowotnej Regionu Centralnego. Analiza z wykorzystaniem modeli panelowych

WPROWADZENIE

Zasadniczym celem opracowania jest wyodrębnienie grup powiatów podobnych ze względu na poziom warunków funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej oraz ekonometryczna analiza czynników, które w istotny sposób wpływają na dostęp do opieki zdrowotnej w regionach. Jako narzędzia analizy zastosowano metody taksonomiczne i ekonometryczne. W szczególności są to aglomeracyjne metody grupowania i modele ekonometryczne szacowane na podstawie danych panelowych.

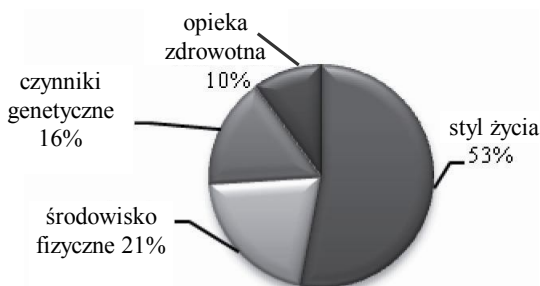
Zgodnie z istniejącym prawem ludność naszego kraju ma zapewniony powszechny i równy dostęp do opieki zdrowotnej. Funkcjonowanie opieki zdrowotnej w powiatach pozwala określić rolę, jaką pełni system ochrony zdrowia w regionie, w celu właściwego zapewnienia usług w zakresie opieki medycznej. Jest to również punkt wyjścia dla analizy prezentowanej w opracowaniu. Podmiotami tej analizy są powiaty Regionu Centralnego w Polsce. Poziom ich rozwoju gospodarczego jest, jak wiadomo, zróżnicowany. Wyodrębnienie grup powiatów w regionie o podobnych cechach wchodzących w skład funkcjonującego systemu ochrony zdrowia, pozwala na ocenę skuteczności funkcjonowania systemu.

Jednostki terytorialne jako przestrzeń życia ludności tam zamieszkującej, a także miejsce pracy i odpoczynku. Miejsce zamieszkania powinno zapewniać dobry standard usług publicznych poprzez realizację potrzeb ludności i poczucie bezpieczeństwa¹. Kolejnym parametrem celu zarządzania terytorialnego jest gospodarka, rozumiana, jako mechanizm zasilania, czyli system dostarczający środków dla funkcjonowania i rozwoju. W sferze gospodarczej powstają mechanizmy warunkujące możliwości realizacji innych celów publicznych oraz realizację zadań organizacji terytorialnej. W państwach o gospodarce rynkowej główne nurty ekonomii pozostają poza bezpośrednim wpływem zarządzania

¹ A. Noworól (i in.), *Podstawy zarządzania w administracji publicznej*, Wyd. WSAP w Szczecinie, Szczecin 2003, s. 162.

władz politycznych. Z jednej strony decydujące o standardzie życia mieszkańców finanse organizacji terytorialnej są pochodną ogólnej sytuacji ekonomicznej, z drugiej zaś strony władze dysponują szeregiem instrumentów stymulujących rozwój i charakter życia gospodarczego na danym terytorium². Zarządzanie terytorialne to przede wszystkim sfera społeczna, która realizuje potrzeby bezpieczeństwa i rozwoju człowieka. Wymiar przestrzenny jest zazwyczaj drugoplanowy i obejmuje między innymi: usługi administracyjne, edukację, zatrudnienie, jak również ochronę zdrowia i opiekę społeczną³.

W założeniach ogólnej teorii równowagi przestrzennej Waltera Isarda [1969] zawarte były spostrzeżenia, że system regionów obok dóbr ekonomicznych produkuje i konsumuje dobra nieekonomiczne. A także to, iż w regionie działają nie tylko podmioty i jednostki nastawione na zysk, ale też instytucje społeczne i organizacje, które kierują się motywacją społeczną. Do takich jednostek zaliczamy zakłady opieki zdrowotnej, które dbają o zdrowie społeczeństwa. Jednak zdrowie zależy od czterech grup czynników określonych przez Lalonda [1973] jako tzw. pola zdrowotne (por. rys. 1).



Rysunek 1. Pola zdrowotne Lalonda

Źródło: opracowanie własne na podstawie www.region.poland.gov.pl, dostęp 13.09.2010 r.

Największy wpływ na zdrowie człowieka ma styl życia (53%), na który składają się między innymi takie elementy jak: aktywność fizyczna, sposób odżywiania się, umiejętności radzenia sobie ze stresem, stosowanie używek, czy zachowania seksualne. Drugim czynnikiem wpływającym na zdrowie człowieka jest środowisko fizyczne (21%). Możemy wyróżnić zarówno korzystny wpływ na zdrowie poprzez czyste powietrze, wodę, zdrową i bezpieczną szkołę oraz zakład pracy. Środowisko może również negatywnie oddziaływać na zdrowie w wyniku degradacji środowiska naturalnego. Czynniki genetyczne warunkują aż 16% zdrowia człowieka. W najmniejszym stopniu wpływ na nasze zdrowie wbrew pozo-

² A. Noworól, K. Dąbrowska, *Instrumenty lokalnego rozwoju gospodarczego*, „Rynek Kapiłowy” 2003, nr 1/145, s. 62–67.

³ A. Noworól (i in.), *Podstawy zarządzania w administracji...*, s. 163.

rom ma opieka zdrowotna (10%). Jednak jest to czynnik ważny, gdyż zależy od najważniejszych decyzji administracyjnych w kraju, czy w poszczególnych regionach. Poprzez strukturę systemu, organizację, funkcjonowanie można mieć wpływ na dostęp do świadczeń medycznych i ich jakość.

Ochrona zdrowia – prawo do ochrony zdrowia jest prawem konstytucyjnym, a władze publiczne, niezależnie od sytuacji materialnej obywatela, mają zapewniać równy dostęp do świadczeń opieki zdrowotnej finansowanej ze środków publicznych. Wykonywanie zadań władz publicznych w zakresie ochrony zdrowia prowadzone jest przez organy administracji rządowej, samorząd terytorialny i Fundusz Ochrony Zdrowia⁴.

Polityka państwa w dziedzinie ochrony zdrowia zawarta m.in. w dokumentach rządowych (w Narodowych Programach Zdrowia), jako nadrzędny cel strategiczny, stawia poprawę zdrowia i związanej z nim jakości życia ludności. Cele te państwo realizuje poprzez stwarzanie warunków oraz kształtowanie motywacji, wiedzy i umiejętności zdrowego stylu życia, a także podejmowania działań na rzecz zdrowia własnego i innych oraz kształtowanie sprzyjającego zdrowiu środowiska życia, pracy i nauki.

System opieki zdrowotnej opiera się na powszechnym ubezpieczeniu zdrowotnym i związanych z nim zasadach równego traktowania obywateli i solidarności społecznej oraz zapewnieniu ubezpieczonym swobodnego dostępu do świadczeń zdrowotnych i wolnego wyboru świadczeniodawców.

Powiaty prowadzą działalność na rzecz ochrony zdrowia z zakresu podstawowych działań dotyczących przywrócenia dobrej kondycji zdrowotnej.

Modele ekonometryczne zastosowane w poniższej analizie szacowane są na podstawie danych rocznych z lat 1999–2009, pochodzących z banku danych CSiOZ i regionalnych GUS dotyczących powiatów Regionu Centralnego, jako administracyjnego składu dwóch województw mazowieckiego i łódzkiego.

Do estymacji zastosowano dane panelowe, które łączą wymiar przekrojowy i czasowy, oraz charakteryzują się dużą liczbą obiektów N w stosunku do liczby okresów T . Posługiwanie się danymi tego typu wymaga stosowania odpowiednich, specyficznych metod estymacji. Dobór metody zależy od założeń dotyczących tak zwanych efektów grupowych.

Panelowy model z efektami grupowymi można zapisać jako:

$$(1) \quad y_{it} = x_{it}^T \beta + u_{it} = x_{it}^T \beta + (\alpha_i + \varepsilon_{it}), \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T,$$

gdzie subskrypt i numeruje obiekty powiaty, zaś subskrypt t – lata. Wektor $x_{it}^T = [x_{1it}, \dots, x_{Kit}]$ zawiera obserwacje na zmiennych objaśniających,

⁴ DzU z 2003 r. nr 45, poz. 391 z późn. zm. Ustawa z dnia 23 stycznia 2003 roku o powszechnym ubezpieczeniu w Narodowym Funduszu Zdrowia.

$\beta = [\beta_1, \dots, \beta_K]^T$ jest wektorem parametrów strukturalnych, stałych względem i i t , co oznacza przyjęcie założenia, że wpływ każdej zmiennej objaśniającej jest identyczny dla wszystkich obiektów i we wszystkich okresach. Oceny parametrów β_k wyrażają przeciętny dla wszystkich obiektów, niezmienny w czasie, efekt zmiany danej zmiennej x_k . Składnik losowy u_{it} we wzorze rozdzielony jest na dwie składowe: składową α_i , stałą w czasie i charakterystyczną dla i -tego obiektu, zwaną efektem grupowym oraz stosowny składnik losowy ε_{it} , o którym zakłada się, że spełnia założenia klasycznej MNK. Efekt grupowy α_i można traktować jako zmienną losową, lub nielosowo.

Panelowy model z efektami grupowymi i czasowymi rozpatrywany jest jako model FE i RE. Metody estymacji modeli FE i RE (o ile wśród zmiennych objaśniających nie występuje opóźniona zmienna objaśniana) są oparte, w zależności od typu modelu, na klasycznej MNK lub uogólnionej MNK. Metodologia ta oraz specjalne testy statystyczne badają zasadność wyodrębniania efektów grupowych oraz umożliwiają wybór między modelem FE a modelem RE (więcej w pracach Dańska i Baltagi)⁵.

Badania empiryczne przeprowadzono na podstawie danych rocznych ($t=1, \dots, 11$) dla powiatów (trzech grup powiatów i dwóch grup miast na prawach powiatu) Regionu Centralnego Polski ($i=1, \dots, k$). Lista zmiennych, którymi dysponowano w celu przeprowadzenia badania jest następująca:

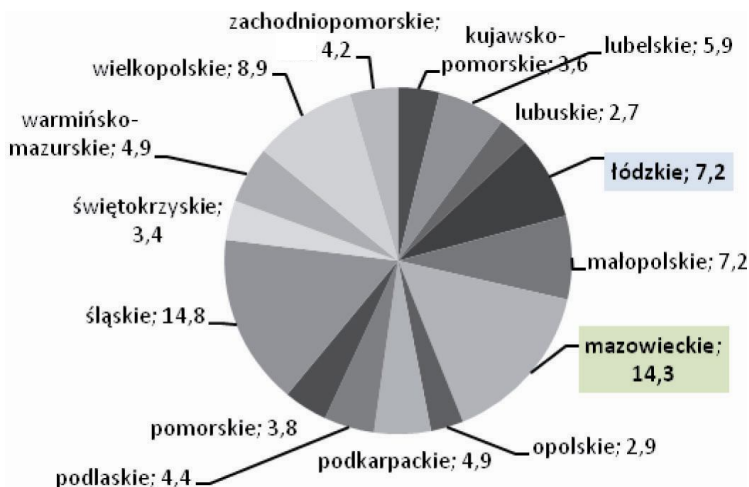
- lLe_{it} – liczba lekarzy (na tys. mieszkańców),
- lSz_{it} – liczba szpitali (na tys. mieszkańców),
- lL_{it} – liczba łóżek szpitalnych (na 10 tys. mieszkańców),
- lAm_{it} – ambulatoria (na tys. mieszkańców),
- lAp_{it} – apteki (na tys. mieszkańców),
- lZn_{it} – zgony niemowląt (na tys. urodzeń żywych),
- lZp_{it} – liczba miejsc w stacjonarnych zakładach pomocy społecznej (na tys. mieszkańców),
- wBp_{it} – wydatki budżetów powiatów na ochronę zdrowia (w tys. złotych w przeliczeniu na tys. mieszkańców),
- $lM\dot{z}_{it}$ – miejsca w żłobkach i oddziałach żłobkowych (na tys. mieszkańców); subskrypt it przy zmiennej oznacza wartość danej zmiennej w i -tym powiecie w roku t .

Zmienne te mogą charakteryzować powiaty pod względem funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej. Wyodrębnienie grup powiatów w analizowanym re-

⁵ B. Dańska, *Przestrzenno-czasowe modelowanie zmian w działalności produkcyjnej w Polsce. Zastosowanie modeli panelowych* [w:] *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, red. B. Suchecki, t. I, Wyd. Absolwent, Łódź 2000; B.H. Baltagi, *Econometric analysis of panel data*, Wiley&Sons, Chichester 2008.

gionie o podobnych cechach wchodzących w skład funkcjonującego systemu opieki zdrowotnej pozwala na ocenę skuteczności funkcjonowania systemu. W prezentowanej analizie modelowana jest liczba lekarzy na tys. mieszkańców (Y). Kształtowanie się tej zmiennej w poszczególnych powiatach w okresie objętym badaniem wskazuje, że poziom zmiennej we wszystkich badanych grupach zarówno wartość początkowa z 1999 roku, jak i tempo wzrostu są zróżnicowane. Zatrudnienie lekarzy można traktować jako uproszczenie kapitału ludzkiego w regionie. Pod pojęciem kapitału ludzkiego rozumie się zazwyczaj poziom uzyskanego wykształcenia, lub szerzej, kondycję zdrowotną pracujących. W pracy W. Welfe podejmowane były próby konstrukcji modeli wzrostu uwzględniających kapitał ludzki, natomiast badanie dotyczące wzrostu gospodarczego regionów w artykule B. Dańskiej-Borsiak⁶.

Region Centralny to administracyjny skład dwóch województw mazowieckiego i łódzkiego. W skład województwa mazowieckiego wchodzi 37 powiatów i 5 miast na prawach powiatu, w ramach województwa łódzkiego to 21 powiatów oraz 3 miasta na prawach powiatu. Zgodnie z istniejącym prawem powiaty mają zapewnić powszechny i równy dostęp do świadczeń medycznych mieszkańcom całego regionu. Województwo mazowieckie jako wiodący ośrodek gospodarczy kraju znalazło się w podziale NUTS1 z województwem łódzkim, które klasuje się na średnim poziomie rozwoju w analizach według województw. Możemy zatem zadać pytanie, czy powiaty wchodzące w skład regionu wykazują podobieństwa.



Rysunek 2. Odsetek szpitali publicznych wg województw w 2009 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych regionalnych GUS.

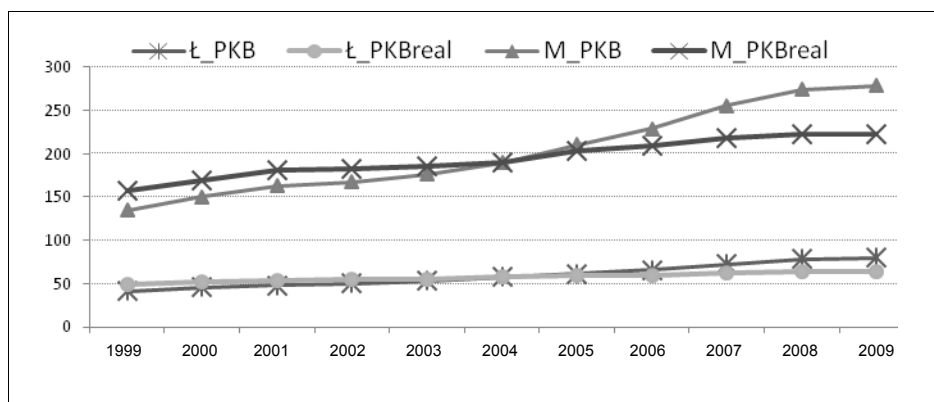
⁶ W. Welfe (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Wyd. PWE, Warszawa 2007; B. Dańska-Borsiak, *Analiza wzrostu gospodarczego województw*, „Wiadomości Statystyczne” 2009, nr 1, Wyd. PTS, Warszawa.

Właściwie dobrane metody porządkowania za pomocą kilku cech i analiza empiryczna na podstawie banku danych regionalnych pozwala na przestrzenno-czasową ocenę regionalnego zróżnicowania zasobów i infrastruktury systemu opieki zdrowotnej w Regionie Centralnym.

Porównanie i ocena działalności opieki zdrowotnej na tle pozostałych województw kraju za pomocą kilku cech charakteryzujących region pozwala na ocenę panującej sytuacji.

Biologiczny stan zdrowia ludności w naszym kraju ma związek ze zmianami ekonomicznymi w społeczeństwie. Problem starzenia się społeczeństwa i struktura demograficzna populacji podlega dynamicznym zmianom nie tylko z przyczyn naturalnych, ale również ekonomicznych. Zmiany te wymuszają myślenie w kategoriach zmian sposobu zabezpieczenia świadczeń zdrowotnych i dostosowaniu ich podaży do zmieniających się potrzeb zdrowotnych. W 2009 roku w województwie łódzkim na tle kraju było tylko 7,2% szpitali publicznych, gdy w mazowieckim dwa razy tyle (14,3%). Nieco wyżej kształtuje się szpitalnictwo niepubliczne w łódzkim na tle kraju (8,1%), gdy w mazowieckim 13%, a w województwach świętokrzyskim i opolskim tylko 2% (por. rys. 2).

Jedną z cech jest gęstość zaludnienia w tych województwach w latach 1999–2009, która systematycznie malała. Ludność w województwie łódzkim stanowi ok. 50% ludności województwa mazowieckiego. O różnicach rozwoju gospodarczego dwóch województw włączonych do Regionu Centralnego świadczyć może wielkość PKB, parametr, który wyraźnie pokazuje jak duża występuje dywergencja w regionie⁷ (por. rys. 3).



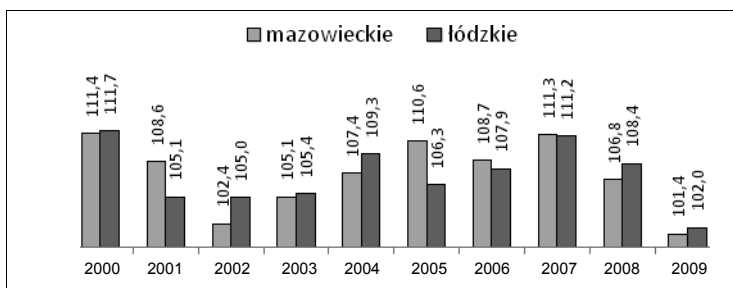
Rysunek 3. PKB (mld zł) w województwach Regionu Centralnego w latach 1999–2009 (2004=1)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

⁷ W. Pacho, M. Garbicz (red.), *Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu*, Wyd. SGH w Warszawie, Warszawa 2008, s. 216–217.

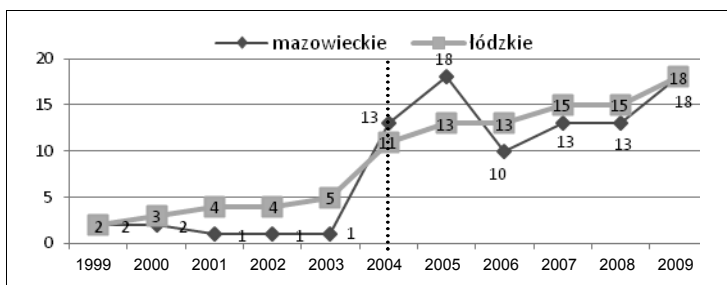
Porównując poziom PKB *per capita* w Regionie Centralnym w latach 1999–2009 względem Polski, zauważamy znaczne zróżnicowanie. Wahania poziomu w województwie łódzkim na poziomie ok. 90%, gdy w województwie mazowieckim był to poziom od 150% do 160%.

Analiza dynamiki PKB na 1 mieszkańca w Regionie Centralnym wg województw pozwala zaobserwować jej wzrost w latach 2000–2009. W województwie mazowieckim wzrost w granicach od 11,4 pkt proc. w 2000 roku, czy minimalny wzrost (1,4 pp.) w 2009 roku, natomiast w łódzkim wzrost, w granicach od 11,7 pkt proc. w 2000 roku, czy minimalny wzrost (2 pp.) w 2009 roku. Ten minimalny wzrost dynamiki spowodowany został zapewne przełożeniem ogólnie trudnej sytuacji gospodarczej świata (por. rys. 4).



Rysunek 4. Dynamika PKB per capita w Regionie Centralnym w latach 2000–2009 (rok 1999=100)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.



Rysunek 5. Szpitale ogólne niepubliczne w woj. Regionu Centralnego w latach 1999–2009

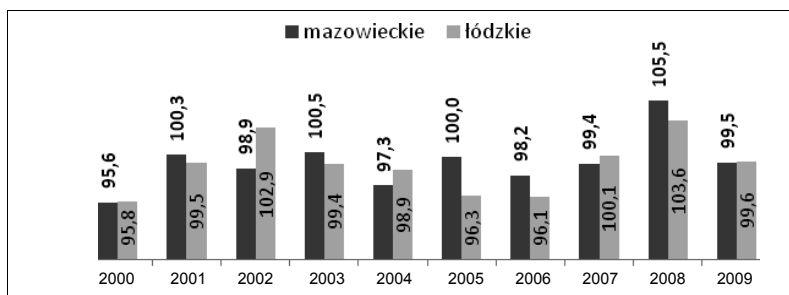
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych regionalnych GUS.

Wnioskowanie na podstawie ludności w wieku 60+ wskazuje, iż województwo mazowieckie zamieszkiwało w 2009 roku ok. 14,4%, zaś łódzkie 7,5% osób w podeszłym wieku. Przekłada się to proporcjonalnie na liczbę szpitali, które są potrzebne w zabezpieczeniu opieki zdrowotnej mieszkańców regionu. Przejście do

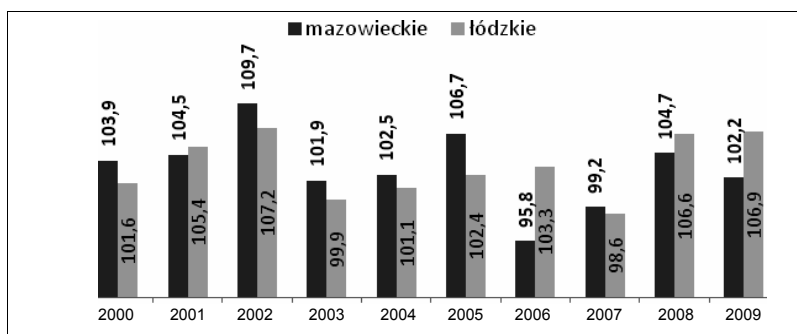
gospodarki rynkowej nie ominęło sektora ochrony zdrowia. Placówki opieki zdrowotnej w regionach przechodzą transformację związaną ze zmianami w gospodarce rynkowej, również z prowadzoną reorganizacją w zakładach opieki zdrowotnej, poprzez restrukturyzację. Od 2004 roku wystąpił znaczny wzrost szpitali niepublicznych związany ze zmianami ustawodawczymi (por. rys. 5).

Struktura demograficzna wymusza zmiany w opiece zdrowotnej poprzez odpowiednie zaplecze w postaci kadry białego personelu, jak również „technicznego uzbrojenia” regionów w zasoby infrastruktury technicznej. Do tych zasobów można zaliczyć szpitale wyposażone w odpowiedni sprzęt i łóżka szpitalne. Zmiany zasobów łóżek szpitalnych są często konsekwencją w dostępie do opieki zdrowotnej i liczby leczonych pacjentów, a także od możliwości finansowych zakładów opieki zdrowotnej zakontraktowanych świadczeń zdrowotnych. Liczba leczonych pacjentów w województwach Regionu Centralnego jest przede wszystkim konsekwencją występujących schorzeń w regionie i dostępnością do opieki zdrowotnej (por. rys. 6).

a) Łóżka rzeczywiste ogółem w szpitalach



b) Leczeni pacjenci (bez ruchu międzyoddziałowego)



Rysunek 6. Dynamika dla woj. Regionu Centralnego w latach 2000–2009 (rok 1999=100)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych regionalnych GUS.

Istotnym dokumentem rządowym wytyczającym w Polsce kierunki działań na rzecz zapewnienia właściwej opieki oraz wydłużenia okresu sprawności psychofizycznej i możliwości pełnienia ról społecznych osobom w wieku podeszłym zawiera Strategia Rozwoju Ochrony Zdrowia⁸ na lata 2007–2015. Rozwój terytorialny powinien uwzględnić potencjał lokalny, regionalny i krajowy oraz charakteryzować się strategicznym, zintegrowanym podejściem. Polityki rozwoju powinny uwzględniać uwarunkowania krajowe i europejskie⁹.

Powiaty Regionu Centralnego – spadek stopy bezrobocia wywołuje pozytywne skutki w aspekcie lepszego stanu zdrowia mieszkańców i lepszych warunków życia w analizowanych powiatach. W Polsce stopa bezrobocia rejestrowanego na koniec grudnia 2010 roku wynosiła 12,3%. W województwie łódzkim w porównaniu z mazowieckim stopa bezrobocia była wyższa o 2,7 pkt proc., gdy w poszczególnych powiatach wahania są znaczne większe (por. rys. 7).

Synteza ludności w powiatach Regionu Centralnego pozwala wnioskować o tym, że z roku na rok ubywa ludności w większości powiatów. Ubytek ludności poprawia wskaźniki charakteryzujące dostęp do opieki zdrowotnej w przeliczeniu na liczbę mieszkańców.

Szczególnie zauważalny jest ubytek ludności w powiecie miejskim łódzkim, gdzie w ciągu 2008 roku i 2009 roku ubyło 2386 mężczyzn i 2379 kobiet. Województwo łódzkie odznacza się wysokim stopniem zróżnicowania pod względem liczby ludności zamieszkującej w 21 powiatach, gdzie współczynnik zmienności wynosi 43,6%. Najmniej liczny to powiat brzeziński (wydzielony w 2002 roku), na którego terytorium mieszkało 30,5 tys. ludności w 2009 roku. Najliczniej zamieszkiwany to powiat zgierski (162 tys. osób) w 2009 roku. Tylko w czterech powiatach w 2009 roku wystąpił dodatni przyrost naturalny na tysiąc ludności. Największy przyrost w mieście Skierniewice (2,5), powiecie bełchatowskim (2,4), wieruszowskim (1,0) i opoczyńskim (0,9). Najniższy przyrost naturalny w mieście Łodzi (-5,0), powiecie poddębickim (-3,9) i kutnowskim (-3,7).

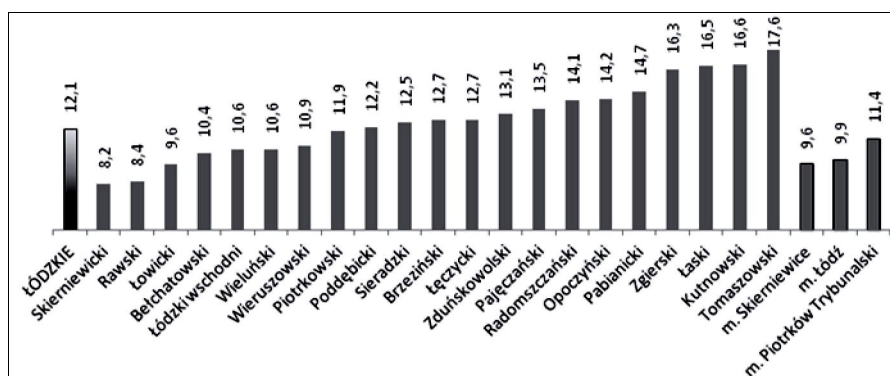
Powiaty województwa mazowieckiego odznaczają się wyższym stopniem zróżnicowania pod względem liczby ludności zamieszkującej w 37 powiatach scharakteryzowanej współczynnikiem zmienności wynoszącym ok. 50%. W powiatach województwa mazowieckiego ludność wg faktycznego miejsca zamieszkania (stan na 31 grudnia) w grupie (z przedziału 30–60 tys. ludności) powiaty: białobrzeski, pułtusi, szydlowiecki i powiat miejski Ostrołęka charakteryzują niewielkie odchylenia zmian (-/+). Znaczny spadek ludności wystąpił w powia-

⁸ Przyjęta przez Radę Ministrów w dniu 21 czerwca 2005 roku.

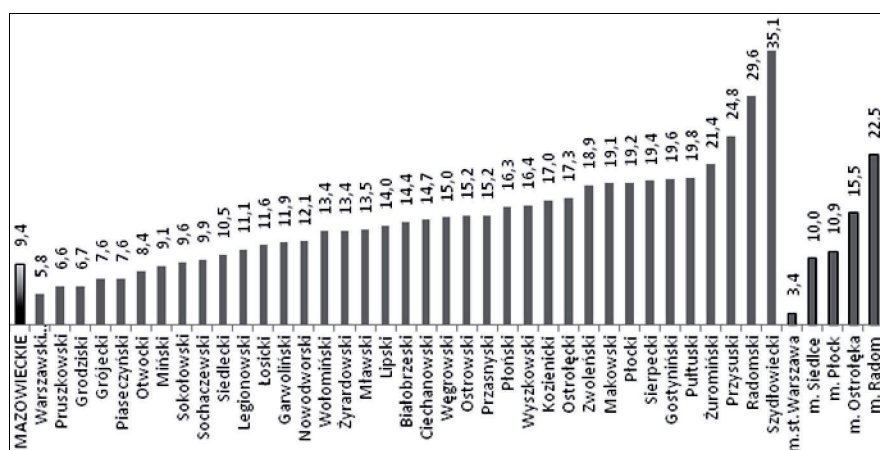
⁹ E. Szczech-Pietkiewicz, *Regulacje i rekomendacje ponadnarodowe w zakresie polityki przestrzennej* [w:] *Wyzwania dla polskiej polityki przestrzennej*. Materiały konferencyjne, Biuro Analiz Sejmowych, Wyd. Kancelaria Sejmu, Warszawa 2008, s. 10.

tach: gostyńskim, przasnyskim, sierpeckim, zwoleńskim, żuromińskim ($-2\div-4\%$), zaś największy ubytek ludności w powiatach: lipskim, łosickim, makowskim, przysuskim i sokołowskim ($-4\div-9\%$). We wszystkich ościennych powiatach miasta Warszawy, tj.: grodziskim, legionowskim, otwockim, piaseczyńskim, pruszkowskim, wołomińskim i warszawskim zachodnim wystąpił wzrost mieszkańców ($5\div35\%$) związany z osiedlaniem się w związku z lepszym dostępem do rynku pracy, co potwierdza niska stopa bezrobocia.

a) Powiaty województwa łódzkiego



b) Powiaty województwa mazowieckiego

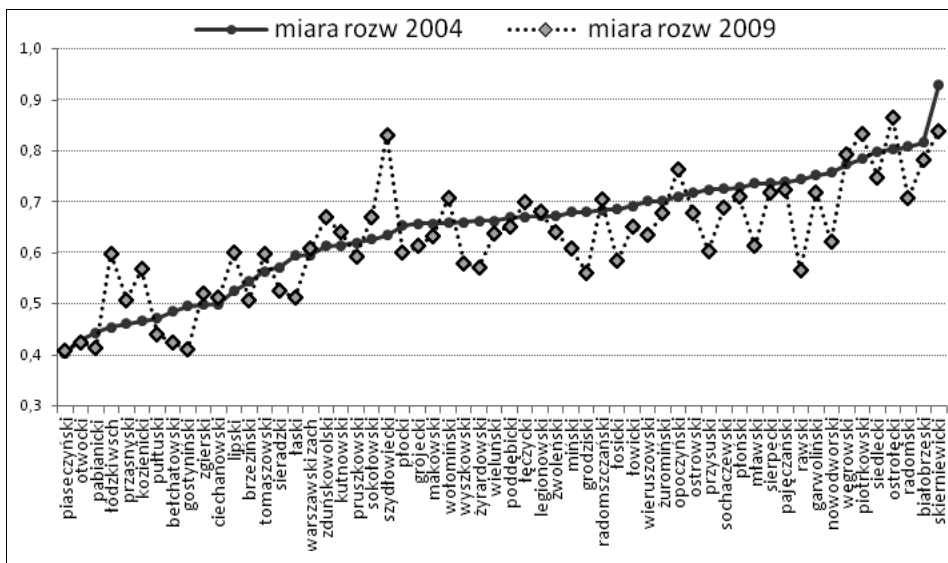


Rysunek 7. Stopa bezrobocia rejestrowanego w Regionie Centralnym (koniec grudnia 2010 roku)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych regionalnych GUS.

Analiza taksonomiczna pozwala na klasyfikację i wyodrębnienie grup powiatów podobnych oraz miast na prawach powiatu ze względu na wybrane zmienne, których wartości są miernikiem stopnia rozwoju i oceny funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej. Chodzi o sprawdzenie, czy powiaty regionu odznaczają się taką samą skutecznością działania w sferze opieki zdrowotnej oraz, czy potencjalni pacjenci tych regionów mogą liczyć na jednakowe warunki w dostępie do świadczeń medycznych. Metodę wzorca rozwoju¹⁰ zastosowano do zbadania sytuacji w opiece zdrowotnej w powiatach i miastach na prawach powiatu Regionu Centralnego w 2004 roku, tj. po przystąpieniu Polski do UE i dla 2009 roku. Miernik ten jest wielkością syntetyczną będącą wypadkową wszystkich zmiennych określających obiekty badanej zbiorowości.

W celu porównania i przejrzystości informacji graficznej, powiaty posortowano wg miary rozwoju dla 2004 roku. Najniżej na tej liście, w przedziale od 0,4 do 0,6 znalazły się odpowiednio powiaty: piaseczyński, otwocki, pabianicki, łódzki wschodni, przasnyski, kozienicki, pułtuski, bełchatowski, gostyniński, zgierski, ciechanowski, lipski, brzeziński, tomaszowski, sieradzki, łaski, warszawski zachodni.



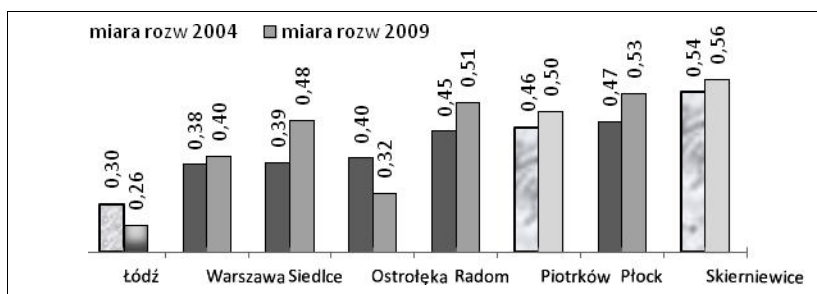
Rysunek 8. Wartości miar rozwoju w 2004 i 2009 roku dla powiatów Regionu Centralnego

Źródło: opracowanie własne.

¹⁰ A. Malina, *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wyd. Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2004, s. 32–33; M. Kolenda, *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2006, s. 139–140.

Na najwyższym poziomie, w przedziale od 0,8 do 0,93 znalazły się odpowiednio powiaty: siedlecki, ostrołęcki, radomski, białobrzeski i skierniewicki. W 2009 roku zaznaczył się wzrost miary rozwoju tylko w 21 powiatach. Największy wzrost o 0,2 wystąpił w powiecie szydlowieckim, rawskim o 0,18, łódzkim wsch. o 0,15, oraz kozienickim, łosickim i radomskim o 0,1. W 37 powiatach wartości miary rozwoju w 2004 roku były niższe w porównaniu z 2009 rokiem. Świadczy to o pogorszeniu sytuacji w opiece zdrowotnej w znacznie większej liczbie powiatów. Największej deprecjacji uległa sytuacja w powiecie: rawskim, nowodworskim, mławskim, przysuskim, grodziskim, łosickim i radomskim (por. rys. 8).

Obliczona miara rozwoju dla miast na prawach powiatu, tylko dla powiatu miejskiego Łodzi i Ostrołęki pokazuje niższy rozwój opieki zdrowotnej w 2009 roku, co sugeruje pogorszenie sytuacji w opiece zdrowotnej w tych miastach. W pozostałych miastach nastąpił wzrost rozwoju, przy czym najmniejszy (o 0,2) w Warszawie i Skierniewicach (por. rys. 9).

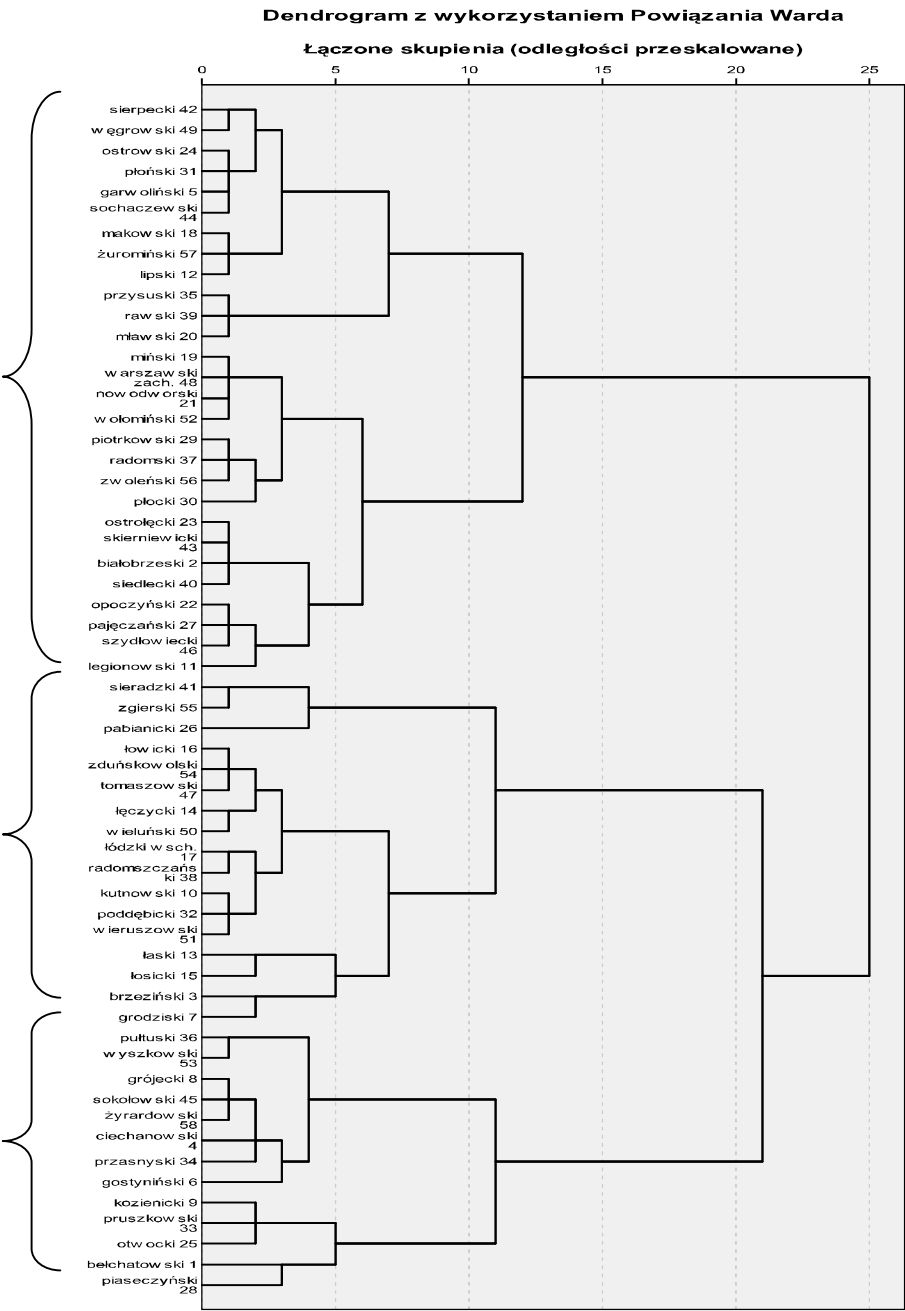


Rysunek 9. Wartości miar rozwoju dla miast na prawach powiatu

Źródło: opracowanie własne.

Do porównywania obiektów określonych za pomocą wielu cech wykorzystano wielowymiarową analizę porównawczą¹¹. Na podstawie listy tzw. potencjalnych zmiennych diagnostycznych, które posłużyły do oceny funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej ze względu na statystyczne właściwości wybranych cech. W celu wyodrębnienia grup powiatów podobnych zastosowano metodę aglomeracyjną. Powiaty zostały podzielone na grupy (zwane skupieniami) tak, że obiekty znajdujące się w jednej grupie są podobne do siebie i różne od pozostałych grup. Do analiz zastosowano metodę minimalnych wariancji (Warda), metodę wiązań pozwalającą łączyć powiaty tak, aby w powstałych skupieniach wariancja wewnątrzgrupowa cech opisujących powiaty była możliwie najmniejsza. Wyniki grupowania w postaci graficznej za pomocą drzewa połączeń w postaci dendrogramu, wyłaniają powiaty podobne w grupach wiązań.

¹¹ A. Szewc-Rogalska, *Efektywność restrukturyzacji własnościowej przedsiębiorstw w Polsce. Ujęcie sektorowe*, Wyd. Uniwersytetu Rzeszowskiego, Rzeszów 2004, s. 78.



Rysunek 10. Podział obiektów na grupy – metoda WARDA dla 2009 roku
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Grupowanie sporządzono dla 2004 i 2009 roku tworząc schemat łączenia 58 powiatów w grupy. Uzyskano zredukowanie wymiaru analizowanych dziewięciu zmiennych dla 58 powiatów do skupisk grup powiatów zarówno dla 2004 roku, jak i 2009 roku, jednak w poszczególnych grupach znalazły się różne powiaty. Otrzymano układ grup powiatów, które odwzorowują jednostki podobne pod względem poziomu rozwoju zasobów opieki zdrowotnej. W efekcie procesu grupowania z uwzględnieniem dziewięciu zmiennych uzyskano wyodrębnienie trzech zasadniczych grup powiatów. Grupę I tworzy 28 powiatów, grupę II – 17 powiatów, zaś grupę III – 13 powiatów. W opracowaniu zamieszczono tylko wykres grupowania powiatów dla 2009 roku (por. rys. 10).

Ze względu na specyfikę wyróżniającą powiaty miejskie wykonano oddzielnego grupowania. Dla powiatów miejskich dla 2004 roku wiązanie tworzy grupę: Piotrków, Skierniewice i Łódź, drugą grupę Płock, Siedlce, Warszawa i Radom, natomiast Ostrołęka jest obiektem samodzielnym. Dla 2009 roku zmianie uległo grupowanie i tak grupę tworzą: Płock, Siedlce, Warszawa i Radom, w grupie drugiej znalazła się Ostrołęka, grupa trzecia to Piotrków i Skierniewice oraz obiekt samodzielny Łódź. Na poziomie drugiego wiązania powiatów miejskich województwa mazowieckiego utworzono grupę IV, w grupie V znalazły się powiaty miejskie województwa łódzkiego.

W prezentowanej poniżej analizie ekonometrycznej, zdecydowano się przyjąć podział na grupy województw podobnych z 2009 roku. Podyktowane jest to zamiarem uwzględnienia najnowszych tendencji zachowania się zmiennych jako czynników odzwierciedlających sytuację.

Wyniki analiz ekonometrycznych – analiza ekonometryczna prowadzona była osobno dla pięciu grup powiatów. W wyniku estymacji równania (1) uzyskano tzw. model FE z efektami grupowymi oraz model RE z dekompozycją składnika losowego¹², który umożliwił analizę zasobów opieki zdrowotnej w Regionie Centralnym, w podziale na pięć grup powiatów. Kształtowanie się zmiennej *Y* w powiatach według grup, pozwoliło na zastosowanie postaci liniowej modelu, uznanego jako najlepszy pod względem statystyczno-merytorycznym. Z uwagi na to, iż niektóre z parametrów modelu były nieistotne statystycznie (przyjmując krytyczną wartości statystyki t-Studenta na poziomie istotności 0,05) usuwano je w sposób sekwencyjny, stąd uzyskano następujące oszacowania parametrów, których wyniki estymacji modeli zostały zawarte w tablicy 1.

Zastosowano testy statystyczne specyficzne dla modeli panelowych. Test Chowa (test F) bada, czy model FE jest bardziej poprawny niż model, w którym nie wyróżnia się efektów grupowych, zaś test Breuscha-Pagana porównuje model RE z modelem bez efektów grupowych. Wyniki obu tych testów jednoznacznie wskazują na występowanie niemierzalnych czynników, specyficznych dla powia-

¹² FEM – model ze zmiennymi sztucznymi, w którym efekty grupowe traktuje się jako część składową wyrazu wolnego. REM – efekty grupowe traktowane są jako składowa składnika losowego.

tów. Test Hausmana odpowiada na pytanie, który z modeli: FE czy RE jest bardziej poprawny pod względem statystycznym. Wartość empiryczna statystyki tego testu wskazuje, że model z efektami losowymi jest statystycznie bardziej poprawny, niż model z efektami nielosowymi, co oznacza, że niemierzalne efekty grupowe nie są skorelowane ze zmiennymi objaśniającymi modelu.

Niemierzalne czynniki, specyficzne dla poszczególnych powiatów – efekty grupowe mają w przypadku powiatów grupy I, III i IV inny charakter, niż dla powiatów grupy II. Tylko dla grupy II model RE z efektami losowymi okazał się lepszy. Dla modelu grupy 5 nie uzyskano zadowalających wyników pod względem statystycznym.

Tablica 1. Wyniki estymacji modeli dla grup zmiennej objaśniającej ILe

Grupy	Zmienna objaśniająca / statystyka testu	Oceny parametrów przy zmiennych objaśniających i wartości statystyk			
		Model z efektami nie- losowymi (FEM)		Model z efektami losowymi (REM)	
1	2	3		4	
I	X12 _{it}	0,0012	(-2,074)	0,0104	(-5,745)
	X13 _{it}	-0,2353	(3,086)	-0,2854	(3,673)
	X14 _{it}	-0,5210	(2,828)	-0,1454*	(1,696)
	X16 _{it}	-0,0025*	(-1,293)	-0,0069*	(1,895)
	wyraz wolny	1,0488	(14,680)	0,8344	(-12,211)
	R ²				
	var (u _i)	0,9157		0,9062	
	var (e _{it})			0,04091	
				0,01302	
	statystyka testu Chowa, [p-value], wniosek statystyka testu	F = 38,5744 [0,0000] efekty grupowe są istotne		—	
	Breuscha-Pagana, [p-value], wniosek statystyka testu	—		LM = 667,225[0,0000] efekty grupowe są istotne	
	Hausmana, [p-value], wniosek	H = 38,8002 [0,0000] model FE jest lepszy niż model RE			
II	X11 _{it}	6,2213*	(-1,556)	8,5188	(-2,677)
	X13 _{it}	-0,8411	(-4,203)	0,7864	(3,971)
	X14 _{it}	4,2138	(-6,628)	-3,8887	(-6,526)
	X18 _{it}	0,0163*	(-1,654)	-0,0566*	(1,497)
	wyraz wolny	0,5005	(3,477)	0,5445	(-3,505)
	R ²				
	var (u _i)	0,7075		0,5832	
	var (e _{it})			0,11787	
				0,09378	
	statystyka testu Chowa, [p-value], wniosek statystyka testu	F = 12,8024 [0,000] efekty grupowe są istot- ne		—	
	Breuscha-Pagana, [p-value], wniosek statystyka testu	—		LM = 219,574 [0,0000] efekty grupowe są istotne	
	Hausmana, [p-value], wniosek	H = 4,99143 [0,2882] model RE jest lepszy niż model FE			

1	2	3		4	
III	X12 _{it}	0,0024*	(-1,748)	0,0031	(-2,396)
	X13 _{it}	-0,8282	(3,173)	-0,7232	(2,726)
	X14 _{it}	-0,5970*	(1,701)	0,1769*	(1,211)
	X16 _{it}	0,0154	(-1,907)	-0,0197	(1,983)
	X17 _{it}	-0,0022	(1,945)	-0,0027*	(1,095)
	X18 _{it}	-0,2968*	(1,716)	-0,0989*	(1,582)
	wyraz wolny	2,0179	(-11,426)	1,8793	(-9,343)
	R ²				
	var (u _i)	0,8862		0,8550	
	var (e _{it})			0,10516	
			0,03884		
statystyka testu Chowa, [p-value], wniosek statystyka testu		F = 28,4095 [0,03884] efekty grupowe są istotne		-	
Breuscha-Pagana, [p-value], wniosek statystyka testu		-		LM = 178,138 [0,0000] efekty grupowe są istotne	
Hausmana, [p-value], wniosek		H = 25,8473 [0,0002] model FE jest lepszy niż model RE			
IV pow. miejskie	X11 _{it}	0,1627	(2,604)	-2,0987	(-2,022)
	X15 _{it}	-0,0326*	(1,610)	-0,0254	(-1,963)
	X17 _{it}	-0,0554	(3,053)	-0,0042	(-3,444)
	X18 _{it}	-0,0749	(2,314)	-0,0787*	(-1,710)
	wyraz wolny	0,9290	(-3,223)	4,4851	(14,659)
	R ²				
	var (u _i)	0,8609		0,7468	
	var (e _{it})			0,10073	
				0,05680	
	statystyka testu Chowa, [p-value], wniosek statystyka testu		F = 22, 085 [0,0000] efekty grupowe są istotne		-
Breuscha-Pagana, [p-value], wniosek statystyka testu		-		LM = 8,2446 [0,0041] efekty grupowe są istotne	
Hausmana, [p-value], wniosek		H = 26,890 [0,0002] model FE jest lepszy niż model RE			

Źródło: obliczenia własne [symbol (*) – zmienna istotna na poziomie 0,1].

Porównanie wyników modeli z grupy I z wynikami dla grupy III wskazuje na znacznie słabszy wpływ liczby łóżek szpitalnych (na 10 tys. mieszkańców) – wzrost oceny odpowiedniego parametru z 0,0012 do 0,0024. Wpływ ambulatoriów (na tys. mieszkańców) na poziom liczby lekarzy (na tys. mieszkańców) jest znacznie niższy w grupie III, niż w grupie I. Na wartość zmiennej objaśnianej w obydwu grupach ujemnie na podobnym poziomie wpływa liczba aptek (na tys. mieszkańców). Wpływ liczby miejsc w stacjonarnych zakładach pomocy społecznej (na tys. mieszkańców) w grupie I jest ujemny i słabszy, natomiast w grupie III dodatni, przy czym parametry modeli w obydwu grupach są statystycznie na poziomie 0,1. Dodatkowo w grupie III wystąpiły jeszcze dwie zmienne objaśniające, tj. ujemny wpływ wydatków budżetów powiatów na ochronę zdrowia (w tys. złotych

w przeliczeniu na tys. mieszkańców) i w znacznie większym stopniu liczba miejsc w żłobkach i oddziałach żłobkowych (na tys. mieszkańców).

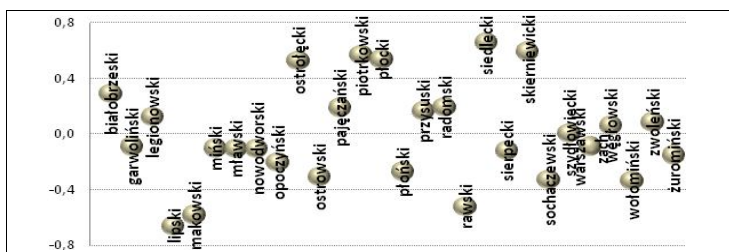
Na podstawie rezultatów uzyskanych z modelu dla grupy II można sformułować następujące wnioski, że na zmienną objaśnianą dodatni znaczny wpływ ma liczba szpitali (na tys. mieszkańców) oraz w niewielkim stopniu liczba ambulatoriów (na tys. mieszkańców). Ujemny znacznie większy wpływ na zmienną objaśnianą ma liczba aptek (na tys. mieszkańców), natomiast w niewielkim stopniu ujemny wpływ ma liczba miejsc w żłobkach i oddziałach żłobkowych (na tys. mieszkańców), która jest istotna na poziomie 0,1.

W modelu grupy IV liczba lekarzy (na tys. mieszkańców) jest uzależniona od czterech zmiennych objaśniających. Dodatni wpływ wywiera liczba szpitali (na tys. mieszkańców). Trzy zmienne wykazują ujemny wpływ, przy czym zmienna charakteryzująca liczbę miejsc w żłobkach i oddziałach żłobkowych (na tys. mieszkańców) wykazuje najwyższy wpływ. Wydatki budżetów powiatów na ochronę zdrowia (w tys. złotych w przeliczeniu na tys. mieszkańców), jako jedyna zmienna istotna przy poziomie 0,1. Najmniejszy wpływ na zmienną objaśnianą wywiera liczba zgonów niemowląt (na tys. urodzeń żywych).

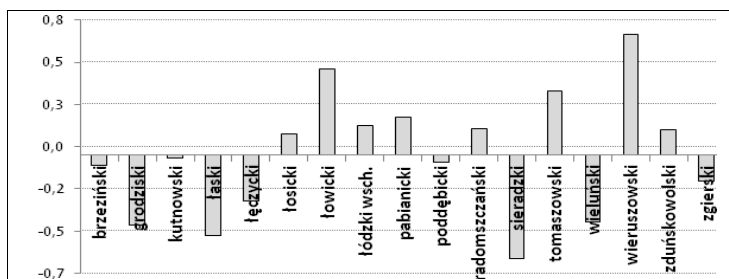
Występujące zróżnicowanie efektów grupowych w stosunku do średnich efektów spowodowane jest zapewne transformacją w powiatach, co wywołało nałożenie się występujących zmian w okresie jedenastu lat, a także prowadzoną restrukturyzacją w opiece zdrowotnej. Pomimo dokonanego grupowania powiatów podobnych model panelowy pozwolił na uchwycenie zróżnicowania odchyleń efektów grupowych.

Ocena efektów grupowych dla grupy I powiatów pozwala wnioskować, że powiat lipski i makowski nie ma znacznego wpływu na kształtowanie się liczby lekarzy w przeliczeniu na tys. mieszkańców w badanym okresie, gdyż efekty te przybierają najmniejszą wartość. Powiat siedlecki i skierniewicki, a także piotrkowski, plocki i ostrołęcki wywierają duży wpływ na ten wskaźnik. W powiecie skierniewickim w 2009 roku występował największy wzrost dynamiki dochodów budżetów gmin, również w wymienionych powiatach dynamika była rosnąca. Ocena efektów grupowych dla grupy II powiatów pozwala wnioskować, że najmniejszy wpływ mają powiat sieradzki i łaski, natomiast największy wieruszowski i łowicki. W powiecie łaskim od 2008 roku występuje ujemna dynamika (-3,1 pp.) wydatków budżetów powiatów na ochronę zdrowia. Powiat łowicki w 2009 roku charakteryzuje najwyższy wzrost dynamiki (59,7 pp.) wydatków budżetów powiatów na ochronę zdrowia w całym województwie łódzkim. W grupie III na najniższej pozycji wpływu na zatrudnienie lekarzy są powiaty otwocki i bełchatowski, zaś największy wpływ wywierają powiaty przasnyski, grójecki i pułtusi. Najbardziej zróżnicowane są efekty grupowe powiatów z grupy IV. Najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe dla powiatu miejskiego Warszawy oznacza to, że powiat miejski Warszawa nie ma znacznego wpływu na kształtowanie się liczby lekarzy w przeliczeniu na tys. mieszkańców w badanym okresie, natomiast duży wpływ na ten wskaźnik wywiera przede wszystkim powiat miejski Radom, w którym występuje najmniejsza liczba lekarzy w przeliczeniu na tys. mieszkańców (por. rys. 11).

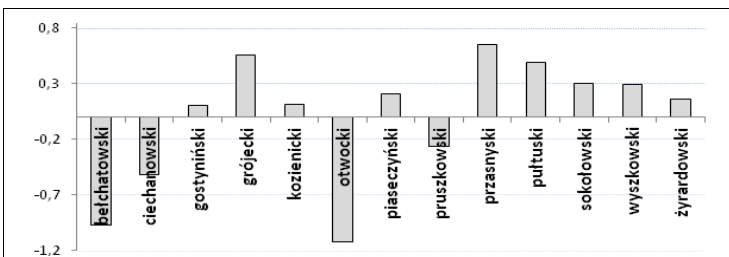
a) Grupa 1



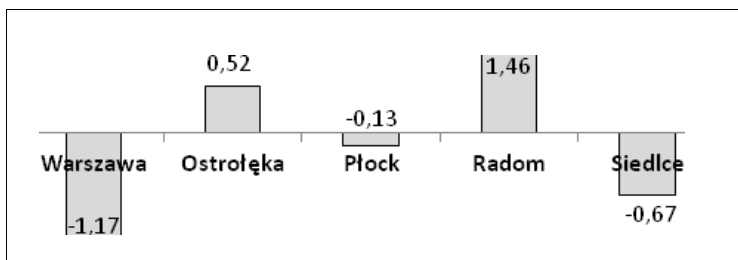
b) Grupa 2



c) Grupa 3



d) Grupa 4



Wykres 11. Odchylenia efektów grupowych od średniej dla modelu wg powiatów

Źródło: opracowanie własne.

W modelach opisujących kształtowanie się liczby lekarzy (na tysiąc mieszkańców) we wszystkich grupach powiatów, zbiór zmiennych objaśniających okazał się nieco różny, jednak dobór zmiennych odbywał się z banku wszystkich zmiennych uwzględnionych w specyfikacji do oceny sytuacji w opiece zdrowotnej regionu. Próbowano włączyć do zestawu zmiennych objaśniających jeszcze dodatkową zmienną – dochody budżetów gmin i miast na prawach powiatu, jednak okazała się ona nieistotna we wszystkich modelach.

Wnioski – w prezentowanym badaniu na podstawie dostępnych danych statystycznych scharakteryzowano funkcjonowanie opieki zdrowotnej w Regionie Centralnym. Za pomocą metody wzorca rozwoju oceniono zasoby i infrastrukturę systemu na tym terenie. W grupowaniu powiatów podobnych w regionie posłużono się metodą analizy skupień. Wyodrębniono trzy zasadnicze grupy powiatów i dwie grupy powiatów miejskich, jako centra Regionu Centralnego, których poziom rozwoju jest zbliżony. Na podstawie grup skonstruowano modele panelowe. Analiza ekonometryczna miała na celu wskazanie czynników, które charakteryzują specyfikę regionów w istotny sposób i wpływają na kapitał ludzki w postaci pracujących lekarzy w badanych grupach powiatów. Wskazano czynniki wspólne, które wpływają na poziom liczby lekarzy w powiatach, choć siła ich wpływu może być różna.

Zastosowanie modeli panelowych pozwoliło na stwierdzenie, że na poziom zatrudnienia lekarzy wpływają, zarówno w grupie I, III, IV, jak i w grupie II, niemierzalne czynniki, typowe dla powiatów. Charakter tych efektów grupowych jest jednak różny: w grupie I, III i IV są one nieskorelowane ze zmiennymi objaśniającymi, a w grupie II korelacja taka ma miejsce.

Trudności wynikłe podczas tego modelowania mogą wynikać ze stosunkowo dużego zróżnicowania wewnętrznego w powiatach zakwalifikowanych do grup. Analiza wzrokowa wyników grupowania (wykres 10) wskazuje, że w grupach tych wyodrębniają się podgrupy powiatów najbardziej podobnych. Przeprowadzenie bardziej szczegółowej analizy dla tych podgrup umożliwiłoby być może uzyskanie lepszego dopasowania modeli.

Przeprowadzona analiza dla powiatów daje pogląd na możliwości, jakie posiada Region Centralny w zakresie zabezpieczenia opieki zdrowotnej dla populacji, która zamieszkuje dany powiat.

LITERATURA

- Baltagi B.H., *Econometric analysis of panel data*, Wiley&Sons, Chichester 2008.
- Dańska B., *Przestrzenno-czasowe modelowanie zmian w działalności produkcyjnej w Polsce. Zastosowanie modeli panelowych* [w:] *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, red. B. Suchecki, t. I, Wydawnictwo Absolwent, Łódź 2000.

- Kolenda M., *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2006.
- Malina A., *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2004.
- Noworól A. (i in.), *Podstawy zarządzania w administracji publicznej*, Wyd. WSAP w Szczecinie, Szczecin 2003.
- Noworól A., Dąbrowska K., *Instrumenty lokalnego rozwoju gospodarczego*, „Rynek Kapitałowy” 2003, nr 1/145.
- Pacho W., Garbicz M. (red.), *Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu*, Wyd. SGH w Warszawie, Warszawa 2008.
- Szczech-Pietkiewicz E., *Regulacje i rekomendacje ponadnarodowe w zakresie polityki przestrzennej* [w:] *Wyzwania dla polskiej polityki przestrzennej* (materiały konferencyjne), Biuro Analiz Sejmowych, Wyd. Kancelaria Sejmu, Warszawa 2008.
- Szewc-Rogalska A., *Efektywność restrukturyzacji własnościowej przedsiębiorstw w Polsce. Ujęcie sektorowe*, Wyd. Uniwersytetu Rzeszowskiego, Rzeszów 2004.
- „Wiadomości Statystyczne” 2009, nr 1, Wyd. PTS, Warszawa.
- Welfe W. (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Wyd. PWE, Warszawa 2007.
- www.stat.gov.pl
- www.region.poland.gov.pl

Streszczenie

Zgodnie z istniejącym prawem ludność naszego kraju ma zapewniony powszechny i równy dostęp do opieki zdrowotnej. Funkcjonowanie systemu opieki zdrowotnej w powiatach pozwala określić rolę, jaką pełni system ochrony zdrowia w regionie, w celu właściwego zapewnienia usług w zakresie opieki medycznej. Jest to również punkt wyjścia dla analizy prezentowanej w opracowaniu. Podmiotami tej analizy są powiaty Regionu Centralnego w Polsce. Poziom ich rozwoju gospodarczego jest zróżnicowany. Wyodrębnienie grup powiatów w regionie o podobnych cechach wchodzących w skład funkcjonującego systemu ochrony zdrowia pozwala na ocenę skuteczności funkcjonowania systemu.

Zasadniczym celem opracowania jest wyodrębnienie grup powiatów podobnych ze względu na poziom rozwoju opieki zdrowotnej oraz ekonometryczna analiza czynników, które w istotny sposób wpływają na dostęp do opieki zdrowotnej w tych grupach. Jako narzędzia analizy zastosowano metody taksonomiczne i ekonometryczne. W szczególności są to aglomeracyjne metody grupowania i modele ekonometryczne szacowane na podstawie danych panelowych.

Groups of Similar Poviats Based on the Example of Health Care in the Central Region. An Analysis Using Panel Models

Summary

Pursuant to applicable law, our country's population is offered universal and equal access to health care. The functioning of the health care system in poviats allows to determine the role played by the health care system in the region in order to properly provide health care services. It

is also the starting point for an analysis presented in the study. Subjects of that analysis are poviats of the Central Region of Poland. The poviats are known to differ in their economic development levels. Isolating groups of poviats in the region with similar characteristics, being part of the functioning health care system, makes it possible to assess the functioning efficiency of the system.

The main objective of the study is to isolate groups of poviats with similar health care development levels and perform an econometric analysis of factors that significantly affect access to health care in those groups. As its tools, the analysis uses taxonomic and econometric methods. Those methods include, in particular, agglomerative clustering methods and econometric models estimated on the basis of panel data.