



Mariusz Malinowski

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu
Wydział Ekonomiczno-Społeczny
Katedra Ekonomii
mariusz.malinowski@up.poznan.pl

MOŻLIWOŚCI FINANSOWE SAMORZĄDU TERYTORIALNEGO A POZIOM ŻYCIA MIESZKAŃCÓW POLSKI WSCHODNIEJ – WYKORZYSTANIE ANALIZY KANONICZNEJ

Streszczenie: Celem artykułu jest określenie zależności między możliwościami finansowanymi a poziomem życia mieszkańców powiatów Polski Wschodniej. Ze względu na wielowymiarowość analizowanych kategorii wykorzystano analizę kanoniczną, będącą uogólnieniem liniowej regresji wielorakiej. Badaniem objęto 87 powiatów ziemskich w województwach lubelskim, podkarpackim, podlaskim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim. Analiza kanoniczna została poprzedzona identyfikacją wartości odstających oraz oceną normalności rozkładów. W celu dokonania oceny istotności statystycznej analizowanych zmiennych kanonicznych przeprowadzono test istotności lambda Wilksa. W ramach analizy kanonicznej obliczono znaczną liczbę wskaźników, w tym m.in. korelacje kanoniczne, redundancję całkowitą, wariacje wyodrębnione. Głównym kryterium doboru zmiennych była ich kompletność i dostępność dla wszystkich badanych obiektów w 2014 r.

Słowa kluczowe: poziom życia, możliwości finansowe powiatów, analiza kanoniczna.

Wprowadzenie

Truizmem jest stwierdzenie „ile pieniędzy, tyle samorządności”. Zarówno po przeprowadzeniu pierwszej reformy samorządowej w wolnej Polsce (w 1990 r.), jak i drugiej (w 1998 r.), relacja otrzymywanych środków finansowych i powierzonych samorządowi zadań (w wyniku decentralizacji zadań, które należały do administracji rządowej), budziła (i budzi nadal) znaczne kontrowersje wśród

władzy samorządowej. Wprowadzane reformy nakładały określone ustawowo, coraz większe obowiązki na samorządy, co często nie było zbieżne ze wzrostem otrzymywanych środków.

Możliwościom finansowym poszczególnych jednostek samorządu terytorialnego można przypisać szczególną rolę w kreowaniu rozwoju społeczno-gospodarczego regionów. Posiadany przez nie kapitał finansowy (zarówno środki własne, jak i obce) jest czynnikiem stymulującym wiele zjawisk oraz procesów gospodarczych. Dysponowanie odpowiednio wysokimi środkami pieniężnymi przez jednostki samorządu terytorialnego, jest warunkiem realizacji założonych celów i powierzonych zadań. W związku z tym, że podmiotami rozwoju regionalnego oraz lokalnego są przede wszystkim mieszkańcy poszczególnych obszarów, istotną kategorią identyfikującą rozwój regionalny (czy też lokalny) jest poprawa poziomu życia ludności.

Pomimo licznych analiz, zarówno skwantyfikowanie poziomu życia mieszkańców, jak i identyfikacja czynników przyczyniających się podniesienia poziomu analizowanego zjawiska (które istotnie determinowane jest stopniem zaspokojenia potrzeb materialnych, niematerialnych oraz indywidualnych i zbiorowych), pozostaje problemem nie w pełni rozwiązany. W ujęciu autora dotyczy to zarówno doboru zmiennych diagnostycznych, metod wykorzystywanych do pomiaru tego zjawiska, jak i metod służących do identyfikacji zależności zachodzących między analizowanymi kategoriami. Celem artykułu jest przeprowadzenie analizy kanonicznej, która pozwoli zidentyfikować związki zachodzące między zbiorem zmiennych odnoszących się do poziomu życia mieszkańców i możliwości finansowych powiatów. Analizą objęto wszystkie 87 powiatów ziemskich Polski Wschodniej. Głównym kryterium doboru zmiennych była ich kompletność i dostępność dla badanych obiektów w 2014 r. Źródłem danych opisujących możliwości finansowe oraz poziom życia mieszkańców w poszczególnych powiatach był Bank Danych Lokalnych GUS.

1. Pojęcie „poziomu” życia mieszkańców

W literaturze przedmiotu pomimo licznych opracowań, nadal brakuje jednej, powszechnie akceptowalnej definicji pojęcia „poziomu życia”. Warto podkreślić, że w *Nowej encyklopedii powszechnej PWN*, zdefiniowano pojęcie „jakości życia” (jako „stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i niematerialnych jednostek, rodzin i zbiorowości” [Kalisiewicz (red.), 1995, s. 121], natomiast brakuje encyklopedycznego opisu „poziomu życia”. Brak encyklopedycznego ujęcia

„poziomu życia”, sprzyja niejednoznacznemu definiowaniu tego pojęcia i utożsamianiu go z jakością życia (czy też z innymi kategoriami takimi jak warunki życia lub stopa życiowa). Należy podkreślić, że najczęściej wśród autorów panuje pogląd, że kategorie te należy traktować oddzielnie. Szerokiego przeglądu definicji pojęcia „poziomu życia” i „jakości życia” dokonał A. Zeliaś. W tabeli 1 przedstawiono wybrane definicje.

Tabela 1. Poziom a jakość życia mieszkańców

Poziom życia		Jakość życia	
Autor	Definicja	Autor	Definicja
Z. Żekoński (1974)	Całokształt warunków w jakich żyje społeczeństwo, grupa społeczno-zawodowa, gospodarstwo domowe lub jednostka, wyrażających się przede wszystkim w udogodnieniach dotyczących procesu zaspokajania potrzeb indywidualnych i zbiorowych.	T. Słaby (1990)	Te wszystkie elementy życia człowieka, które związane są z faktem jego istnienia, bycia kimś i odczuwania różnych stanów emocjonalnych, wpływających np. z faktu posiadania rodziny, kolegów, przyjaciół itp.
A. Luszniwicz (1982)	Stopień zaspokojenia materialnych i kulturalnych potrzeb gospodarstw domowych realizowany (w sensie jego zabezpieczenia) poprzez strumienie towarów i usług odpłatnych oraz strumienie funduszy konsumpcji zbiorowej.	C. Bywalec (1991)	Stopień satysfakcji (zadowolenia) człowieka (społeczeństwa) z całokształtu swej egzystencji.
T. Słaby (1990)	Stopień zaspokojenia potrzeb materialnych odnoszący się do podstawowych potrzeb życia człowieka (fizjologicznych)	W. Sęk (1993)	Jakość życia ujmowana obiektywnie to zespół warunków życia człowieka, obiektywne oceniane atrybuty człowieka związane z poziomem życia i pozycją społeczną. Natomiast jakość życia w ujęciu subiektywnym to rezultat wewnętrznych procesów wartościowania różnych sfer życia i życia jako całości.
C. Bywalec, S. Wydimus (1992)	Stopień zaspokojenia potrzeb ludności wynikający z konsumpcji wytworzonych przez człowieka dóbr materialnych i usług oraz wykorzystania walorów środowiska naturalnego i społecznego.	M. Adamiec, K. Popiołek (1993)	Dwie postacie jakości życia – wewnętrzna i zewnętrzna. Jakość życia zewnętrzna warunkuje wewnętrzną, stwarza jej podstawy, zwiększa szansę jednostki na powiększenie jej wewnętrznej jakości życia. Jakość wewnętrzna jest miernikiem poziomu społeczności i świata - miejsca, w którym realizuje się nasze życie.

Źródło: Na podstawie: [Zeliaś, 2004].

M.E. Hansen i F. Grubb [2002] definiują poziom życia (*standard of living*) jako użyteczność lub szczęście uzyskane z konsumpcji. W tym znaczeniu konsumpcja rozumiana jest szeroko jako każde dobro, działalność lub uzyskany

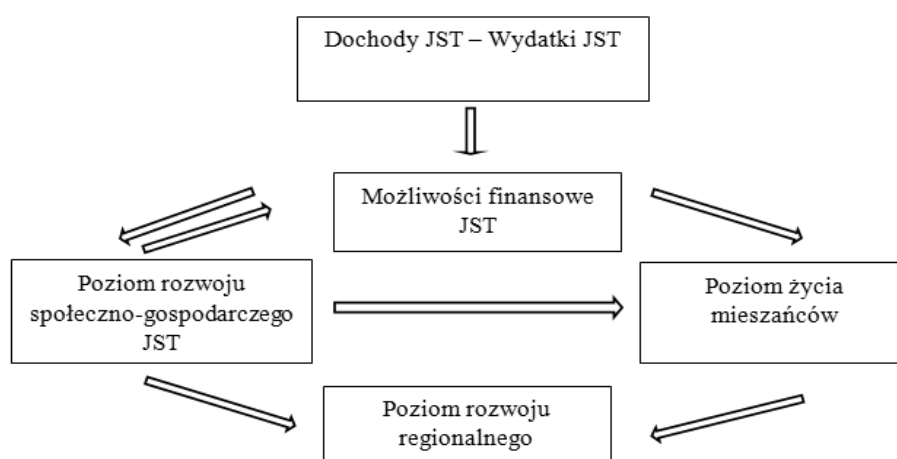
stan, który ludzie mogą nabyć/uzyskać. Warto w tym miejscu nadmienić, że indeks wydatków konsumpcyjnych obok indeksu deprawacji, są najczęściej wykorzystywanymi miernikami poziomu życia. W powszechnej opinii, z tych dwóch metod indeks deprawacji jest dokładniejszą metodą, ponieważ indeksy wydatków konsumpcyjnych często odnoszą się do krótkich okresów i nie są niezależne od posiadanych dochodów. Indeksy deprawacji ponadto odnoszą się do różnych aspektów życia, w tym m.in. mentalnej i fizycznej kondycji, zwyczajów społecznych czy miejscowych i środowiskowych udogodnień [Pantazis, Gordon, Levitas, 2006].

Analizując powyższe definicje, można przyjąć, że „poziom życia” dotyczy najczęściej stopnia zaspokojenia potrzeb materialnych i fizjologicznych, natomiast pojęcie „jakości życia” odnosi się wartościowania różnych aspektów życiowych.

Kwestią oczywistą jest, że część potrzeb ludzkich zaspokajana może być tylko i wyłącznie indywidualnie (prywatnie), ale istnieją też pewne potrzeby, które są zaspokajane w sposób publiczny (np. potrzebabezpieczeństwa i ładu w otoczeniu), poprzez pośrednią lub bezpośrednią działalność państwa czy agendy jednostek samorządu terytorialnego. Wynika to z faktu, iż środowiskiem życia lokalnej ludności jest lokalny system społeczny (w którym człowiek spędza większość swojego czasu). Zaspokajanie niektórych potrzeb w sposób publiczny, implikuje konieczność prowadzenia, m.in. przez jednostki samorządu terytorialnego działań mających na celu dokonywanie wydatków, a także gromadzenie środków pieniężnych niezbędnych do pokrycia tych wydatków¹. Jak słusznie zauważa S. Owsiak, w związku z faktem, iż współczesna gospodarka ma charakter pieniężny, warunkiem prowadzenia działalności ekonomicznej przez jakikolwiek podmiot (również jednostkę samorządu terytorialnego) jest posiadanie i dysponowanie środkami pieniężnymi. Pieniężne warunki działania zawsze ograniczają rozmiary prowadzonej działalności. Bez znaczenia jest to, czy działalność ma charakter skomercjalizowany czy finansowana jest ze środków transferowych [Owsiak, 2002].

¹ Finanse samorządowe mogą być rozpatrywane w szerszym i węższym ujęciu. W szerszym ujęciu to procesy gromadzenia i wydatkowania publicznych środków finansowych jednostek samorządu terytorialnego. W węższym ujęciu wprowadza się podział finansów samorządowych na finanse lokalne oraz regionalne. Finanse regionalne dotyczą procesów gromadzenia i wydatkowania publicznych zasobów pieniężnych w jednostkach samorządowych szczebla regionalnego, natomiast finanse lokalne to ta część finansów samorządowych, która dotyczy procesów gromadzenia i wydatkowania publicznych zasobów pieniężnych w jednostkach samorządowych, usytuowanych poniżej szczebla regionalnego. Celem finansów samorządowych jest dostarczenie, poprzez procesy gromadzenia, środków finansowych w takiej wielkości, która będzie wystarczająca do zaspokojenia stale rosnącego zapotrzebowania na usługi publiczne oraz społeczne świadczone przez podsektor samorządowy [Dylewski, Filipiak, Gorzałczyńska-Koczkodaj, 2006].

Z punktu widzenia prowadzonych rozważań warto w tym miejscu podkreślić, że pojęcie „poziomu życia” bezpośrednio związane jest z rozwojem regionalnym. M. Kozak, A. Pyszkowski i R. Szewczyk [2001] definiują rozwój regionalny jako wzrost potencjału gospodarczego regionów oraz trwałą poprawę ich konkurencyjności i poziomu życia mieszkańców, przyczyniające się do rozwoju społeczno-gospodarczego kraju. Podobnie rozwój regionalny definiuje T. Kudłacz [1999], który w ujęciu autora może oznaczać trwałą poprawę poziomu życia mieszkańców i potencjału gospodarczego w skali określonej jednostki terytorialnej, a obejmuje komponenty, takie jak m.in.: potencjał i strukturę gospodarczą, środowisko przyrodnicze, poziom życia mieszkańców, atakże zagospodarowanie infrastrukturalne oraz ład przestrzenny. Zasadniczo analizę rozwoju społeczno-gospodarczego regionów można odnieść do czterech wymiarów [por. Borys (red.), 1999; Kudłacz, 1999]: gospodarczego (m.in. infrastruktura, struktura zatrudnienia), społecznego (m.in. demografia, zdrowie, kultura), środowiskowego (m.in. zasoby leśne, jakość wód i powietrza), instytucjonalnego (m.in. możliwości finansowe jednostek samorządu terytorialnego).



Rys. 1. Możliwości finansowe i poziom rozwoju społeczno-gospodarczego jednostek samorządu terytorialnego a poziom życia mieszkańców

Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego jednostek samorządu terytorialnego (gmin, powiatów, regionów) oddziałuje pośrednio lub bezpośrednio na poziom życia mieszkańców. Natomiast między poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego a możliwościami finansowymi jednostek samorządów terytorialnych, zachodzą wzajemne oddziaływania zwrotne.

Ustawowym zadaniem jednostek samorządu terytorialnego (przede wszystkim gmin²) jest prowadzenie działań mających na celu kreowanie warunków sprzyjających poprawie życia lokalnych mieszkańców [por. Ustawa z dnia 8 marca 1990 r.].

Możliwości finansowe jednostek samorządu terytorialnego determinują zakres realizowanych inwestycji stymulujących rozwój, bez konieczności ograniczenia realizacji zadań bieżących. Efektywność inwestycji lokalnych (m.in. w zakresie budowy i rozbudowy infrastruktury ekonomicznej oraz społecznej) bardzo często determinuje stopień zaspokojenia potrzeb zarówno materialnych, jak i niematerialnych mieszkańców. Ustawa o samorządzie gminnym nakłada na administrację lokalną szereg obowiązków, których inicjowanie, koordynowanie i realizacja z założenia ma służyć zaspokajaniu potrzeb zbiorowych mieszkańców. Zgodnie z art. 7 tej ustawy „zaspokajanie zbiorowych potrzeb wspólnoty należy do zadań własnych gminy”, w tym w szczególności dotyczy to spraw związanych z: ładem przestrzennym, ochroną zdrowia, edukacją publiczną, kulturą. Określone ustawami zadania publiczne o charakterze ponadgminnym wykonuje powiat [Ustawa z dnia 5 czerwca 1998 r.]. Do szczególnie istotnych – z punktu widzenia prowadzonych rozważań – zadań powiatu, należy zaliczyć te dotyczące przeciwdziałania bezrobociu oraz aktywizacji lokalnego rynku pracy.

Kwestią oczywistą jest, że istnieje możliwość wyodrębnienia innych zadań³ jednostek (gminnego) samorządu terytorialnego, służących (pośrednio i bezpośrednio) zaspokajaniu zbiorowych potrzeb ludności, które wynikają nie tyle z obowiązujących przepisów prawnych, co z samej istoty samorządu terytorialnego. Do takich zadań można zaliczyć: identyfikację potrzeb lokalnych; stosowanie różnego rodzaju ułatwień i udogodnień; tworzenie „przestrzeni pracy” (poprzez m.in. wspieranie rozwoju inkubatorów przedsiębiorczości), stosowanie ulg, zachęt i udzielanie subsydiów; tworzenie lokalnego systemu kształcenia i doksztalcania [por. Parysek, 2001].

² Co wynika z posiadania przez nie szerokiego spektrum instrumentów regulacyjno-koordynacyjnych.

³ Samorząd terytorialny jako ogniwo sektora publicznego do realizacji swoich zadań wykorzystuje środki publiczne. Zgodnie z Ustawą z dnia 27 sierpnia 2009 r. o finansach publicznych (Dz.U. 2009, Nr 157, poz. 1240) środki publiczne obejmują: dochody publiczne; środki pochodzące z budżetu Unii Europejskiej; niepodlegające zwrotowi środki z pomocy udzielanej przez państwa członkowskie Europejskiego Porozumienia o Wolnym Handlu; inne środki pochodzące ze źródeł zagranicznych niepodlegające zwrotowi; przychody budżetu państwa i budżetów jednostek samorządu terytorialnego oraz innych jednostek sektora finansów publicznych pochodzące: ze sprzedaży papierów wartościowych, z prywatyzacji majątku Skarbu Państwa oraz majątku jednostek samorządu terytorialnego, ze spłat pożyczek i kredytów udzielonych ze środków publicznych, z otrzymanych pożyczek i kredytów, z innych operacji finansowych; przychody jednostek sektora finansów publicznych pochodzące z prowadzonej przez nie działalności oraz pochodzące z innych źródeł.

2. Analiza korelacji kanonicznych między możliwościami finansowymi powiatów a poziomem życia mieszkańców

Na potrzeby artykułu analizą objęto 87 powiatów ziemskich wchodzących w skład dwóch jednostek terytorialnych typu NUTS 1, tj. makroregionu wschodniego (województwa lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie) oraz część regionu północnego (województwo warmińsko-mazurskie). Analiza danych statystycznych na poziomie powiatów, pozwoliła znacznie zwiększyć zbiór cech diagnostycznych opisujących poziom życia mieszkańców, w porównaniu do analizy na poziomie niższego szczebla podziału administracyjnego – gminy.

Według stanu na koniec 2014 r. [www 1] analizowany obszar zamieszkiwany jest przez 6 380 783 osoby, a powierzchnia analizowanego obszaru wynosi 98 007 km². Najmniejszym powiatem pod względem liczby mieszkańców jest powiat sejneński (20 788 mieszkańców), natomiast największym kielecki (208 066 osób). Największą powierzchnią charakteryzuje się powiat białostocki (2 975 km²), natomiast najmniejszą skarżyński (395 km²).

Z uwagi na ograniczoną dostępność danych statystycznych, obiektywny i kompleksowy pomiar poziomu życia mieszkańców poszczególnych jednostek terytorialnych jest zadaniem utrudnionym, gdyż poziom tego zjawiska jest istotnie determinowany stopniem zaspokojenia zarówno potrzeb materialnych jak i niematerialnych. W pierwszej fazie badań, w wyniku merytoryczno-formalnej analizy zmiennych zaproponowano 22 potencjalne zmienne diagnostyczne, które podzielone zostały wg kryteriów merytorycznych na siedem grup tematycznych:

1. Rynek pracy: X_1 – stopa bezrobocia; X_2 – liczba pracujących ogółem w gospodarce narodowej na 1000 osób; X_3 – przeciętne wynagrodzenie brutto w stosunku do średniej krajowej (w %).
2. Ochrona zdrowia: X_4 – liczba osób na 1 aptekę; X_5 – liczba lekarzy na 10 000 osób; X_6 – liczba łóżek szpitalnych na 10 000 osób; X_7 – przyrost naturalny na 1000 mieszkańców.
3. Środowisko: X_8 – ścieki komunalne oczyszczane na 1 km²; X_9 – emisja zanieczyszczeń gazowych z zakładów szczególnie uciążliwych w tonach na 1 km²; X_{10} – odsetek ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków.
4. Transport: X_{11} – liczba samochodów osobowych zarejestrowanych na 1000 mieszkańców; X_{12} – publiczne drogi powiatowe o twardej nawierzchni na 100 km².
5. Warunki mieszkaniowe: X_{13} – odsetek mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie; X_{14} – powierzchnia użytkowa mieszkania na 1 osobę; X_{15} – odsetek

mieszkań wyposażonych w łazienkę; X_{16} – odsetek mieszkań wyposażonych w gaz sieciowy.

6. Kultura: X_{17} – liczba czytelników bibliotek publicznych na 1000 mieszkańców; X_{18} – liczba miejsc na widowni w kinie na 1000 mieszkańców; X_{19} – korzystający z noclegów w obiektach zbiorowego zakwaterowania na 1000 mieszkańców.
7. Edukacja: X_{20} – uczniowie szkół podstawowych przypadający na jeden komputer z dostępem do internetu⁴; X_{21} – współczynnik skolaryzacji netto dla poziomu szkół gimnazjalnych; X_{22} – liczba dzieci w przedszkolach na 1000 dzieci.

Do określenia możliwości finansowych powiatów wykorzystano zbiór ośmiu zmiennych diagnostycznych odnoszących się w przeważającej mierze do dochodów i wydatków gmin zlokalizowanych w poszczególnych powiatach: I_1 – dochody budżetu gmin na 1 mieszkańca; I_2 – środki gmin na finansowanie i współfinansowanie projektów i programów unijnych na 1 mieszkańca; I_3 – wydatki gmin na 1 mieszkańca; I_4 – wydatki gmin na kulturę fizyczną na 1 mieszkańca; I_5 – wydatki gmin na gospodarkę mieszkaniową na 1 mieszkańca; I_6 – wydatki gmin na kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego na 1 mieszkańca; I_7 – wydatki gmin na oświatę i wychowanie na 1 mieszkańca; I_8 – wydatki gmin na ochronę zdrowia na 1 mieszkańca.

Wybór zmiennych w dużej mierze warunkowany był dostępnością, kompletnością danych dla wszystkich obiektów oraz ich aktualnością. W obydwu analizowanych zbiorach, uwzględnione zmienne cząstkowe mają charakter wskaźnikowy, a nie wartości o charakterze bezwzględny, co pozwoliło w pewnym stopniu uniknąć zakłóceń związanych z posiadaniem przez niektóre obiekty (powiaty) pewnych charakterystycznych cech (np. znacznie większej powierzchni od pozostałych obiektów).

W celu przedstawienia zależności między zbiorami zmiennych odnoszonymi się do poziomu życia i możliwości finansowych powiatów, przeprowadzono analizę kanoniczną. Metodą jest uogólnieniem liniowej regresji wielorakiej na dwa zbiory zmiennych. Główna idea analizy kanonicznej sprowadza badanie zależności dwóch zbiorów zmiennych do analizowania powiązań między dwoma nowymi typami zmiennych (tzw. zmiennych kanonicznych). Te „nowe zmienne” są sumami ważonymi pierwszego i drugiego zbioru, a wagi są dobierane w taki sposób, aby dwie sumy ważone były ze sobą maksymalnie skorelowane (pierwszy typ zmiennych jest liniową funkcją pierwszego zbioru zmiennych, podobnie jak drugi typ zmiennych jest liniową funkcją drugiego zbioru) [Ter

⁴ Ze względu na ograniczoną dostępność przyjęto dane za 2012 r.

Braak 1990; Cavadias i in., 2001; Hardoon, Szedmak, Shawe-Taylor, 2003; Naylor i in., 2010]. W przypadku rozpatrywania dwóch liniowych kombinacji $x = x^T \hat{w}_x$ i $y = y^T \hat{w}_y$ dąży się do maksymalizowania wyrażenia [por. Borgia, 2001; Weenink, 2003; Hardoon, Szedmak, Shawe-Taylor, 2003]:

$$r_i = \frac{(w_x^T R_{xy} w_y)}{\sqrt{(w_x^T R_{xx} w_x w_y^T R_{yy} w_y)}}$$

gdzie:

R_{xx} – macierz korelacji zmiennych objaśnianych,

R_{yy} – macierz korelacji zmiennych objaśniających,

R_{xy} – macierz korelacji obu rodzajów zmiennych,

w_x, w_y – wagi dla zmiennych kanonicznych pierwszego i drugiego typu,

r_i – współczynnik korelacji kanonicznej.

Biorąc pod uwagę fakt, iż analizowane kategorią mają charakterwieloaspektowy zastosowaniejednej z wielowymiarowych technik eksploracyjnych jaką jest analiza kanoniczna, wydaje się być uzasadnione. Wykorzystanie w tego typu analizach np. modeliregresji wielorakiej i analizowanie oddzielnie każdej zmiennej objaśnianej (endogenicznej), mogłoby się wiązać z pewnym „szumem informacyjnym” i ryzykiem zniekształcenia wyników badań. Wynika to z faktu utraty istotnych informacji o relacjach zachodzących w zbiorze zmiennych objaśnianych. Podobnie przeprowadzenie często stosowanej przez badaczy „zwykłej” analizy korelacyjnej (np. Pearsona) pomiędzy parami zmiennych wydaje się niezasadne, ponieważ nie uwzględnia ona powiązań zachodzących wewnątrz zbiorów zmiennych objaśnianych i objaśniających.

Badając korelacje kanoniczne istotne jest ustalenie ile pierwszych par zmiennych kanonicznych powinno zostać poddane pogłębionej analizie. W tym celu zastosowano test istotności korelacji kanonicznej Λ -Wilksa (lambda Wilksa). Do weryfikacji istotności par zmiennych kanonicznych została użyta statystyka testowa dla zbioru $s-k$ zmiennych postaci [Noble Jr. 2000; Panek, Zwierzchowski 2013]:

$$A_k = \prod_{l=k}^s (1 - r_l^2),$$

gdzie:

s – liczba zmiennych kanonicznych.

Statystyka testowa posiada rozkład prawdopodobieństwa Λ -Wilksa o liczbie swobody:

$$d_{f_1} = m - s - k + l \text{ oraz } d_{f_2} = n - k - m + s$$

W ramach wstępnych analiz, przeprowadzono rutynową kontrolę wewnętrznej struktury modelowanych zmiennych. W pierwszej kolejności zmienne cząstkowe obu zbiorach zostały poddane procedurze wykrywania obserwacji odstających (mogąone zniekształcać wyniki analizy kanonicznej), które mogą wynikać np. z błędów transkrypcji. W tym celu zastosowano regułę „3 sigma” [por. Kasunic i in., 2011], zgodnie z którą usuwa się obserwacje niemieszczące się w przedziale (średnia-3*odchylenie standardowe; średnia+3*odchylenie standardowe). W przypadku zidentyfikowania wartości odstających, zastępowano je wartościami średnimi obliczonymi dla podregionów⁵, w których zlokalizowane są powiaty charakteryzujące się zmiennymi cząstkowymi przekraczającymi wartości graniczne.

Jednym z założeń analizy kanonicznej jest to, iż wszystkie uwzględnione zmienne charakteryzują się rozkładem normalnym. Ze względu na trudność zagwarantowania normalności analizowanych zmiennych, wykorzystanie korelacji kanonicznej do analizowania zjawisk społeczno-ekonomicznych bardziej zasadne jest do celów opisowych niż wnioskowania statystycznego. Normalność rozkładu została oceniona w oparciu o wyniki testu Shapiro-Wilka. W przypadku wystąpienia zmiennych nieposiadających rozkładu normalnego, zastosowano transformację Boxa-Coxa w celu przybliżenia rozkładu normalnego [Box, Cox, 1964]:

$$y_i^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{y_i^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{dla } \lambda \neq 0 \\ \log y_i, & \text{dla } \lambda = 0 \end{cases}$$

gdzie wybór parametru⁶ transformacji λ dokonywany jest metodą największej wiarygodności.

Pomimo zastosowania transformacji Boxa-Coxa w przypadku czterech zmiennych rozkład odbiegał od rozkładu normalnego. W zbiorze zmiennych odnoszących się do możliwości finansowych powiatów była to zmienna I_2 , natomiast wśród zmiennych opisujących poziom życia były to zmienne X_8 , X_{16} i X_{18} . Z tego powodu zmienne te pominięto w dalszej analizie.

⁵ W Polsce Wschodniej wyodrębnionych jest 16 takich podregionów: bialski, białostocki, chełmsko-zamojski, elbląski, ełcki, kielecki, krośnieński, lubelski, łomżyński, olsztyński, przemyski, puławski, rzeszowski, sandomiersko-jędrzejowski, suwalski, tarnobrzeski.

⁶ Estymacja parametru λ została przeprowadzona w programie R-Cran.

Podstawą analizy kanonicznej są odpowiednio skorelowane pary zmiennych kanonicznych. Jak wspomniano wcześniej wagi kanoniczne są wyznaczone w taki sposób, aby maksymalizować korelację między kolejnymi parami zmiennych kanonicznych. Dla ułatwienia interpretacji wag kanonicznych, zaleca się operowanie wystandaryzowaną macierzą danych wyjściowych [Panek, Zwierchowski, 2013]. Dlatego dążąc do uzyskania porównywalności cech o różnych mianach i rzędach wielkości, dokonano procesu standaryzacji.

Liczba wszystkich zmiennych kanonicznych jest równa minimalnej liczbie zmiennych w którymś z analizowanych zbiorów (w tym przypadku 7). W dalszej analizie uwzględnione zostały wyłącznie istotne statystycznie zmienne kanoniczne. W celu ich zidentyfikowania przeprowadzono wcześniej opisany test lambda Wilksa.

Tabela 2. Wyniki testu lambda Wilksa

Pierwiastek usunięty	Korelacja kanoniczna	Wartość testu χ^2	Liczba stopni swobody dla testu χ^2	Poziom prawdopodobieństwa p dla testu χ^2	Wartość statystyki lambda Wilksa
0	0,8887	356,9430	133	0,0000	0,0073
1	0,8413	243,8847	108	0,0000	0,0346
2	0,7885	154,6772	85	0,0000	0,1184
3	0,6410	84,1986	64	0,0463	0,3131
4	0,5791	45,8359	45	0,4374	0,5314
5	0,3859	16,2240	28	0,9623	0,7995
6	0,2463	4,5357	13	0,9840	0,9394

Źródło: Na podstawie danych [www 1].

Na podstawie krytycznej wartości poziomu istotności w dalszej analizie uwzględniono cztery pierwsze zmienne kanoniczne.

Wyliczone wagi odzwierciedlają swoisty wkład każdej zmiennej do sumy ważonej. Im większa wartość bezwzględna tym większy wkład (dodatni lub ujemny) w wygenerowanie zmiennej kanonicznej. Z obliczeń wynika, że dla pierwszej zmiennej kanonicznej największe (bezwzględne) wartości wag mają zmienne X_7 (-0,8949) i I_4 (-0,9092). Stąd można przyjąć, że na powstanie pierwszej zmiennej kanonicznej w największym stopniu wpłynęła korelacja między przyrostem naturalnym na 1000 mieszkańców i wydatkami na kulturę fizyczną w przeliczeniu na 1 mieszkańca. W określeniu drugiej zmiennej kanonicznej największy wkład ma zmienna X_7 (-0,4817) odnosząca się do przyrostu naturalnego i I_1 (-0,8382), odzwierciedlająca dochody budżetu gmin na 1 mieszkańca. Z kolei zmienne X_{15} (odsetek mieszkań wyposażonych w łazienkę) i I_1 (dochody budżetu gmin na 1 mieszkańca) mają największy wkład do trzeciej zmiennej kanonicznej. W wykreowaniu czwartej zmiennej kanonicznej największy wkład mają zmienne X_{15} oraz I_3 (wydatki gmin na 1 mieszkańca).

Tabela 3. Wagi kanoniczne

Zmienne dotyczące możliwości finansowych powiatów	Zmienne kanoniczne*			
	U ₁	U ₂	U ₃	U ₄
I ₁	0,3671	-0,8382	-0,6753	-0,2694
I ₃	-0,2782	0,6507	0,3718	-0,6703
I ₄	-0,9092	-0,2859	0,3917	-0,0763
I ₅	-0,0186	-0,1204	0,1815	-0,3613
I ₆	-0,0533	-0,0698	0,5957	0,3190
I ₇	0,0606	-0,0583	0,1615	0,3348
I ₈	0,2262	-0,1710	0,5624	-0,2897
Zmienne dotyczące poziomu życia	Zmienne kanoniczne			
	V ₁	V ₂	V ₃	V ₄
X ₁	0,1031	0,1984	0,1313	0,5536
X ₂	0,2655	-0,1493	-0,1479	0,5976
X ₃	-0,0073	0,0476	0,0590	-0,1116
X ₄	0,0012	-0,2411	0,3052	0,3580
X ₅	-0,0805	-0,1068	-0,0278	0,0494
X ₆	0,0785	0,1375	0,2855	-0,5393
X ₇	-0,8949	-0,4817	-0,1556	-0,0717
X ₉	0,0263	0,2367	0,0673	0,1768
X ₁₀	0,0075	-0,0034	0,2474	-0,1432
X ₁₁	0,1239	-0,2716	-0,0713	-0,3977
X ₁₂	-0,1407	0,4624	0,1185	-0,0106
X ₁₃	0,2387	0,1208	-0,1823	0,8485
X ₁₄	-0,1952	0,4659	0,3777	0,0173
X ₁₅	0,1800	0,1186	1,0518	-0,9316
X ₁₇	-0,2318	0,1589	0,3104	-0,0799
X ₁₉	0,0460	-0,3094	-0,0572	-0,2236
X ₂₀	0,1885	-0,1750	-0,0421	-0,1402
X ₂₁	-0,2562	-0,4028	0,0366	0,4326
X ₂₂	-0,2185	-0,1466	0,5554	-0,2310

* uwzględniono zmienne istotne statystycznie

Źródło: Na podstawie danych: [www 1].

W kolejnym kroku obliczono kanoniczne ładunki czynnikowe i redundancje. Ładunki czynnikowe utożsamiane są z korelacją między zmiennymi kanonicznymi a zamiennymi w każdym zbiorze. W zbiorze zmiennych odnoszących się do poziomu życia mieszkańców, dla pierwszej zmiennej kanonicznej największy ładunek czynnikowy wykazuje X₂₀ (0,4621), dla drugiej zmiennej kanonicznej największym ładunkiem czynnikowym charakteryzuje się zmienna X₇ (-0,5934), dla trzeciej X₈ (0,6632) natomiast dla czwartej zmiennej kanonicznej decydujący ładunek czynnikowy wnosi zmienna X₁₄ (-0,5992). W przypadku drugiego zbioru zmiennych dla pierwszej zmiennej kanonicznej największy ładunek czynnikowy wnosi zmienna I₄ (-0,8891), dla drugiej zmienna I₁ (-0,6869), dla trzeciej zmienna I₃ (-0,8202) natomiast dla czwartej zmienna I₆ (0,5670).

Dla każdej zmiennej kanonicznej obliczono średnią z kwadratów ładunków czynnikowych – wartości wariancji wyodrębnionych, które określają jaki procent wariancji zmiennych wejściowych wyjaśniają te zmienne kanoniczne. Można je przedstawić za pomocą wyrażenia:

$$\overline{R_{u_l}^2} = \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q c_{jl}^2 \text{ lub } \overline{R_{v_l}^2} = \frac{1}{m-q} \sum_{j=q+1}^m d_{jl}^2, \quad l=1, 2, \dots, s,$$

gdzie:

q – liczba zmiennych bazowych (wejściowych),

c_{jl} – jest kanonicznym ładunkiem czynnikowym znajdującym się przy j -tej zmiennej bazowej i l -tej zmiennej kanonicznej pierwszego typu,

d_{jl} – jest kanonicznym ładunkiem czynnikowym znajdującym się przy j -tej zmiennej bazowej i l -tej zmiennej kanonicznej drugiego typu.

Jeżeli średnia ta zostanie pomnożona przez kwadrat korelacji kanonicznych, otrzymamy wskaźnik redundancji [Thompson, 1987]. Informuje on ile przeciętnej wariancji w jednym zbiorze jest wyjaśnione przez daną zmienną kanoniczną przy danym innym zbiorze zmiennych. Współczynnik ten ma postać:

$$R_{u_l, x^2}^2 = \overline{R_{u_l}^2} \cdot \lambda_l \text{ lub } R_{v_l, x^1}^2 = \overline{R_{v_l}^2} \cdot \lambda_l, \quad l=1, 2, \dots, s,$$

gdzie:

λ_l – pierwiastek charakterystyczny macierzy kwadratów korelacji kanonicznej.

W tabeli 4 przedstawiono wartości wariancji wyodrębnionych i redundancji.

Tabela 4. Wariancje wyodrębnione i redundancje

Wyszczególnienie	Zbiór zmiennych odzwierciedlających możliwości finansowe powiatów		Zbiór zmiennych odzwierciedlających poziom życia mieszkańców	
	Wariancja wyodrębniona	Redundancja	Wariancja wyodrębniona	Redundancja
Pierwsza zmienna kanoniczna	0,1773	0,1400	0,0751	0,0593
Druga zmienna kanoniczna	0,1498	0,1060	0,0943	0,0668
Trzecia zmienna kanoniczna	0,1466	0,0912	0,1570	0,0976
Czwarta zmienna kanoniczna	0,1891	0,0777	0,0912	0,0375

Źródło: Na podstawie danych: [www 1].

Pierwsza zmienna kanoniczna wyodrębnia 7,51% wariancji w pierwszym zbiorze zmiennych odzwierciedlającym poziom życia mieszkańców i 17,73% w drugim zbiorze (odnoszącym się do możliwości finansowych powiatów). Druga

zmienna kanoniczna wyodrębnia 9,43% wariacji w zbiorze pierwszym i 14,98% w zbiorze drugim. Trzecia zmienna kanoniczna wyjaśnia odpowiednio 15,70% wariacji w pierwszym zbiorze i 14,66% w drugim. Natomiast czwarta (ostatnia istotna statystycznie) zmienna kanoniczna wyodrębnia 9,12% wariacji w zbiorze pierwszym oraz 18,91% w zbiorze drugim. Dla zbioru zmiennych wejściowych odzwierciedlających możliwości finansowe powiatów możemy wyjaśnić odpowiednio 5,93%, 6,68%, 9,76% i 3,75% wariacji zbioru zmiennych dotyczących poziomu życia mieszkańców. Natomiast przy zbiorze zmiennych wejściowych dotyczących poziomu życia mieszkańców wyjaśniamy odpowiednio 14,00%, 10,60%, 9,12% i 7,77% wariacji drugiego zbioru na podstawie pierwszej, drugiej, trzeciej oraz czwartej istotnej statystycznie zmiennej kanonicznej.

W kolejnym kroku obliczono całkowitą redundancję, która interpretowana jest jako przeciętny procent wariacji wyjaśnionej w jednym zbiorze zmiennych przy danym drugim zbiorze, w oparciu o wszystkie zmienne kanoniczne. Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że przy znajomości wartości zmiennych opisujących możliwości finansowe powiatów, można wyjaśnić ponad 29,38% wariacji zmiennych ze zbioru odnoszącego się do poziomu życia mieszkańców Polski Wschodniej. Obliczona wartość całkowitej redundancji jest stosunkowo wysoka jednak w celu otrzymania lepszych wyników warto w przyszłości przeprowadzić dalsze badania z innym zbiorem zmiennych wejściowych oraz zmienioną liczebnością tych zmiennych.

Warto zwrócić uwagę na bardzo duże i co ważne wysoce istotne statystycznie (tab. 2) wartości korelacji kanonicznej. Wartości te są interpretowane jako korelacje między ważonymi wartościami sumarycznymi w każdym zbiorze z wagami wyliczonymi dla kolejnych zmiennych kanonicznych. Pierwsza korelacja kanoniczna wynosiła blisko 0,89, co świadczy o bardzo wysokim stopniu skorelowania par sum ważonych (można przyjąć, że utworzony model dobrze opisuje rozpatrywane zbiory danych). Dla pozostałych istotnych statystycznie zmiennych kanonicznych wartości te wynosiły kolejno: 0,8413, 0,7885 oraz 0,6410.

Podsumowanie

Poziom życia mieszkańców determinowany jest działaniami podejmowanymi przez władze samorządowe. Działania te mogą wynikać z narzucanych przepisów prawnych, jak i z samej natury samorządu terytorialnego. Z kolei zakres, czas realizacji i efektywność tych działań, istotnie uzależniona jest od możliwości finansowych jednostek samorządu terytorialnego. Kwestią oczywi-

stą jest, że poziom życia mieszkańców poszczególnych obszarów warunkowany jest wieloma zróżnicowanymi czynnikami. Ograniczenie w artykule rozważań do jednego czynnika wpływającego na poziom życia mieszkańców, wynika przede wszystkim ze szczególnej roli jaką pełnią możliwości finansowe samorządów oraz z faktu, iż wykorzystanie w analizie zbyt dużej liczby potencjalnych czynników decydujących o poziomie życia, mogłoby wywołać powstanie swoistego szumu informacyjnego („rozmycia” znaczenia poszczególnych determinant).

W oparciu o wyniki testu istotności lambda Wilksa w analizie uwzględniono cztery zmienne kanoniczne. Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że na powstanie pierwszej zmiennej kanonicznej w największym stopniu wpłynęła korelacja między przyrostem naturalnym na 1000 mieszkańców i wydatkami na kulturę fizyczną w przeliczeniu na 1 mieszkańca. W określeniu drugiej zmiennej kanonicznej największy wkład mają zmienne odnoszące się do przyrostu naturalnego oraz dochodów budżetu gminy (w przeliczeniu na jednego mieszkańca). Zmienne opisujące odsetek mieszkań wyposażonych w łazienkę oraz dochody budżetu gminy mają największy wkład do trzeciej zmiennej kanonicznej. Z kolei w wykreowaniu czwartej zmiennej kanonicznej największy wkład mają zmienne odnoszące się do odsetka mieszkań wyposażonych w łazienkę oraz wydatki gmin na 1 mieszkańca.

Z przeprowadzonych badań wynika, że pomiędzy analizowanymi zjawiskami występuje stosunkowo wysoka zależność statystyczna. W oparciu o otrzymane modele analizy kanonicznej przeprowadzono analizę redundancji, w wyniku której można stwierdzić, że przy znajomości wartości zmiennych opisujących możliwości finansowe powiatów Polski Wschodniej, można wyjaśnić ponad 29% wariacji zmiennych ze zbioru odnoszącego się do poziomu życia mieszkańców. Można więc stwierdzić, że blisko jedna trzecia zmienności związanej z poziomem życia mieszkańców powiatów Polski Wschodniej, jest determinowana uwzględnionymi zmiennymi cząstkowymi, odnoszącymi się do możliwości finansowych samorządów. Ponadto warto zaznaczyć, że otrzymano wysokie (i istotne statystycznie) wartości współczynników korelacji kanonicznej. Dla każdej uwzględnionej zmiennej kanonicznej wartość ta przekraczała 0,64.

W badaniach pominięto kwestię podziału na środowisko miejskie i wiejskie, co z pewnością umożliwiłoby pełniejszą analizę rozpatrywanego zagadnienia. W dalszych badaniach warto również byłoby przeprowadzić testy przyczynowości (np. test Grangera) między poszczególnymi zmiennymi cząstkowymi. Ze względu na ograniczoność danych (zbyt krótkie szeregi czasowe) zrezygnowano z tego typu analiz.

Literatura

- Borga M. (2001), *Canonical Correlation a Tutorial*, <http://www.imt.liu.se/~magnus/cca/tutorial/tutorial.pdf> (dostęp: 2.06.2016).
- Borys T. (red.) (1999), *Wskaźniki ekorozwoju*, Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko, Białystok.
- Box G.E.P., Cox D.R. (1964), *An Analysis of Transformations*, "Journal of the Royal Statistical Society", Series B (Methodological), Vol. 26, No. 2, s. 211-252.
- Cavadias G.S., Ouarda T.B.M.J., Bobee B., Girard C. (2001), *A Canonical Correlation Approach to The Determination Of Homogeneous Regions for Regional Flood Estimation of Ungauged Basins*, "Hydrological Sciences Journal", No. 46(4), s. 499-512.
- Dylewski M., Filipiak B., Gorzałczyńska-Koczkodaj M. (2006), *Finanse samorządowe, narzędzia, decyzje, procesy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Hansen M.E., Grubb F. (2002), *Anthropometric Versus Income Measures of the Standard of Living: Issues of Theoretical Consistency*, <http://www.humanics-es.com/anthro11-13-02.pdf> (dostęp: 2.06.2016).
- Hardoon D.R., Szedmak S., Shawe-Taylor J. (2003), *Canonical Correlation Analysis: An Overview with Application to Learning Methods*, Department of Computer Science Royal Holloway, University of London, London.
- Kaliszewicz D. (red.) (1995), *Nowa encyklopedia powszechna PWN. Tom 3*, PWN, Warszawa.
- Kasunic M., McCurley J., Goldenson D., Zubarow D. (2011), *An Investigation of Techniques for Detecting Data Anomalies in Earned Value Management Data*, Carnegie Mellon University, Pittsburgh.
- Kozak M., Pyszkowski A., Szewczyk R. (2001), *Słownik rozwoju regionalnego*, PARP, Warszawa.
- Kudłacz T. (1999), *Programowanie rozwoju regionalnego, Poradnik dla samorządów województwa*, PWN, Warszawa.
- Naylor M.G., Lin X., Weiss S.T., Raby B.A., Lange C. (2010), *Using Canonical Correlation Analysis to Discover Genetic Regulatory Variants*, "PLoS ONE", No. 5(5), s. 1-6.
- Noble Jr. R.B. (2000), *Multivariate Applications of Bayesian Model Averaging*, Virginia Polytechnic Institute, Blacksburg–Virginia.
- Owsiak S. (2002), *Budżet władz lokalnych*, PWE, Warszawa.
- Panek T., Zwierzchowski J. (2013), *Statystyczne Metody wielowymiarowej analizy porównawczej: Teoria i zastosowania*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Pantazis C., Gordon D., Levitas R. (2006), *Poverty and Social Exclusion in Britain*, The Policy Press, Bristol.
- Parysek (2001), *Podstawy gospodarki lokalnej*, Wydawnictwo Naukowe UAM, Poznań.

- TerBraak C.J.F. (1990), *Interpreting Canonical Correlation Analysis Through Biplots of Structure Correlations and Weights*, "PSYCHOMETRIKA", Vol. 55, No. 3, s. 519-531.
- Thompson B. (1987), *Fundamentals of Canonical Correlation Analysis: Basics and Three Common Fallacies in Interpretation*, University of New Orleans And Louisiana State University Medical Center, New Orleans.
- Ustawa z dnia 5 czerwca 1998 o samorządzie powiatowym (Dz.U. 1998, Nr 91, poz. 578).
- Ustawa z dnia 8 marca 1990 r. o samorządzie gminnym (Dz.U. 1990, Nr 16, poz. 95).
- Ustawa z dnia 27 sierpnia 2009 r. o finansach publicznych (Dz.U. 2009, Nr 157, poz. 1240).
- Weenink D. (2003), *Canonical Correlation Analysis, Institute of Phonetic Sciences*, University of Amsterdam, Proceedings 25.
- Zeliaś A. (2004), *Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej*, PWE, Warszawa.
- [www 1] <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/dane/temat> (dostęp: 12.06.2016).

THE FINANCIAL POSSIBILITIES OF LOCAL GOVERNMENTS AND LIVING STANDARDS OF PEOPLE IN EASTERN POLAND – WITH THE USE OF CANONICAL ANALYSIS

Summary: The aim of this article is to define the correlation between financial possibilities and living standards of people in the voivodeships of Eastern Poland. Due to the multidimensional nature of the analysed categories, canonical analysis was used as a generalization of the multiple linear regression. 87 districts (poviats) in the Lubelskie, Podkarpackie, Podlaskie, Świętokrzyskie and Warmińsko-Mazurskie voivodeships were included in the research. The canonical analysis was preceded by detection of outliers and normal probability evaluation. Wilk's lambda significance test was conducted in order to evaluate the statistical significance of the analysed canonical variables. A substantial number of indicators like canonical correlations, total redundancy and separate variances were calculated with the use of canonical analysis. Their completeness and availability for everyone examined objects in 2014 were the main criterion for variables selection.

Keywords: living standards, financial possibilities of poviats, canonical analysis.