

Beata Bal-Domańska

ZRÓŻNICOWANIE PRZESTRZENNE WYDATKÓW BUDŻETÓW POWIATÓW – WYNIKI ANALIZY STRUKTURALNEJ

1. Wstęp

Wydatki ponoszone z budżetów jednostek samorządu terytorialnego decydują o poziomie zaspokajania zbiorowych potrzeb społeczności lokalnej, o odrębności, jakości życia i konkurencyjności [5, s. 131]. Zakres świadczonych przez samorządy usług uzależniony jest – ogólnie biorąc – od lokalnej specyfiki i zamożności jednostki samorządu terytorialnego. Struktura wydatków budżetów jednostek samorządu terytorialnego, a co za tym idzie – zakresu i poziomu świadczonych usług, jest wypadkową wielu czynników, począwszy od uregulowań ustawowych, czynników geograficznych, społecznych, potencjału ekonomicznego, zakresu i skali świadczonych usług, po sprawność zarządzania.

W niniejszym artykule przedstawiono wyniki badań nad strukturą wydatków budżetów powiatów z uwzględnieniem struktury zamieszkania ludności (wskaźnik urbanizacji demograficznej). Badanie przeprowadzono dla trzech grup powiatów wyodrębnionych ze względu na stopień urbanizacji demograficznej z wyróżnieniem powiatów o charakterze wiejskim, miejskim i miejsko-wiejskim. Za kryterium podziału przyjęto udział ludności miejskiej powiatu. Powiaty pogrupowane zostały w następujący sposób:

- powiaty wiejskie, w których do 30% mieszkańców zamieszkiwało w mieście (93 powiaty),
- powiaty miejsko-wiejskie, w których od 30,1 do 60% ludności zamieszkiwało w mieście (177 powiatów),
- powiaty miejskie, dla których udział ludności miejskiej wynosił nie mniej niż 60,1% (44 powiaty).

Podział ten jest istotny dla struktury dochodów i wydatków gmin, a także związanej z tym specyfiki i struktury potrzeb społecznych [12, s. 95-99; 10, s. 35-51]. Pozostaje otwarte pytanie, czy rodzaj powiatu (o przeważającej strukturze wiejskiej lub miejskiej) ma równie istotne znaczenie dla zakresu realizowanych zadań i struktury pozyskiwanych dochodów?

2. Analiza strukturalna w badaniach wydatków budżetów powiatów i kosztów realizacji zadań – zastosowane metody badawcze

Analiza strukturalna od wielu lat odgrywa doniosłą rolę w badaniach ekonomicznych, znajdując szerokie zastosowanie także w wielu innych dziedzinach nauki. Szczególnie przydatna jest ona w procesie identyfikacji zmian relacji pomiędzy zjawiskami oraz w ocenie zmian relacji w obiektach badania. Analiza strukturalna pozwala na opis elementów struktury badanej całości, związków i zależności występujących między jej elementami oraz pomiędzy każdym z tych elementów a całością [1, s. 88]. Obejmuje ona zespół metod mających na celu określenie relacji pomiędzy różnymi strukturami w wymiarze czasowym i przestrzennym. Wśród metod analizy strukturalnej wykorzystywanych w badaniach finansów powiatowych można wskazać m.in. na statystyki opisowe, analizę wskaźnikową, miary zróżnicowania struktur, metody klasyfikacji oraz modele ekonometryczne. Dla pełniejszego opisu zjawisk powinny one być stosowane komplementarnie.

Badanie struktury finansów powiatowych obejmuje liczną i niejednorodną grupę obiektów, w ramach której zjawiska i relacje mogą kształtować się odmiennie. Na potrzeby opisu struktury finansów heterogenicznej zbiorowości jednostek powiatowych pomocne jest wykorzystanie metod klasyfikacji. Wyodrębnienie grup powiatów ze względu na wybrane charakterystyki umożliwia porównanie ich sytuacji finansowej. Jest to szczególnie istotne ze względu na trudności w jednoznacznym określeniu poziomu wydatków/kosztów pełnej i efektywnej realizacji zadań. W tej sytuacji możliwość porównań poziomu wykonanych wydatków w kontekście realizowanych zadań w przestrzeni powiatów może stanowić ważne źródło informacji o zróżnicowaniu zadań i potrzeb społecznych oraz pomóc w ocenie ich realizacji.

Do oceny zróżnicowania struktury wydatków między wytypowanymi powiatami wykorzystano odległość Mahalanobisa, dzięki której można zbadać podobieństwo między grupami obserwacji, przy czym punkty należące do dwóch różnych skupień (grup) powinny różnić się od siebie w sposób istotny [11, s. 53]. Ponadto miara ta pozwala na porównanie nie tylko całych, wielocechowych obiektów przedstawionych w postaci macierzy danych, ale również na wskazanie cech najbardziej je różniących [3].

Odległość Mahalanobisa pozwala na badanie m populacji, dla których zostanie określona zmienna losowa $(Z_1, Z_2, \dots, Z_p)$, przy czym zakłada się, że rozkłady zmiennej losowej mają jednakową macierz kowariancji we wszystkich populacjach, tzn. $\Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_m$ [11, s. 58]. Ponadto należy założyć, iż każda z m badanych populacji ma wielowymiarowy rozkład normalny. Odległość Mahalanobisa między populacjami o numerach k oraz k' ($k, k' = 1, 2, \dots, m$) wyraża się wzorem:

$$d_{k, k'} = (\mu_k - \mu_{k'})^T \Sigma^{-1} (\mu_k - \mu_{k'}), \quad (1)$$

gdzie: μ_k i $\mu_{k'}$ – p -wymiarowe centroidy populacji (rozkładu), czyli wektory wielowymiarowej wartości oczekiwanej,

Σ – wspólna dla m populacji macierz kowariancji p -wymiarowych rozkładów $(Z_1, Z_2, \dots, Z_p)$ w poszczególnych populacjach.

W badaniach nad strukturą finansów powiatowych (relacji pomiędzy zjawiskami) wykorzystywane są modele ekonometryczne. Model ekonometryczny za pomocą układu równań stochastycznych opisuje strukturę wytypowanych zjawisk. W modelu ekonometrycznym zdefiniowanie struktury następuje poprzez opisanie jej za pomocą współczynników lub parametrów zwanych strukturalnymi. Zgodnie z tym podejściem przez zmiany strukturalne rozumie się zmiany wartości tych współczynników lub parametrów [13, s. 11-20].

W celu porównania kosztów realizacji usług w wytypowanych grupach powiatów zbudowano modele ekonometryczne dla danych panelowych. Wykorzystanie modeli dla danych panelowych wraz z odpowiednimi technikami estymacji umożliwia uwzględnienie heterogeniczności populacji powiatów. Jest to szczególnie istotne dla badań w zakresie jednostek samorządu terytorialnego, dla których czynniki lokalne będące pochodną nierównomiernego rozłożenia zasobów powiatu (w tym finansowych), preferencji (w tym władz lokalnych) i zakresu realizowanych zadań odgrywają kluczową rolę dla kształtowania się relacji między wybranymi zjawiskami.

Najogólniej ekonometryczny model dla danych panelowych można zapisać jako:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta^T x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie i oznacza kolejny obiekt badania ($i = 1, 2, \dots, N$), t kolejny okres badania ($t = 1, 2, \dots, T$), a x_{it} jest wektorem zmiennych objaśniających. Parametr α_i (tzw. efekt indywidualny) przechwytuje wpływ tych zmiennych, które są charakterystyczne dla i -tego obiektu i są stałe w czasie.

Do oszacowania tak sformułowanych modeli można wykorzystać dwa podejścia. W pierwszym z nich efekty indywidualne α_i traktujemy jako N stałych nie-

znanych parametrów (model z efektami ustalonymi – FE)¹. W alternatywnym podejściu efekty indywidualne traktowane są jako zmienne losowe (model z efektami losowymi – RE). Założenie o losowym efekcie indywidualnym wprowadza się, gdyż traktowany jest on jako kombinacja efektów wielu nieznanymi czynnikami oddziałujących na modelowany proces. Podejście z efektami losowymi jest utożsamiane z zerową korelacją pomiędzy nieobserwowalnym efektem i wartościami obserwowalnych zmiennych objaśniających (α_i jest nieskorelowane z $\mathbf{x}_{it}$). Natomiast jeśli pojawi się określenie „efekty ustalone”, oznacza to w praktyce dopuszczenie możliwości skorelowania α_i z $\mathbf{x}_{it}$. W literaturze przedmiotu można znaleźć krytyczne podejście do założenia o braku korelacji pomiędzy α_i z $\mathbf{x}_{it}$ (efekt Mundlaka [9, s. 44-56]), gdyż w praktyce jest ono trudne do utrzymania.

Do weryfikacji założenia o niezależności efektów indywidualnych i zmiennych objaśniających wykorzystywany jest test Hausmana. Zgodnie z ideą tego testu, przy założeniu $E(\alpha_i \mathbf{x}_{it}) = 0$, estymator $\hat{\beta}_{UMNK}$ jest bardziej efektywny od estymatora $\hat{\beta}_{FE}$, jednak uzyskane oceny nie powinny różnić się istotnie.

Wprowadzenie efektów indywidualnych w przestrzeni modelowanych obiektów wymaga, aby zweryfikować, czy rzeczywiście wykazują one istotną zmienność. W tym celu wykorzystywany jest test F – dla modeli z efektami ustalonymi, oraz test Breuscha-Pagana oparty na mnożnikach Lagrange’a – dla modeli z efektami losowymi (por. [4; 6; 7]).

3. Ocena zróżnicowania struktur wydatków bieżących na oświatę i wychowanie w powiatach wyodrębnionych ze względu na stopień urbanizacji demograficznej

Oceny zróżnicowania struktur wydatków z budżetów powiatów z wykorzystaniem odległości Mahalanobisa ($d_{k,k'}$) dokonano dla danych z 2004 r. Źródłem danych był Bank Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego.

Na podstawie wskazań odległości Mahalanobisa można stwierdzić, że struktury wydatków powiatów miejskich, wiejskich i miejsko-wiejskich różnią się pomiędzy sobą istotnie (por. tab. 2 – kursywą zaznaczono poziom istotności). Najmniej podobnymi grupami były powiaty o skrajnym charakterze, tj. wiejskie i miejskie ($d_{k,k'} = 2,625$). Natomiast najmniejsze różnice odnotowano między powiatami miejsko-wiejskimi i miejskimi ($d_{k,k'} = 1,284$). Dla struktur wydatków w powiatach wiejskich i miejsko-wiejskich odległość Mahalanobisa przyjęła wartość $d_{k,k'} = 1,42$. Pomimo statystycznie potwierdzonej istotności zróżnicowania struk-

¹ Inne nazwy: model ze zmiennymi sztucznymi, z dekompozycją wyrazu wolnego, FE – *Fixed Effect*, LSDV – *Least Squares Dummy Variable*.

Tabela 1. Przeciętny poziom wydatków budżetów grup powiatów wyodrębnionych ze względu na stopień urbanizacji demograficznej w 2004 r. (w zł *per capita*)

Wyszczególnienie	Powiaty wiejskie		Powiaty miejsko-wiejskie		Powiaty miejskie	
	$\bar{x}$ w zł <i>per capita</i>	x^s w %	$\bar{x}$ w zł <i>per capita</i>	x^s w %	$\bar{x}$ w zł <i>per capita</i>	x^s w %
WO	456,81	100	542,12	100	516,08	100
Wydatki ogółem według rodzajów						
WM	56,42	12,4	56,52	10,4	41,90	8,1
WB	400,39	87,6	485,61	89,6	474,18	91,9
w tym W_dług	3,51	0,8	4,15	0,8	4,69	0,9
Wydatki ogółem według wybranych kierunków						
W_ROL	1,17	0,3	1,08	0,2	0,75	0,1
W_TRAN	61,05	13,4	49,76	9,2	31,95	6,2
W_Gmieszk	1,50	0,3	2,13	0,4	2,44	0,5
W_OSWIATA	144,61	31,7	194,10	35,8	209,15	40,5
W_KULT	2,35	0,5	2,47	0,5	1,83	0,4
W_ZDROW	21,14	4,6	26,67	4,9	27,49	5,3
W_POMOC	86,41	18,9	103,95	19,2	92,47	17,9
W_FIZ	1,08	0,2	0,99	0,2	1,02	0,2
W_TURYST	0,08	0,02	0,21	0,04	0,08	0,02
W_ADM	62,54	13,7	64,28	11,9	58,18	11,3
W_BEZP	25,83	5,7	37,70	7,0	33,77	6,5

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna; x^s – wskaźnik struktury.

WO – wydatki ogółem, WM – wydatki majątkowe, WB – wydatki bieżące, W_dług – wydatki na obsługę długu; wydatki w działach: W_ROL – rolnictwo i łowiectwo, W_TRAN – transport i łączność, W_Gmieszk – gospodarka mieszkaniowa, W_OSWIATA – oświata i wychowanie, W_KULT – kultura i ochrona dziedzictwa narodowego, W_ZDROW – ochrona zdrowia, W_POMOC – pomoc społeczna i pozostałe zadania w zakresie polityki społecznej, W_FIZ – kultura fizyczna i sport, W_TURYST – turystyka, W_ADM – administracja publiczna, W_BEZP – bezpieczeństwo publiczne i ochrona przeciwpożarowa.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

tury wydatków jako całości statystycznie istotne różnice w poziomie zrealizowanych poszczególnych typów wydatków odnotowano jedynie dla wybranych pozycji (por. tab. 2).

Istotne różnice pomiędzy grupami powiatów o skrajnym charakterze (miejskich i wiejskich) odnotowano w poziomie wydatków ogółem i wydatków majątkowych. Najwyższymi wydatkami ogółem w przeliczeniu na 1 mieszkańca w 2004 r. charakteryzowały się powiaty wiejsko-miejskie (542,12 zł), natomiast najniższymi powiaty wiejskie (456,81 zł) – por. tab. 1.

Tabela 2. Odległości Mahalanobisa dla struktur wydatków grup powiatów wyodrębnionych ze względu na stopień urbanizacji demograficznej w 2004 r.

Wyszczególnienie	Grupy wiejskie i miejsko-wiejskie		Grupy wiejskie i miejskie		Grupy miejsko-wiejskie i miejskie	
	$d_{k,k'}$	$Ist-F$	$d_{k,k'}$	$Ist-F$	$d_{k,k'}$	$Ist-F$
CAŁOŚĆ	1,402	0,0000	2,6251	0,0000	1,284	0,0068
grupy wydatków						
WO	0,596	0,0000	0,247	0,0075	0,064	0,1696
Wydatki według rodzajów						
WM	0,000	0,9859	0,118	0,0627	0,118	0,0631
WB	0,746	0,0000	0,513	0,0001	0,015	0,4997
w tym W dług	0,017	0,3085	0,053	0,2118	0,010	0,5821
Wydatki według kierunków						
W_ROL	0,005	0,5845	0,108	0,0749	0,103	0,0819
W_TRAN	0,187	0,0008	1,083	0,0000	0,728	0,0000
W_Gmieszk	0,055	0,0678	0,136	0,0462	0,010	0,5902
W_OSWIATA	0,860	0,0000	1,150	0,0000	0,099	0,0872
W_KULT	0,001	0,8175	0,026	0,3797	0,021	0,4295
W_ZDROW	0,032	0,1660	0,041	0,2709	0,001	0,9025
W_POMOC	0,105	0,0120	0,017	0,4769	0,049	0,2302
W_FIZ	0,001	0,8457	0,000	0,9353	0,000	0,9613
W_TURYST	0,017	0,3079	0,000	0,9048	0,013	0,5395
W_ADM	0,018	0,2956	0,127	0,0533	0,211	0,0133
W_BEZP	0,432	0,0000	0,170	0,0257	0,074	0,1390

$d_{k,k'}$ – odległość Mahalanobisa; $Ist-F$ – empiryczny poziom istotności F .

Oznaczenia jak w tab. 1.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Biorąc pod uwagę wielkości *per capita* lub wskaźniki struktury, najwięcej na cele inwestycyjne wydatkowały powiaty wiejskie, najmniej miejskie. Wydatki majątkowe zrealizowane przez powiaty wiejskie i miejsko-wiejskie przy standardowym poziomie istotności² nie różniły się istotnie. Dla powiatów miejskich i wiejskich oraz miejsko-wiejskich i miejskich można przyjąć zróżnicowanie za statystycznie istotne przy poziomie istotności 0,07.

Najbardziej prawdopodobną przyczyną wyższych wydatków bieżących w miastach jest zakres realizowanych zadań. Wzrost infrastruktury lokalnej na terenach miejskich powoduje wyższe wydatki na jej obsługę i podwyższone wydatki bieżące obszarów miast. Prowadzi to do niekorzystnych zjawisk, ponieważ relatywnie wyższe kwoty przeznaczane są na działalność bieżącą, odbierając środki na rozwój i inwestycje. Uwidacznia się to w niższych wydatkach majątkowych.

² Najczęściej przyjmowane poziomy istotności to 0,001; 0,05; 0,1.

Wydatki na obsługę długu nie są statystycznie różne między badanymi grupami powiatów (pomimo zróżnicowanych poziomów realizacji średniej w ramach grup).

W ramach struktury wydatków według kierunków pozycjami istotnie różnicującymi strukturę w każdej z grup powiatów są wydatki poniesione w dziale „transport i łączność”. W tym obszarze najwięcej wydatkowały powiaty wiejskie (w porównaniu z powiatami o charakterze miejskim wydawały one blisko dwukrotnie więcej).

Oprócz działu „transport i łączność” dla powiatów skrajnych (miejskie/wiejskie) różnicującą grupą okazały się wydatki w działach skupiających podstawowe obszary działalności powiatów: „oświata i wychowanie”, „gospodarka mieszkaniowa”, „administracja publiczna” oraz „bezpieczeństwo publiczne i ochrona przeciwpożarowa”. W wymienionych działach – oprócz „administracji publicznej” – powiaty wiejskie wydatkowały najmniej. Na administrację publiczną najmniej (zarówno w przeliczeniu na jednego mieszkańca, jak i na tle wydatków ogółem) wydatkowały powiaty miejskie.

Statystycznie istotne różnice między powiatami o charakterze wiejskim i miejskim odnotowano także dla wydatków na „gospodarkę mieszkaniową”, co istotne – te ostatnie wydatkowały więcej. W dziale „rolnictwo i łowiectwo” grupa powiatów wiejskich wydatkowała najwięcej, przy czym statystycznie istotność tych różnic można potwierdzić przy poziomie istotności 0,1 dla grup powiatów wiejskich i miejskich oraz wiejsko-miejskich i miejskich. Natomiast wydatki w tym dziale nie są statystycznie różne pomiędzy grupą wiejskich i wiejsko-miejskich.

4. Wyniki oszacowań modeli wydatków bieżących na oświatę i wychowanie

Duże różnice w skali świadczonych usług odnotowano w podstawowych obszarach działalności powiatu, w tym w dziale oświaty i wychowania. Zadania z zakresu oświaty i wychowania³ pochłaniają przeszło 30% wydatków z budżetów powiatowych, tym samym stanowią największą grupę usług świadczonych przez powiaty. Na podstawie analizy struktury wydatków z wykorzystaniem odległości Mahalanobisa można wskazać powiaty, które ponoszą niższe bądź wyższe wydatki bieżące na oświatę i wychowanie. Nie jest to jednoznaczne z poziomem kosztów świadczenia usług oświatowych. Można sądzić, że w zależności od wybranych charakterystyk powiatu koszt świadczonych usług jest odmienny. Do oszacowania

³ Zakres zadań, jakie realizują jednostki samorządu terytorialnego w obszarze oświaty i wychowania, określa Ustawa z dnia 7 września 1991 roku o systemie oświaty (DzU 1996 nr 67, poz. 329 z późn. zm. (tekst jednolity)). W zakresie zadań oświatowych powiatom podlegają szkoły specjalne szczebla podstawowego i ponadgimnazjalnego oraz szkoły na szczeblu ponadgimnazjalnym systemu szkolnego.

kosztu krańcowego utrzymania jednego ucznia wykorzystano modele ekonometryczne dla danych panelowych wraz z odpowiednimi technikami estymacji.

Przystępując do badania, założono, że struktura finansowania wydatków na oświatę i wychowanie z budżetu powiatu jest zróżnicowana przestrzennie, tzn. są one uzależnione od czynników lokalnych. Wielkość realizowanych wydatków majątkowych zależy od czynników charakterystycznych dla danego powiatu, wynikających m.in. z posiadanej infrastruktury, możliwości finansowych, polityki władz powiatowych itd. Założenie o zróżnicowaniu przestrzennym badanej populacji skutkowało wprowadzeniem do modelu efektów indywidualnych dla każdego powiatu α_i dla i -tego powiatu ($i = 1, 2, \dots, N$)⁴. Tak sformułowany model można ogólnie zapisać jako:

$$WBO_{it} = \beta_m U_{it} + \beta_{m,i} + \varepsilon_{m,i}, \quad (3)$$

gdzie: WBO – wydatki bieżące poniesione w dziale oświata i wychowanie w złotych,

U – liczba uczniów szkół w gestii powiatów (w osobach),

β_m – koszt krańcowy utrzymania jednego ucznia w m -tej populacji (modelu),

$\beta_{m,i}$ – efekty indywidualne w m -tym modelu, oznaczające minimalny poziom wydatków bieżących na oświatę i wychowanie, jakie powinny zostać poniesione w powiecie.

Koszt utrzymania jednego ucznia zależy od warunków panujących w danym powiecie oraz skali realizowanych zadań. Można np. spodziewać się wyższych kosztów utrzymania ucznia w powiatach, gdzie szkoły są relatywnie małe (o małej liczbie uczniów). Placówki te nie mogą wykorzystać korzyści skali, co znajdzie odzwierciedlenie w podwyższonych kosztach świadczonych usług.

Dla oszacowania tak sformułowanych modeli wykorzystano dane GUS o wydatkach budżetów powiatów oraz o liczbie uczniów w szkołach będących w gestii powiatów. Badaniem objęto lata 1999-2004.

W tab. 3 podano wyniki oszacowania modeli wydatków bieżących na oświatę i wychowanie dla powiatów wyodrębnionych ze względu na wskaźnik urbanizacji demograficznej. Otrzymane oceny parametrów strukturalnych różnią się znacznie w zależności od przyjętego estymatora. Estymator wewnątrzgrupowy dawał zazwyczaj dużo niższe oszacowania w porównaniu z estymatorem dla modelu z efektami losowymi (RE). Jest to następstwem przyjętych założeń modelowych. Zaistnienie takiej sytuacji wskazuje na istnienie korelacji pomiędzy efektami indywidualnymi a zmiennymi objaśniającymi, co wskazywałoby na estymator wewnątrzgru-

⁴ Alternatywnie do modelu można wprowadzić efekty grupowe α_g dla wyodrębnionej grupy powiatów.

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli wydatków bieżących działu „oświata i wychowanie” (nr I, II, III)

Wyszczególnienie	FE	RE	
WIEJSKIE	$WBO_{it} = \beta_{10}U_{it} + \beta_{10,i} + \varepsilon_{10,i}$		I
uczniowie	969,97 (185,0)*	2410,33 (80,25)*	
wyraz wolny	–	$2,52 \cdot 10^6$ ($2,69 \cdot 10^5$)*	
R^2	0,953	0,621	
$nt = 552$	$F = 8,89$ [0,00]	$LM = 256,66$ [0,00]	
MIEJSKO-WIEJSKIE	$WBO_{it} = \beta_{11}U_{it} + \beta_{11,i} + \varepsilon_{11,i}$		II
uczniowie	538,62 (175,2)**	2179,17 (62,37)*	
wyraz wolny	–	$4,23 \cdot 10^6$ ($2,9 \cdot 10^5$)*	
R^2	0,942	0,548	
$nt = 1008$	$F = 9,25$ [0,00]	$LM = 271,18$ [0,00]	
MIEJSKIE	$WBO_{it} = \beta_{12}U_{it} + \beta_{12,i} + \varepsilon_{12,i}$		III
uczniowie	464,35 (218,2)**	1773,8 (125,8)*	
wyraz wolny	–	$9,4 \cdot 10^6$ ($9,3 \cdot 10^5$)*	
R^2	0,939	0,455	
$nt = 240$	$F = 12,24$ [0,00]	$LM = 57,22$ [0,00]	

W nawiasach przy ocenach parametrów strukturalnych podano wartości odpornych błędów średnich ocen (*robust standard error*); przy wartościach statystyk F i LM w kwadratowych nawiasach p -value.

* – ocena istotna przy poziomie poniżej 0,001; ** – ocena istotna przy poziomie 0,05.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

powy jako statystycznie poprawniejszy⁵. Wskazuje to na duże znaczenie czynników lokalnych w kształtowaniu się analizowanych relacji.

Zasadność wprowadzenia efektów indywidualnych we wszystkich modelach, z efektami zarówno ustalonymi, jak i losowymi, potwierdzają testy, odpowiednio F i LM (por. tab. 3). Ponadto test Hausmana wskazuje na estymator wewnątrzgrupowy jako właściwy, co potwierdza istnienie korelacji pomiędzy efektami indywidualnymi a zmienną objaśniającą. Dla modeli obejmujących wszystkie powiaty statystyka H wynosiła 1006,8, co pozwala na przyjęcie modelu z efektami ustalonymi jako statystycznie właściwszego przy każdym poziomie istotności.

Oceniając wyniki analizy ekonometrycznej krańcowego kosztu utrzymania ucznia w poszczególnych grupach powiatów można powiedzieć, że oceny parametrów strukturalnych we wszystkich modelach są istotne przy poziomie istotności 0,05. Wyniki testu F dla modelu z efektami losowymi i testu LM dla modeli z efektami losowymi nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o istotnym wpływie specyficznych czynników lokalnych na kształtowanie się analizowanych relacji (por. tab. 3). Wyniki testu Hausmana wskazują na model z efektami ustalonymi

⁵ Takie wnioski sugeruje również test Hausmana, wskazując w takim wypadku estymator wewnątrzgrupowy.

jako poprawny. W zależności od modelu wartości statystyki H przyjmują następujące wartości: $H_{\text{WIEŚ}} = 119,34$ [0,00], $H_{\text{MIEJSKO-WIEJSKIE}} = 478,7$ [0,00], $H_{\text{MIASTO}} = 233,04$ [0,00]. Ich wysokie wartości pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej o poprawności specyfikacji z efektami losowymi przy każdym poziomie istotności.

Z analizy ekonometrycznej krańcowego kosztu utrzymania jednego ucznia w zależności od grupy powiatów wynika, że w powiatach miejskich koszt ten jest najniższy, a najwyższy w powiatach wiejskich. Jednocześnie powiaty wiejskie charakteryzowały się relatywnie niskim poziomem wydatków *per capita* z zakresu oświaty i wychowania spośród wyróżnionych grup. W tej grupie powiatów przeciętna liczba uczniów wynosiła ok. 3 tys. osób, co znacznie odbiegało od liczby uczniów w pozostałych grupach powiatów. W powiatach miejskich przeciętna liczba uczniów kształtowała się na poziomie ok. 6,5 tys. osób, natomiast w miejsko-wiejskich ok. 4 tys. osób. Potwierdza to związek kształtowania się kosztów krańcowych utrzymania jednego ucznia w zależności od skali świadczonych usług.

5. Wnioski

Przedstawiona analiza strukturalna dowiodła, że stopień urbanizacji demograficznej powiatu ma istotne znaczenie dla struktury wydatków ich budżetów.

Badania z wykorzystaniem miary Mahalanobisa wskazały na relatywnie niższe kwoty przeznaczane na wydatki bieżące w powiatach wiejskich. Powiaty wiejskie wydatkują mniej zwłaszcza w obszarze oświaty i wychowania, gospodarki mieszkaniowej oraz bezpieczeństwa publicznego i ochrony przeciwpożarowej. Natomiast w stosunku do powiatów miejskich więcej wydatkują na zadania w zakresie transportu i łączności, rolnictwa i łowiectwa.

Powiaty miejskie ponoszą wyższe koszty świadczonych usług, odzwierciedlone w wyższych kwotach wydatków bieżących. Wpływa to na ograniczenie ich możliwości inwestycyjnych, co widoczne jest w niższych kwotach wydatków majątkowych.

Porównując koszt krańcowy świadczenia usług z zakresu oświaty i wychowania powiatów wyodrębnionych ze względu na stopień urbanizacji demograficznej, widzimy, że jednostki wiejskie charakteryzowały się najwyższym kosztem krańcowym utrzymania jednego ucznia, a powiaty miejskie najniższym. Otrzymane wyniki można powiązać ze skalą świadczonych usług. Powiaty miejskie, świadcząc usługi dla większej liczby odbiorców, wykonywały usługi przy niższym koszcie krańcowym.

Literatura

- [1] Apanowicz J., *Metodologia nauk*, Dom Organizatora, Toruń 2003.
- [2] Bal-Domańska B., *Modelowanie wydatków powiatowych na oświatę i wychowanie na podstawie danych panelowych*, „Wiadomości Statystyczne” nr 9, wrzesień 2006, GUS, s. 54-61.
- [3] Bal-Domańska B., *Wykorzystanie odległości Mahalanobisa w analizie dochodów budżetów powiatów*, Ekonometria nr 10, red. J. Dziechciarz, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 950, AE, Wrocław 2002.
- [4] Dańska B., *Przestrzenno-czasowe modelowanie zmian w działalności produkcyjnej w Polsce. Zastosowanie modeli panelowych*, Absolwent, Łódź 2000.
- [5] Dylewski M., Filipiak B., Gorzałczyńska-Koczkodaj M., *Analiza finansowa w jednostkach samorządu terytorialnego*, MUNICIPIUM SA, Warszawa 2004.
- [6] Dziechciarz J., *Ekonometryczne modelowanie procesów gospodarczych. Modele ze zmiennymi i losowymi parametrami*, Monografie i Opracowania nr 95, AE, Wrocław 1993.
- [7] Greene W.H., *Econometric Analysis*, Pearson Education International, New Jersey 2003.
- [8] Hsiao Ch., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press 1986.
- [9] Mundlak Y., *Empirical Production Functions Free of Management Bias*, „Journal of Farm Economics” 1961, 43.
- [10] Mykowska Z., *Czynniki kształtujące działalność inwestycyjną jednostek samorządu terytorialnego w latach 1999-2003*, „Finanse Komunalne” 2005, nr 1-2, s. 35-51.
- [11] Ostasiewicz W., *Statystyczne metody analizy danych*, AE, Wrocław 1999.
- [12] Swianiewicz P., *Finanse lokalne – teoria i praktyka*, Municipium SA, Warszawa 2004.
- [13] Wyżnikiewicz B., *Zmiany strukturalne w gospodarce. Prawidłowości i ograniczenia*, PWE, Warszawa 1987.

SPATIAL DIVERSIFICATION OF DISTRICT BUDGET EXPENDITURE vs. SCOPE AND COST OF PROVIDED SERVICES – RESULTS OF STRUCTURAL ANALYSIS

Summary

The article presents results of the study on the structure of districts budget expenditure with reference to the share of district's urban population (an indicator of demographic urbanization). The objective of carried out analysis was to identify spatial diversification of districts budget expenditure in order to measure the significance of differences as well as their relation to the scope and cost of provided services. Structural approach was applied in the study. The results were based on the measures of complex structures and econometric analysis of models for panel data incorporating due estimation techniques.