

# PANELOWY MODEL SSANOVA WYKORZYSTANY DO OCENY WPŁYWU EFEKTÓW ZRÓŻNICOWANIA SEKTOROWEGO I REGIONALNEGO NA PROWADZONĄ RESTRUKTURYZACJĘ ZATRUDNIENIA W OPIECE ZDROWOTNEJ W POLSCE W LATACH 1999–2009

## 1. Wstęp

Do oceny poziomu zmian zatrudnienia personelu medycznego w publicznej opiece zdrowotnej w związku z prowadzoną restrukturyzacją niezbędne staje się uwzględnianie zmiennych mających charakter wielowymiarowy, gdyż ma to związek z ekonomicznym i społecznym aspektem zjawiska. Naprawa działalności finansowej sektora ochrony zdrowia jest od lat ważnym zadaniem władz publicznych, w związku z reżimem wprowadzonym przez ustawę finansów publicznych. Wybór czynników, które należy uwzględnić w polityce gospodarczej i społecznej kraju, powoduje, że poszukiwanie nowych metod ilościowych w analizach ekonomicznych dotyczących

zagadnień zewnętrznych w sektorze ochrony zdrowia było i jest pożądane. Badanie prowadzone w tym zakresie stanowi nowoczesne narzędzie wykorzystane do rozwoju dziedziny zwanej statystyką przestrzenną ochrony zdrowia.

Celem niniejszego badania jest sprawdzenie zmian dokonanych pod wpływem oddziaływania przestrzeni geograficznej na strukturę zatrudnienia w opiece zdrowotnej, spowodowanych przez prowadzoną restrukturyzację w sektorze ochrony zdrowia. Do realizacji tego celu wykorzystano model panelowy SSANOVA, a oszacowane parametry modelu dają możliwość oceny tempa zmian efektów strukturalnych, efektów zmian geograficznych – konkurencyjności, a także interakcji przestrzennych poziomu zatrudnienia personelu medycznego w badanej grupie pięciu zawodów sektora publicznego w latach 1999–2009 w przekrojowym ujęciu województw.

## 2. Wpływ restrukturyzacji w sektorze zdrowia na zatrudnienie w opiece zdrowotnej

Ochrona zdrowia w Polsce jest realizowana na poziomie różnych zadań w zakresie opieki zdrowotnej i promocji zdrowia, traktuje się ją jako jedno z ważniejszych praw socjalnych przysługujących każdemu człowiekowi. Brak mechanizmów o charakterze rynkowym w latach 90. powodował do czasu wprowadzenia reform, iż gospodarowanie bazą i kadrami nie powodowało oszczędnego i efektywnego sposobu ich wykorzystania. Przejawiało się to głównie w szpitalnictwie, wykorzystującym łóżka szpitalne tylko częściowo, ale przy pełnej obsadzie personelu medycznego. Istniało wówczas przekonanie, iż tylko zwiększenie środków finansowych przeznaczonych na sektor zdrowia umożliwi właściwe funkcjonowanie opieki zdrowotnej.

Do 1999 r. państwo gwarantowało powszechny i bezpłatny dostęp do usług medycznych (opiekę zdrowotną całkowicie finansowano z budżetu). Jednak pogłębiające się niedofinansowanie sektora opieki zdrowotnej, które wynikało z oszczędności w budżecie państwa, spowodowało nieefektywność tego sektora. Niewłaściwe zarządzanie publicznym systemem opieki zdrowotnej doprowadziło nie tylko do ograniczenia dostępu do usług medycznych oraz pogorszenia stanu zasobów rzeczowych, ale także do kłopotów finansowych zatrudnionego personelu medycznego, co w konsekwencji prowadziło do zadłużania się zakładów opieki zdrowotnej. Niewystarczające przychody negatywnie wpływały na strukturę źródeł finansowania, a także na majątek zakładów opieki zdrowotnej i wzrost nieuregulowanych w terminie zobowiązań pieniężnych. Długi te zostały w większości przejęte 1 stycznia 1999 r. przez Skarb Państwa i spłacone za pośrednictwem Banku Handlowego oraz w formie rekompensaty podatkowej. Oddłużenie to nie przyniosło jednak trwałych rezultatów i od 1999 r. samodzielne publiczne zakłady opieki zdrowotnej (SP ZOZ) zaczęły generować nowe zadłużenie. Dopiero w 2005 r. została przełamana tendencja wzrostu

liczby zakładów ponoszących straty<sup>1</sup>. Wcześniej zakłady te nie mogły pokryć w pełni kosztów bieżącej działalności oraz zredukować zadłużenia z poprzednich lat, jak również odtworzyć majątku niezbędnego do dalszego funkcjonowania, a także zapewnić realnego wzrostu wynagrodzeń pracowników medycznych.

Podstawowym argumentem za przeprowadzeniem restrukturyzacji zatrudnienia w opiece zdrowotnej był przede wszystkim argument ekonomiczny – podnoszenie produktywności personelu medycznego oraz efektywności placówek medycznych. W procesie świadczenia usług zdrowotnych istotnym elementem jest nakład pracy, co powoduje, że wprowadzanie reform w systemie świadczenia usług zdrowotnych ma istotny wpływ na strukturę zatrudnienia w opiece zdrowotnej<sup>2</sup>. Przyjmując zatrudnienie w opiece zdrowotnej za kryterium przeprowadzonych reform, można wyróżnić następujące ich rodzaje: zmianę struktury zatrudnienia poprzez redukcję zatrudnienia pracowników na oddziałach krótkoterminowych i poprzez wzrost zatrudnienia na oddziałach opieki długoterminowej oraz prywatyzację, prowadzącą do zmniejszenia zatrudnienia w sektorze publicznym oraz do zwiększenia zatrudnienia w sektorze prywatnym.

Proces restrukturyzacji zatrudnienia oznacza zmianę ilościową. Może to polegać na zmniejszeniu zatrudnienia lub na zwiększeniu liczby pracowników potrzebnych do realizacji określonego celu strategicznego. Główne przyczyny skłaniające do restrukturyzacji zatrudnienia w opiece zdrowotnej, oprócz obserwowanej nadmiernej liczby etatów, to przede wszystkim niedopasowania zawodowo-kwalifikacyjne wynikające ze zmian stanu zdrowia ludności. Ogólnie można powiedzieć, iż restrukturyzacja dotyczy przekształcenia zasobów ludzkich w zakresie struktury kwalifikacyjnej, zawodowej, stanowiskowej, a także struktury społecznej zatrudnionych (poprzez odmłodzenie kadry). Restrukturyzacja zatrudnienia w opiece zdrowotnej wpływa na zmianę zakresu pracy albo wymaganych kwalifikacji, a także może powodować zmniejszenie zatrudnienia w jednej specjalizacji opieki zdrowotnej przy zwiększaniu zatrudnienia w innej. Może również oznaczać zastępowanie mniej wykwalifikowanych kadr personelem o wyższych kwalifikacjach.

Zapoczątkowana w 2005 r. restrukturyzacja finansowa SP ZOZ, mimo iż przyczyniła się do zmniejszenia zadłużenia oraz zmiany struktury tego zadłużenia, okazała się instrumentem niewystarczającym w przypadku jakościowej zmiany sytuacji finansowej SP ZOZ. Restrukturyzacja finansowa nie doprowadziła także do wyodrębnienia tych zakładów, w których rachunek ekonomiczny uzasadniałby ich likwidację. W ramach realizacji programu restrukturyzacji i przekształceń systemowych w ochronie zdrowia finansowano część kosztów odpraw i odszkodowań wypłacanych

<sup>1</sup> Sejm RP w dniu 15 kwietnia 2005 r. uchwalił ustawę (Dz.U. Nr 78, poz. 684) o pomocy publicznej i restrukturyzacji publicznych zakładów opieki zdrowotnej, w której określono instrumenty restrukturyzacji zadłużenia i udzielania pomocy publicznym zakładom opieki zdrowotnej.

<sup>2</sup> T. Karkowski, *Restrukturyzacja szpitali*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2010, s. 95.

pracownikom zwalnianym z publicznych zakładów opieki zdrowotnej, a także zakup aparatury medycznej oraz wykonanie niektórych prac remontowych i modernizacyjnych w zakładach opieki zdrowotnej. Wydatki te miały zwiększyć efektywność funkcjonowania publicznych zakładów opieki zdrowotnej i przyczynić się do poprawy jakości udzielanych usług. Jednak główną przyczyną zadłużania się samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej były regulacje prawne, które nie wymuszały na organach założycielskich decyzji racjonalizujących ich działalność.

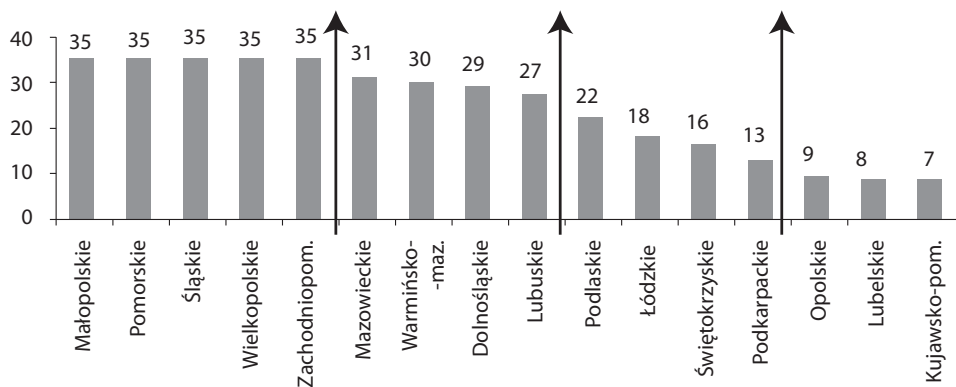
### 3. Przekształcenia w regionach

O aktywności zakładów opieki zdrowotnej w procesie restrukturyzacji zatrudnienia świadczyć może wykaz 385 jednostek (samodzielne publiczne zakłady opieki zdrowotnej i jednostki samorządu terytorialnego będące organem założycielskim samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej) w poszczególnych województwach, które w 1999 r. zostały zakwalifikowane do kategorii jednostek wymagających dofinansowania zwiększonych kosztów świadczeń zdrowotnych związanych z restrukturyzacją zatrudnienia<sup>3</sup>.

Można wskazać cztery grupy województw o różnym zaangażowaniu w proces restrukturyzacji zatrudnienia. Do pierwszej grupy, z liczbą po 35 zakładów, zaliczamy województwa: małopolskie, pomorskie, śląskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie. W drugiej grupie (liczba zakładów od 31 do 27) znalazły się województwa: mazowieckie, warmińsko-mazurskie, dolnośląskie i lubuskie. Do trzeciej grupy (22–13) zaliczamy województwa: podlaskie, łódzkie, świętokrzyskie i podkarpackie. Najmniejszą liczbę zakładów, które otrzymały zwiększone środki finansowe na proces restrukturyzacji zatrudnienia, miały województwa: opolskie, lubelskie i kujawsko-pomorskie (9–7) – rysunek 1.

---

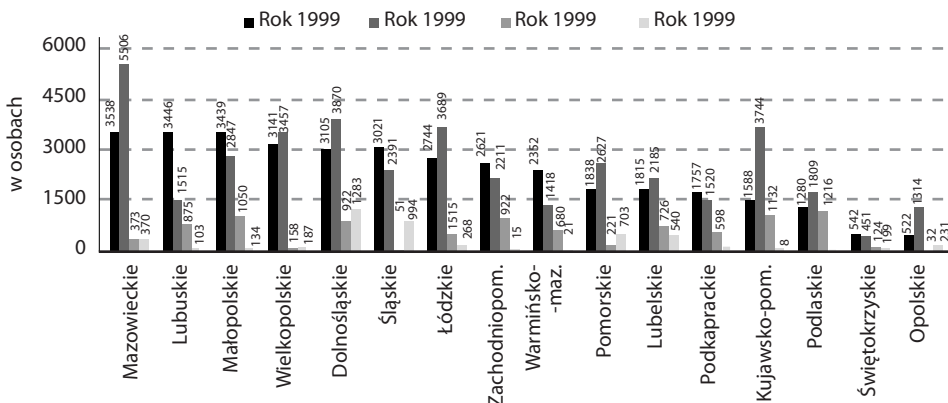
<sup>3</sup> MZiOS, *Program działań wspierających pracowników opieki zdrowotnej jako element restrukturyzacji zatrudnienia*, Warszawa, wrzesień 1999, tabela 1.



**Rysunek 1. Jednostki objęte restrukturyzacją zatrudnienia w 1999 r. w poszczególnych województwach**

Źródło: opracowanie własne.

Struktura liczby zwolnionych osób w poszczególnych województwach w latach 1999–2002 pokazuje, w których regionach restrukturyzacja zatrudnienia w sektorze zdrowia była prowadzona najbardziej efektywnie (rysunek 2).

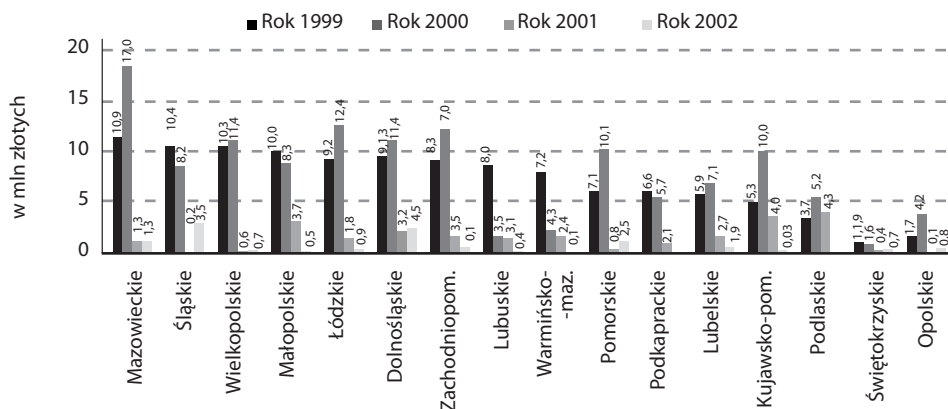


**Rysunek 2. Zwolnienia związane z restrukturyzacją zatrudnienia w latach 1999–2002 wg województw**

Źródło: opracowanie własne na podstawie: MZ, *Ocena realizacji programów działań ogólnowych i restrukturyzacji w ochronie zdrowia*, Departament Organizacji Ochrony Zdrowia, Warszawa, 11 lipca 2003, s. 81.

W ramach prowadzonej restrukturyzacji zatrudnienia, począwszy od 1999 r., zabezpieczano w ustawie budżetowej na realizację celów środki finansowe, z których korzystały zakłady opieki w bardzo różnym zakresie (rysunek 3). Pod względem przekazanych środków na restrukturyzację zatrudnienia województwo mazowieckie znalazło się na pierwszym miejscu w latach 1999 i 2000, natomiast na końcu listy przekazanych środków znalazły się województwa świętokrzyskie i opolskie. Łącznie

w latach 1999–2002 przekazano 294,6 mln zł. Ponieważ w latach 2001 i 2002 malała liczba zwalnianych pracowników, stąd zmniejszeniu ulegały kwoty środków potrzebnych na ten cel. Przekazywanie środków na programy restrukturyzacji w poszczególnych województwach było oparte na analizie danych dotyczących trendów demograficznych, epidemiologii, planów rozwoju społeczno-ekonomicznego, podaży usług medycznych, struktury świadczeniodawców i ich kadry medycznej, a także wyposażenia w sprzęt medyczny oraz potencjalnych możliwości wykonywania świadczeń zdrowotnych.



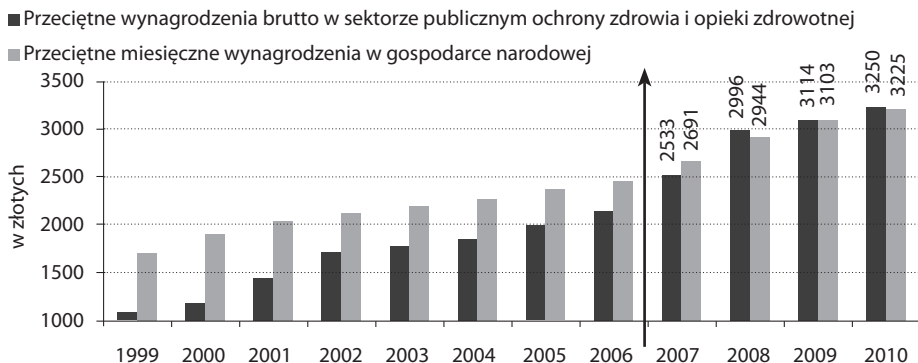
**Rysunek 3. Środki finansowe przekazane na restrukturyzację zatrudnienia w latach 1999–2002 wg województw**

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Departament Organizacji Ochrony Zdrowia, *Ocena realizacji programów działań osłonowych i restrukturyzacji w ochronie zdrowia*, Warszawa, 11 lipca 2003, s. 9.

Skutki regulacji rządu znalazły odzwierciedlenie w kształtowaniu się przeciętnych wynagrodzeń brutto w sektorze publicznym ochrony zdrowia i opiece zdrowotnej w porównaniu z przeciętnymi miesięcznymi wynagrodzeniami w gospodarce narodowej wg sektorów ekonomicznych (bez podmiotów gospodarczych o liczbie pracujących do 9 osób). Zaspokojenie indywidualnych roszczeń pracowników, które wynikały z art. 4a ustawy z 16 grudnia 1994 r. o negocjowanym systemie kształtowania przyrostu przeciętnych wynagrodzeń u przedsiębiorców oraz o zmianie niektórych ustaw, 31 grudnia 2004 r. umożliwiła ustawa 203 o pomocy publicznej i restrukturyzacji publicznych zakładów opieki zdrowotnej. Systematycznie rosły także wynagrodzenia w sektorze publicznym opieki zdrowotnej (rysunek 4).

Od 2007 r. różnica poziomu wynagrodzeń wyraźnie zmniejszyła się, natomiast od 2008 r. przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze publicznym ochrony zdrowia i opieki zdrowotnej w porównaniu z przeciętnymi wynagrodzeniami w gospodarce narodowej były wyższe. Zmiany takie zostały wywołane przede wszystkim znaczącym wzrostem wynagrodzeń lekarzy i pielęgniarek, co miało pomóc w zatrzymaniu kadry medycznej w Polsce po otwarciu rynku pracy w UE. Organizacja wewnętrzna

dużej liczby ZOZ po przeprowadzeniu restrukturyzacji pozwoliła na usamodzielnienie się placówek, to z kolei pozwoliło na wydzielenie i prywatyzację tych elementów struktury, które wykraczały poza zakres opieki zdrowotnej. Uzyskano w ten sposób zmniejszenie zatrudnienia bezpośrednio związanego ze szpitalami. Wprowadzono także kontrakty przy zatrudnianiu lekarzy.



**Rysunek 4. Porównanie przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń w gospodarce narodowej oraz przeciętnych wynagrodzeń brutto w sektorze publicznym ochrony zdrowia i opiece zdrowotnej w latach 1999–2010**

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Departament Pracy, GUS, *Zatrudnienie i Wynagrodzenia w Gospodarce Narodowej* (z różnych lat).

Rozkład wpływu czynników strukturalnych i geograficznych struktury zatrudnienia dla pięciu zawodów medycznych w opiece zdrowotnej na przestrzeni lat 1999–2009 w poszczególnych województwach można określić na podstawie modelu SSANOVA.

## 4. Rozwój metody przesunięć udziałów

W procesie kształtowania się poziomu zatrudnienia wg jego struktury sektorowej istotną rolę pełnią dwa efekty: strukturalny i konkurencyjny. Efekty te wyjaśniają różnicę między wzrostem/spadkiem zatrudnienia w grupach zawodowych oraz przeciętnym wzrostem zatrudnienia dla całego sektora w kraju. Oceny wpływu tych efektów można dokonać, wykorzystując analizę *Shift-Share*, nazywaną metodą przesunięć udziałów. Metoda ta pozwala ustalić, jaki wpływ na zmianę wartości badanej zmiennej w dwóch porównywanych okresach miały zmiany wag jej poszczególnych składowych oraz zmiany poziomu tych składowych. Na przełomie lat 70.

i 80. Berzeg<sup>4</sup> zapoczątkował podejście SSANOVA (stochastyczny model ważonej analizy wariancji *Shift-Share*). W pierwotnej wersji efekt lokalny (geograficzny) jest w nim traktowany jako składnik losowy. Oznacza to jednak konieczność uzyskiwania informacji o czynnikach przestrzennych pośrednio, na podstawie reszt estymacji modelu, mimo założenia, że wartość oczekiwana błędu równa jest zero. W rezultacie powstała metoda SSANOVA2, która rozdziela efekt geograficzny od składnika losowego. Wykorzystując ogólny model analizy wariancji SSANOVA Berzega, możemy objaśnić względną zmianę wartości badanej cechy czynnikiem globalnym, regionalnym i strukturalnym. Model ten jest modelem ekonometrycznym, ale niemającym charakteru przyczynowo-skutkowego:

$$y_{rit} = \alpha + \beta_i + \gamma_r + \delta_{ri} + \varepsilon_{rit} \quad , \quad (1)$$

gdzie:

$y_{rit}$  – zmienna objaśniana w postaci tempa zmian zatrudnienia w  $r$ -tym województwie,  $i$ -tym zawodzie i  $t$ -czasie,

$\alpha$  – parametr wzrostu całkowitego,

$\beta_i$  – efekty całkowite wzrostu sektorowego,

$\gamma_r + \delta_{ri}$  – efekty konkurencyjności zawierające specyficzne składowe regionalne ( $\gamma_r$  oraz  $\delta_{ri}$  – składnik ujawnionej przewagi komparatywnej),

$\varepsilon_{rit}$  – składnik losowy o zerowej wartości oczekiwanej oraz strukturze elementów macierzy wariancji-kowariancji.

Zastosowanie takiego modelu umożliwia oszacowanie udziału w dynamice zjawiska zmian zachodzących w przekroju, regionach lub w całym systemie badanego zjawiska. Dysponując jednak odpowiednio dużą liczbą obserwacji w wymiarze czasowym, w celu przeprowadzenia analizy dekompozycji zmian przyrostów i temp wzrostu wybranej zmiennej jednocześnie w trzech wymiarach, tj. wg województw, zawodów i w czasie, można zastosować uogólnienia dynamizacji analizy przesunięć udziałów związanej z możliwościami zastosowania wielowymiarowych danych przestrzenno-czasowych. Rezygnując z uwzględnienia składowych interakcyjnych  $\delta_{ri}$ , otrzymujemy uproszczony model Berzega:

$$y_{rit} = \alpha + \beta_i + \gamma_r + \varepsilon_{rit} \quad , \quad (2)$$

którego aspekt dynamiczny, zaproponowany również przez Knudsen, może być uzupełniony przez zróżnicowanie stałych efektów wymiaru czasowego. Podejście dynamiczne pozwala na otrzymywanie lepszych, bardziej wiarygodnych rezultatów, ze względu na lepszą alokację wzrostu pomiędzy składowymi. Mając do dyspozycji

<sup>4</sup> K. Berzeg, *The empirical content of shift-share analysis*, „Journal of Regional Science” 1978, vol. 18; K. Berzeg, *A note on statistical approaches to shift-share analysis*, „Journal of Regional Science” 1984, vol. 24/2.



pięć przekrojów, do badania danych panelowych zastosowano zatem model Berzega<sup>5</sup> w następującej postaci:

$$y_{rit} = \alpha + \beta_i + \tau_j + \gamma_r + \varepsilon_{rit} \quad (3)$$

gdzie:

$\tau_j$  –  $j$ -ty element przekroju (sektor) w podziale innym niż efekty całkowite wzrostu sektorowego.

Model panelowy (3) jest modelem jednorównaniowym, który zdekomponowano do układu dziesięciu równań pozornie niezależnych (SUR – *Seemingly Unrelated Regressions*), po jednym dla każdego okresu danych z analizy. Metoda Zellnera zastosowana do estymacji łącznej (*Joint GLS* – uogólniona wielowymiarowa MNK) umożliwiła oszacowanie tego modelu po nałożeniu warunków pobocznych identyczności parametrów w każdym z równań oraz uwzględnieniu heteroskedastyczności składników losowych. Zastosowanie takiego modelu panelowego, tj. przekrojowo-czasowo-przestrzennego, w którym dynamika nie ma charakteru rekurencyjnego, ale symulacyjnie uwzględnia zmiany w czasie, pozwala uzyskać oczekiwane wyniki co do zmiany wpływu efektu zarówno całkowitego, struktury, jak i konkurencyjności regionów na zatrudnienie pracowników medycznych, poprzez pryzmat prowadzonej restrukturyzacji w publicznym sektorze zdrowia. Model panelowy był estymowany na danych dotyczących zatrudnienia w opiece zdrowotnej z lat 1999–2009 dla pięciu grup zawodowych pracowników (lekarze, stomatolodzy, farmaceuci, pielęgniarki i położne) w ujęciu przekrojowym województw, z wykorzystaniem procedury mvr w Pakiecie Soritec<sup>6</sup>. Oceny parametrów modelu są średnimi arytmetycznymi z wartości dla poszczególnych lat (tabela 1).

<sup>5</sup> D.C. Knudsen, *Shift-Share Analysis: further examination of models for the description of economic change*, „Socio-Economic Planning Sciences” 2000, vol. 34, s. 177–198; J. Suhecka, A. Żółtaszek, *Zastosowanie panelowego modelu przesunięć udziałów Berzega w analizie wydatków na ochronę zdrowia*, w: *Ochrona zdrowia na świecie*, red. K. Ryc, Z. Skrzypczak, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2011, s. 223–233.

<sup>6</sup> E. Antczak, *Analizy strukturalno-geograficzne*, w: *Ekonometria przestrzenna, Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suhecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010, s. 185–187.

**Tabela 1. Wyniki estymacji modelu panelowego (Berzega–Knudsena) zatrudnienia pracowników medycznych wg pięciu grup zawodowych i województw w latach 1999–2009**

Wyniki według efektu			
efekt	(sektor/region)	parametr	wartość
globalny	Polska	$\alpha$	-2,666
strukturalny	lekarze	$\beta_1$	0,036
	stomatolodzy	$\beta_2$	-10,811
	farmaceuci	$\beta_3$	-8,528
	pielęgniarki	$\beta_4$	0,192
	położne	$\beta_5$	5,483
regionalny	dolnośląskie	$\gamma_1$	-2,037
	kujawsko-pomorskie	$\gamma_2$	-0,609
	lubelskie	$\gamma_3$	1,281
	lubuskie	$\gamma_4$	-0,413
	łódzkie	$\gamma_5$	0,770
	małopolskie	$\gamma_6$	0,928
	mazowieckie	$\gamma_7$	2,043
	opolskie	$\gamma_8$	-0,470
	podkarpackie	$\gamma_9$	0,200
	podlaskie	$\gamma_{10}$	-0,159
	pomorskie	$\gamma_{11}$	-0,341
	śląskie	$\gamma_{12}$	0,160
	świętokrzyskie	$\gamma_{13}$	-0,260
	warmińsko-mazurskie	$\gamma_{14}$	-0,532
	wielkopolskie	$\gamma_{15}$	0,769
	zachodniopomorskie	$\gamma_{16}$	-7,597

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników oszacowania modelu.

Wyniki estymacji modelu mogą wskazywać na istotne zależności pomiędzy efektem globalnym a poszczególnymi efektami, tj. strukturalnym i geograficznym. Ogólna tendencja zmian zatrudnienia w badanym okresie odpowiada za średnio -2,7% tempa spadku zatrudnienia dla każdego województwa w badanej grupie pięciu zawodów. Sytuacja taka jest związana z prowadzoną restrukturyzacją zatrudnienia w opiece zdrowotnej.

Indywidualne efekty strukturalne w analizowanych latach wykazują zróżnicowanie w zależności od zawodów. Minimalny wzrost tempa zatrudnienia odnotowano w przypadku lekarzy (0,04%) i pielęgniarek (0,19%), a znacznie większy wzrost tempa zatrudnienia we wszystkich województwach w przypadku położnych (5,48%). Znaczny spadek tempa zatrudnienia stomatologów (-10,81%) i farmaceutów

(-8,53%) we wszystkich województwach w Polsce związany był z tym, że w ostatnich latach dużą część usług opieki zdrowotnej przejął sektor prywatny.

Struktura zatrudnienia zmienia się w czasie i przestrzeni, determinując całkowity efekt strukturalny, który w poszczególnych latach zmieniał się w zależności od intensywności działań restrukturyzacyjnych (tabela 2).

**Tabela 2. Całkowite efekty strukturalne przekroju w latach 1999–2009**

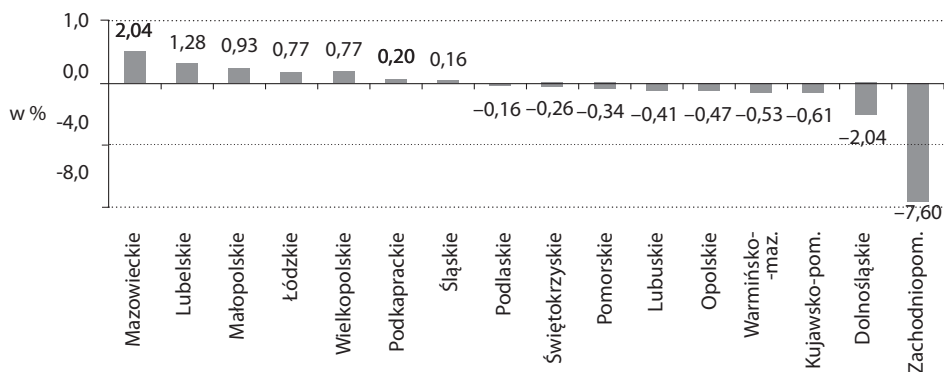
Województwa \ Lata	1999/ 2000	2000/ 2001	2001/ 2002	2002/ 2003	2003/ 2004	2004/ 2005	2005/ 2006	2006/ 2007	2007/ 2008	2008/ 2009
Dolnośląskie	-2,87	-3,55	0,60	-4,08	-3,35	-1,07	-3,33	-0,73	-3,67	0,59
Kujawsko-pomorskie	-3,35	-2,90	-2,78	-4,04	-3,58	-5,17	-1,95	-1,30	-0,73	0,10
Lubelskie	0,49	-3,61	-1,04	-2,96	-3,21	-2,30	-2,46	0,17	-1,22	0,52
Lubuskie	-3,58	-2,21	-1,49	-2,78	-0,93	-0,93	-2,66	-13,5	-0,99	-1,33
Łódzkie	-2,71	-3,08	1,43	-2,90	-3,30	-1,66	-1,43	-1,42	1,21	-1,68
Małopolskie	-5,60	-3,10	-1,91	-3,44	-2,27	-2,38	-0,65	-1,61	-0,70	2,64
Mazowieckie	-3,97	-2,36	-1,82	-3,23	-2,88	-2,71	-0,65	-0,90	-1,03	-0,47
Opolskie	-3,51	-2,91	-2,75	-2,85	-4,64	-3,06	-2,21	0,82	0,63	-0,42
Podkarpackie	-2,93	-3,16	-1,68	-3,37	-1,07	-0,82	-1,31	0,43	-1,59	-2,77
Podlaskie	-3,13	-3,11	-1,40	-3,49	2,92	-1,56	-2,89	0,01	-0,08	0,20
Pomorskie	-3,43	-2,83	1,87	-3,43	-7,29	-3,53	-2,31	-0,12	-2,21	0,00
Śląskie	-3,37	-2,51	-0,57	-1,71	-2,55	-2,36	-1,89	-1,31	-1,05	-0,50
Świętokrzyskie	-2,06	-2,38	-2,32	-4,12	-2,62	-1,94	-3,88	1,25	-2,46	-0,06
Warmińsko-mazurskie	-2,29	-3,06	-1,00	-2,36	-0,85	-2,09	-2,34	1,12	-1,19	0,62
Wielkopolskie	-3,24	-2,24	-1,08	-2,45	0,31	-3,00	-2,63	0,99	-0,52	-0,98
Zachodniopomorskie	-3,35	-5,51	-3,80	-2,32	-2,85	-1,73	-2,06	-1,03	-1,66	-1,09

Źródło: opracowanie własne.

Pięć województw wykazało ujemne efekty strukturalne w całym badanym okresie, co wynika z prowadzonej restrukturyzacji zatrudnienia. W pierwszym okresie analizy największe spadki tempa zmian wynikające ze struktury odnotowano w województwach: małopolskim, mazowieckim, lubuskim, śląskim i zachodniopomorskim. Wyróżnione w tabeli efekty dodatnie pokazują, że całkowite tempo zmian zatrudnienia w ostatnich latach analizy procesu restrukturyzacji zmieniło w kilku województwach tendencję spadkową zatrudnienia na niewielki wzrost.

Graficzna prezentacja efektów regionalnych (rysunek 5) pokazuje, że najsilniejszy dodatni efekt geograficzny wystąpił w województwie mazowieckim (2,04%), nieco mniejszy w województwach lubelskim i małopolskim. Najmniejszy wzrost wystąpił w województwie śląskim (0,16%), najmniejszy niekorzystny wpływ zaś

w województwie podlaskim (-0,16%). Województwo zachodniopomorskie charakteryzuje największy spadek (-7,6%).



**Rysunek 5. Efekty regionalne modelu Bergega wg województw**

Źródło: opracowanie własne.

Czynnik geograficzny jest zróżnicowany co do kierunku i siły oddziaływania, chociaż odnotowano województwa o zbliżonym efekcie przestrzennym. Efekt globalny wskazuje na ogólną tendencję spadkową zatrudnienia w opiece zdrowotnej we wszystkich województwach.

## 5. Podsumowanie

Głównymi celami programów restrukturyzacji w ochronie zdrowia było: dostosowanie jednostek ochrony zdrowia do wymogów tworzonego rynku świadczeń zdrowotnych, racjonalizacja kosztów udzielanych świadczeń zdrowotnych, a przede wszystkim poprawa dostępności i jakości świadczeń zdrowotnych. Stąd zmiany w poziomie i strukturze zatrudnienia personelu medycznego są niezwykle ważnym efektem wdrażania planów reformy opieki zdrowotnej. Restrukturyzacja zatrudnienia przyczyniła się (choć w niewielkim stopniu) do alokacji zasobów ludzkich oraz spowodowała pozytywne zmiany w wysokości wynagrodzenia pracowników zatrudnionych w systemie opieki zdrowotnej.

W niniejszym artykule przedstawiono wyniki badań zmian strukturalnych zatrudnienia personelu medycznego w opiece zdrowotnej 16 województw w latach 1999–2009. Do badań tych jako narzędzie zastosowano panelowy model SSANOVA. Wykorzystanie takiego modelu do analizy wielowymiarowych danych przestrzenno-czasowych pozwoliło na zdynamizowanie jej, gdyż był estymowany model dla 11 lat (okresów) i pięciu grup zawodowych pracowników opieki zdrowotnej oraz 16 województw w latach 1999–2009. Na podstawie oszacowanych parametrów modelu

oceniono wpływ na wzrost poziomu regionalnego zatrudnienia personelu medycznego następujących czynników: zmian strukturalnych w województwach, zmian geograficznych – konkurencyjności, a także interakcji przestrzennych (sąsiedztwa).

## Bibliografia

- Antczak E., *Analizy strukturalno-geograficzne*, w: *Ekonometria przestrzenna, Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010.
- Berzeg K., *A note on statistical approaches to shift-share analysis*, „Journal of Regional Science” 1984, vol. 24/2.
- Berzeg K., *The empirical content of shift-share analysis*, „Journal of Regional Science” 1978, vol. 18.
- Karkowski T., *Restrukturyzacja szpitali*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2010.
- Knudsen D.C., *Shift-Share Analysis: further examination of models for the description of economic change*, „Socio-Economic Planning Sciences” 2000, vol. 34, s. 177–198.
- Suhecka J., Żółtaszek A., *Zastosowanie panelowego modelu przesunięć udziałów Berzega w analizie wydatków na ochronę zdrowia*, w: *Ochrona zdrowia na świecie*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2011.

## Summary

### The SSANOVA panel model applied to assess the impact of sector and regional diversification effects on employment restructuring in health care in Poland from 1999 to 2009

The objective of the study is to examine the impact of restructuring carried out in health care on the employment level in the public sector in provinces as compared with the structure of employment in Poland. Statistical data used in the analysis come from information contained in the Statistical Bulletins of the Ministry of Health and a publication entitled “Basic Health Care Data for 1999–2010”.

Numerous economic variables show considerable sensitivity to changes in structure diversification. The SSANOVA panel model was used as a tool to examine structural changes in social and economic phenomena occurring in the health care system geographically and in a specific period of time. Such a model applied to analyse multidimensional spatial and temporal data allowed to make the analysis more dynamic because a model for eleven years (periods), five professional groups of health care employees, and sixteen provinces was estimated from 1999 to 2009. Based on estimated

parameters of the model, it was possible to evaluate the impact of structural changes in provinces, geographical changes – in competitiveness, and also spatial interactions (proximity) on an increase in the regional employment of medical personnel.

**Keywords:** employment, health care, SSANOVA panel

**JEL classification:** J69, I18, C32