

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X
e-ISSN 2543-8476

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
STYCZEŃ 2018

Nr **1** (680)

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
STYCZEŃ 2018

Nr **1** (680)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

dr Marek Cierpiał-Wolan (redaktor naczelny), dr hab. Andrzej Młodak (zastępca redaktora naczelnego), mgr Renata Bielak, dr Jacek Kowalewski, dr Jan Kubacki, mgr Władysław Wiesław Łagodziński, dr Grażyna Marciniak, dr Stanisław Paradyś, dr hab. Mateusz Pipień, prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz, dr Wioletta Wrzaszcz, dr inż. Agnieszka Zgierska

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. dr hab. Czesław Domański, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. dr hab. Semen Matkowski, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa, prof. dr hab. Józef Oleński, prof. dr hab. Tomasz Panek, doc. ing. Iveta Stankovicova, prof. dr hab. Józef Zegar

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608 32 25

<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

Alina Świdarska (a.swiderska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608 31 45.

Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608 32 10, 22 608 38 10.

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Górczycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę w wersji papierowej i na e-wydania można składać bezpośrednio na stronie www.prenumerata.ruch.com.pl.

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: prenumerata@ruch.com.pl lub kontaktując się z Centrum Obsługi Klienta „RUCH” pod numerami: 22 693 70 00 lub 801 800 803 — czynne w dni robocze w godzinach 7⁰⁰—17⁰⁰.

Koszt połączenia według taryfy operatora.

LISTA RECENZENTÓW OCENIAJĄCYCH ARTYKUŁY W 2017 R.

Wiktor Adamus, Radosław Antczak, Andrzej Bąk, Iwona Bąk, Maciej Beręsewicz, Agnieszka Bezat-Jarzębowska, Jacek Białek, Renata Bielak, Jakub Borowski, Tadeusz Borys, Michał Brzeziński, Waldemar Budner, Ewa Chodakowska, Mariusz Chudak, Marek Cierpiat-Wolan, Wojciech Cieśliński, Anna Ćwiąkała-Małys, Barbara Dańska-Borsiak, Grażyna Dehnel, Joanna Dębicka, Hanna Dudek, Ewa Dziedzic, Dariusz Fatuła, Beata Zofia Filipiak, Krzysztof Firlej, Łukasz Goczek, Michał Goliński, Grzegorz Gorzelak, Marcin Gospodarowicz, Justyna Góral, Joanna Górka, Tadeusz Grabiński, Michał Gradzewicz, Marek Gruszczyński, Przemysław Grzegorzewski, Aleksandra Hałka, Anna Hnatyszyn-Dzikowska, Łukasz Jabłoński, Mirosława Janoś-Kresło, Romuald Jończy, Jarosław Kaczmarek, Arkadiusz Kijek, Anna Kołodziejczak, Janusz Andrzej Korol, Daniel Kosiorowski, Dariusz Cezary Kotlewski, Irena E. Kotowska, Agnieszka Kozera, Grażyna Kozuń-Cieślak, Jakub Kraciuk, Michał Kruszka, Jan Kubacki, Karol Kukuła, Joanna Landmesser, Piotr Lis, Wiesława Lizińska, Władysław Wiesław Łagodziński, Ewa Łaźniewska, Beata Łopaciuk-Goncaryk, Teresa Łuczka, Krzysztof Malaga, Iwona Markowicz, Małgorzata Markowska, Paweł Marszałek, Danuta Miłaszewicz, Andrzej Mischuk, Hanna Mizgajska, Andrzej Młodak, Joanna Muszyńska, Michał Myck, Wanda Nowara, Włodzimierz Okrasa, Magdalena Olczyk, Józef Oleński, Walenty Ostasiewicz, Tomasz Panek, Jan Paradysz, Stanisław Paradysz, Arkadiusz Peisert, Jolanta Perek-Białas, Krzysztof Piasecki, Jacek Pietrucha, Artur Prędkie, Wiesława Przybylska-Kapuścińska, Renata Przygodzka, Andrzej Raczek, Andrzej Rosner, Małgorzata Rószkiewicz, Adam Sagan, Marcin Salamaga, Anna Sączewska-Piotrowska, Robert Skikiewicz, Teresa Słaby, Adam Słowik, Mariusz E. Sokołowicz, Andrzej Sokołowski, Agnieszka Sompolska-Rzechuła, Józef Stawicki, Bogdan Stefanowicz, Danuta Strahl, Dorota Szałtys, Tomasz Szopiński, Mirosław Szreder, Urszula Sztanderska, Piotr Szukalski, Adam Szulc, Tadeusz Szumlich, Przemysław Śleszyński, Dominik Śliwicki, Tomasz Tokarski, Grażyna Trzpiot, Paweł Ulman, Stanisław Umiński, Paweł Wieczorek, Janusz Witkowski, Robert Wojciech Włodarczyk, Andrzej Wójcik, Feliks Wysocki, Agnieszka Zgierska

SPIS TREŚCI

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Andrzej Bąk</i> — Zastosowanie metod wielowymiarowej analizy porównawczej do oceny stanu środowiska w województwie dolnośląskim	7
<i>Artur Wyszyński</i> — Metoda granicznej analizy danych a tradycyjne podejście wskaźnikowe w ocenie kondycji finansowej klubów Ekstraklasy	21
<i>Maria Klonowska-Matynia, Kamila Radlińska</i> — Ocena wahań sezonowych bezrobocia w nadmorskich regionach turystycznych Polski i Hiszpanii	37
<i>Waldemar Florczak, Wojciech Grabiński</i> — Analiza czynników determinujących reakcję na zaistnienie problemu prawnego przy użyciu wielomianowego modelu logitowego	57
<i>Marcin Idzik, Krzysztof Sobczak</i> — Rozwój rynku kart płatniczych w Polsce na tle pozostałych krajów Unii Europejskiej	77

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — grudzień 2017 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	96
Do Autorów	99

CONTENTS

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Andrzej Bąk</i> — Application methods of multidimensional comparative analysis to the assessment of environmental state in Dolnośląskie voivodship	7
<i>Artur Wyszynski</i> — Data envelopment analysis method in comparison with traditional indicator approach in the assessment of financial condition of Ekstraklasa clubs	21
<i>Maria Klonowska-Matynia, Kamila Radlińska</i> — Assessment of seasonal unemployment fluctuations in the coastal tourist regions of Poland and Spain	37
<i>Waldemar Florczak, Wojciech Grabiński</i> — Analysis of factors determining the reaction to a legal problem using a multinomial logit model	57
<i>Marcin Idzik, Krzysztof Sobczak</i> — Development of the payment cards market in Poland in comparison with other European Union countries	77

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of CSO — December 2017 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	96
For the Authors	99

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Andrzej BĄK

Zastosowanie metod wielowymiarowej analizy porównawczej do oceny stanu środowiska w województwie dolnośląskim¹

Streszczenie. *Celem opracowania jest zaprezentowanie wyników metod wielowymiarowej analizy porównawczej wykorzystywanej do oceny stanu środowiska w województwie dolnośląskim w przekroju powiatów. Badanie przeprowadzono na podstawie danych GUS za 2015 r. dotyczących stanu i ochrony środowiska w 30 powiatach województwa dolnośląskiego. W badaniu zastosowano metody porządkowania liniowego obiektów (wzorcowe i bezwzorcowe). Wiele z nich opisanych w literaturze przedmiotu na ogół prowadzi do zróżnicowanych wyników (rankingi obiektów nie są takie same). Wynika to m.in. z przyjętych metod normalizacji i ważenia zmiennych oraz agregacji (tworzenia zmiennych syntetycznych). W artykule podjęto próbę porównania wyników porządkowania liniowego powiatów ze względu na stan środowiska za pomocą wybranych metod wzorcowych i bezwzorcowych. W analizie poprawności rankingów wykorzystano mierniki oceny jakości metod porządkowania liniowego.*

Słowa kluczowe: ochrona środowiska, porządkowanie liniowe, metoda Helwiga, metoda TOPSIS, główne składowe, program R.

JEL: Q00, Q59, C19, C88

Zanieczyszczenie środowiska jest skutkiem działalności człowieka, m.in. przemysłowej i rolniczej. Intensywnie zużywane są nieodnawialne zasoby naturalne, niszczone są lasy, ginie wiele gatunków zwierząt. Skażeniu ulegają

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji pt. *Rozwój gospodarczy i przestrzenny Polski a realizacja polityki spójności*, która odbyła się 25 i 26 maja 2017 r. w Katowicach.

gleba, woda i powietrze. Wszystkie kontynenty — poza Antarktydą — są w znacznym stopniu zanieczyszczone. Szacuje się, że jedynie od kilku do kilkudziesięciu procent obszaru poszczególnych z nich pozostało niezmiennych wskutek działalności człowieka (Europa — ok. 3%, Azja — ok. 14%, Ameryka Południowa — ok. 21%, Afryka — ok. 27%, Australia — ok. 28%, Ameryka Północna — ok. 38%).

Polska należy do grupy państw o bardzo dużym zanieczyszczeniu środowiska, istnieje zatem potrzeba monitorowania jego stanu i działań zapobiegających temu procesowi. Tej problematyce w naszym kraju poświęcono liczne ustawy, m.in. o ochronie środowiska, o ochronie przyrody, o ochronie zwierząt, o odpadach oraz prawo wodne. Ta tematyka jest obecna również w konstytucji.

Zanieczyszczenie środowiska w regionach Polski jest zróżnicowane. W artykule przedstawiono wyniki badania stanu środowiska w powiatach województwa dolnośląskiego w 2015 r. z zastosowaniem wielowymiarowej analizy porównawczej, do której zalicza się metody porządkowania liniowego, wykorzystywane w badaniach ekonomicznych w celu ustalenia kolejności (rankingu) lub klasyfikacji obiektów wielocechowych, takich jak kraje lub regiony (ze względu na poziom rozwoju gospodarczego), przedsiębiorstwa (ze względu na kondycję finansową) czy produkty (ze względu na walory użytkowe).

Idea porządkowania liniowego obiektów wielowymiarowych opiera się na pojęciu porządkującej relacji binarnej (zwrotnej, antysymetrycznej, przechodniej i spójnej). Z aksjomatów tej relacji wynika, że jest możliwe stwierdzenie, który z dwóch dowolnych obiektów zbioru jest pierwszy (lepszy), a który drugi (gorszy), a także czy są one identyczne. Przedmiotem porządkowania liniowego są obiekty lub zjawiska opisane przez wiele zmiennych, których wartości są mierzone i gromadzone w zbiorach danych statystycznych. Takie cechy obiektów i zjawisk ekonomicznych, jak rozwój gospodarczy, kondycja finansowa oraz walory użytkowe produktów lub usług są natomiast zmiennymi, których wartości nie można bezpośrednio zmierzyć. Charakterystyka tych zmiennych opiera się na funkcjach obserwacji bezpośrednio mierzalnych cech diagnostycznych (funkcje agregujące mogą mieć różną postać analityczną). Uzyskane wyniki zmiennej syntetycznej umożliwiają uporządkowanie obiektów wielowymiarowych według preferencji (dominacji).

Celem artykułu jest ocena stanu środowiska w województwie dolnośląskim w przekroju powiatów w 2015 r. na podstawie publikowanych danych statystycznych GUS z wykorzystaniem wybranych metod wielowymiarowej analizy porównawczej. W artykule przedstawiono także historycznie pierwsze metody porządkowania liniowego opracowane w różnych obszarach badawczych oraz porównano wyniki porządkowania obiektów za pomocą tych procedur.

W obliczeniach i wizualizacji wyników badań posłużono się programem CRAN R oraz niektórymi pakietami programu R. W analizach porównawczych metod porządkowania liniowego wykorzystano pakiety programu R — *pllord* (Bąk, 2015) i *topsis* (Yazdi, 2015) oraz opracowane skrypty w języku R. Program R (R Development Core Team, 2017) jest niekomercyjnym projektem analizy danych, powszechnie wykorzystywanym m.in. w statystycznych i ekonometrycznych badaniach ekonomicznych.

METODY PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO

Wielowymiarowa analiza porównawcza umożliwia ocenę obiektów i zjawisk złożonych, czyli takich, na których stan i zachowanie wpływa jednocześnie wiele cech (zmiennych) i czynników. Zwięzła definicja podana przez Hellwiga mówi, że (...) *metody i technika porównywania obiektów wielocechowych nazywają się wielowymiarową analizą porównawczą* (...) (Hellwig, 1981, s. 48).

Podstawowym celem wielowymiarowej analizy porównawczej jest konstrukcja miary syntetycznej umożliwiającej porównywanie elementów zbioru (obiektów) opisanych za pomocą wielu zmiennych (cech). Aby go osiągnąć, często wykorzystuje się metody porządkowania liniowego. W metodach tych zakłada się, że rezultatem uzyskanym na skutek zastosowania odpowiedniego algorytmu będzie takie uszeregowanie zbioru obiektów, w którym (Grabiński, 1992, s. 135):

- każdy obiekt ma przynajmniej jednego sąsiada oraz nie więcej niż dwóch sąsiadów,
- jeżeli obiekt *a* jest sąsiadem obiektu *b*, to obiekt *b* jest sąsiadem obiektu *a*,
- są tylko dwa obiekty mające jednego sąsiada.

Metody porządkowania liniowego prowadzą do ustalenia kolejności obiektów ze względu na jedną agregatową cechę, która jest syntetycznym reprezentantem wielu cech opisujących porządkowane obiekty. W ujęciu geometrycznym metody porządkowania liniowego prowadzą do rzutowania punktów reprezentujących obiekty umieszczone w wielowymiarowej przestrzeni cech na prostą, która reprezentuje cechę agregatową.

Podstawowe kategorie w porządkowaniu liniowym to obiekty i cechy. Zarówno obiekty, jak i cechy posiadają swoje liczbowe reprezentacje (obrazy), co umożliwia ich wszechstronne analizowanie za pomocą algorytmów numerycznych. Porządkowanie liniowe ma charakter wartościujący (oceniający) elementy (obiekty) i znajduje zastosowanie w różnych dziedzinach badań, w tym w ekonomii.

Metody porządkowania liniowego, mieszczące się w obrębie wielowymiarowej analizy porównawczej i szerzej taksonomii², są w dużej mierze dorobkiem polskiej myśli statystycznej i ekonometrycznej. Pierwszą propozycję porządkowania liniowego przedstawił Hellwig (1968). Publikacja ta zainicjowała intensywne badania, których efektem były kolejne propozycje metod porządkowania liniowego (Bartosiewicz, 1976; Borys, 1978b; Cieślak, 1974; Nowak, 1984; Pluta, 1976; Strahl, 1978; Walesiak, 1993).

Podstawą porządkowania liniowego jest zmienna syntetyczna³, której wartości są szacowane na podstawie obserwacji zmiennych diagnostycznych opisujących badane obiekty. Zmienna syntetyczna ma charakter zmiennej ukrytej, ponieważ jej wartości nie są obserwowane bezpośrednio. Jest to natomiast możliwe dzięki obserwacji zmiennych diagnostycznych, które są bezpośrednio mierzalne. Wartości zmiennej syntetycznej szacuje się za pomocą funkcji agregują-

² Taksonomia, wielowymiarowa analiza porównawcza i pojęcia bliskoznaczne zostały szerzej omówione w literaturze (Pociecha, Podolec, Sokołowski i Zając, 1988; Pociecha, 2008).

³ W literaturze przedmiotu można także spotkać inne określenia zmiennej syntetycznej, np. zmienna agregatowa, miara syntetyczna, syntetyczna miara rozwoju, taksonomiczny miernik rozwoju, agregatowa miara rozwoju, miara rozwoju gospodarczego czy metacecha.

cych, których postać analityczna może być różna. Rozróżnia się dwie podstawowe grupy metod wykorzystywanych do szacowania wartości zmiennej syntetycznej — bezwzorcowe i wzorcowe.

W procedurze porządkowania liniowego wyróżnia się takie etapy postępowania, jak: określenie charakteru zmiennych (stymulanty, nominanty, zdestymulanty)⁴, wyznaczanie wag zmiennych i ich normalizacja, wyznaczenie współrzędnych wzorca w przypadku agregacji wzorcowej, agregacja bezwzorcowa lub wzorcowa, klasyfikacja porangowanych obiektów i rozpoznanie typów rozwojowych (Bąk, 1999, 2013; Grabiński, 1984; Wysocki, 2010, s. 145).

Pierwsza propozycja zastosowania metody porządkowania liniowego — umożliwiającej porządkowanie liniowe obiektów z wykorzystaniem wzorca — w obszarze badań taksonomicznych i ekonomicznych została przedstawiona przez Hellwiga w 1968 r. pod nazwą miara rozwoju gospodarczego (Hellwig, 1968). Rok wcześniej (w 1967 r.) taka koncepcja została opisana w niepublikowanym raporcie UNESCO zatytułowanym *Procedure of Evaluating High Level Manpower Data and Typology of Countries by Means of the Taxonomic Method*.

Na gruncie teorii decyzji (wielokrotnego podejmowania decyzji) pierwszą metodę porządkowania liniowego z wykorzystaniem wzorca i antywzorca zaproponowali Hwang i Yoon (1981) pod nazwą TOPSIS — *Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Solution*, a opisali ją rok wcześniej (Yoon, 1980; Yoon i Hwang, 1980).

Ideę zastosowania analizy głównych składowych (PCA — *Principal Component Analysis*) do porządkowania liniowego obiektów (na podstawie wartości pierwszej głównej składowej) zaproponował w badaniach przyrodniczych i rolniczych Perkal (1967), a jej podstawy zostały już przedstawione w pracach Pearsona (1901) i Hotellinga (1933).

Porządkowanie liniowe według Hellwiga i TOPSIS to metody wzorcowe, przy czym w pierwszej z nich punktem odniesienia obiektów w przestrzeni wielowymiarowej jest wzorzec, a w drugiej wyznaczane są dwa punkty odniesienia — wzorzec i antywzorzec. Metoda wykorzystująca wartości pierwszej głównej składowej jest metodą bezwzorcową, opierającą się na wartościach i wektorach własnych macierzy kowariancji lub korelacji.

Konstrukcja miary syntetycznej (miary rozwoju gospodarczego) Hellwiga przedstawia się następująco (Hellwig, 1968):

a) normalizacja zmiennych (standaryzacja): $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}$, x_{ij} — obserwacja j -tej zmiennej dla obiektu i , $\bar{x}_j$ — średnia arytmetyczna obserwacji j -tej zmiennej, s_j — odchylenie standardowe obserwacji j -tej zmiennej;

b) współrzędne wzorca:

$$z_{0j} = \begin{cases} \max_i \{z_{ij}\} & \text{dla zmiennych o charakterze stymulant} \\ \min_i \{z_{ij}\} & \text{dla zmiennych o charakterze destymulant;} \end{cases}$$

c) odległości obiektów od wzorca: $d_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2}$;

⁴ Pojęcia zmiennych o charakterze stymulant i destymulant zostały wprowadzone do literatury przez Hellwiga (1968), a pojęcie zmiennej o charakterze nominanty — przez Borysa (1978a).

- d) wartości zmiennej agregatowej: $q_i = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0}$, przy czym: na ogół $q_i \in [0; 1]$ ⁵,
 $\max_i\{q_i\}$ — najlepszy obiekt, $\min_i\{q_i\}$ — najgorszy obiekt, $d_0 = \bar{d}_0 + 2s_d$, $\bar{d}_0 =$
 $= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_{i0}$, $s_d = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_{i0} - \bar{d}_0)^2}$.

Konstrukcja TOPSIS Hwanga i Yoon (Hwang i Yoon, 1981; Yoon i Hwang, 1995) to:

- a) normalizacja zmiennych (przekształcenie ilorazowe): $z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sqrt{\sum_{l=1}^n x_{lj}^2}}$, x_{ij} — ob-

serwacja j -tej zmiennej dla obiektu i ;

- b) współrzędne wzorca:

$$z_{0j}^+ = \begin{cases} \max_i\{z_{ij}\} & \text{dla zmiennych stymulant} \\ \min_i\{z_{ij}\} & \text{dla zmiennych destymulant;} \end{cases}$$

- c) współrzędne antywzorca:

$$z_{0j}^- = \begin{cases} \min_i\{z_{ij}\} & \text{dla zmiennych stymulant} \\ \max_i\{z_{ij}\} & \text{dla zmiennych destymulant;} \end{cases}$$

- d) odległości obiektów od wzorca: $d_{i0}^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j}^+)^2}$;

- e) odległości obiektów od antywzorca: $d_{i0}^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j}^-)^2}$;

- f) wartości zmiennej agregatowej: $q_i = \frac{d_{i0}^-}{d_{i0}^+ + d_{i0}^-}$, przy czym: $q_i \in [0; 1]$, $\max_i\{q_i\}$ — najlepszy obiekt, $\min_i\{q_i\}$ — najgorszy obiekt.

Konstrukcja PCA jest zaś następująca (Perkal, 1967; Rusnak, 1999; Balicki, 2009):

- a) normalizacja zmiennych (standaryzacja): $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}$, x_{ij} — obserwacja j -tej zmiennej dla obiektu i , $\bar{x}_j$ — średnia arytmetyczna obserwacji j -tej zmiennej, s_j — odchylenie standardowe obserwacji j -tej zmiennej lub wykorzystanie danych pierwotnych (bez normalizacji);
- b) obliczenie macierzy kowariancji **S** lub korelacji **R**;
- c) obliczenie wartości własnych i wektorów własnych macierzy kowariancji **S** lub korelacji **R**;
- d) zmiana znaków współczynników pierwszej głównej składowej (elementów pierwszego wektora własnego) — jeżeli więcej jest współczynników ujemnych niż dodatnich⁶;
- e) obliczenie wartości składowych głównych na podstawie danych empirycznych i wektorów własnych: $\mathbf{Y} = \mathbf{XW}$: **Y** — macierz głównych składowych,

⁵ Znormalizowane wartości zmiennej agregatowej Hellwiga q_i mogą wykraczać poza przedział $[0; 1]$, jeżeli w zbiorze porządkowanych obiektów występują obiekty istotnie odstające od innych (wartości zmiennej agregatowej spoza przedziału $[0; 1]$ będą wskazywać na te obiekty).

⁶ Zmiana znaków współczynników pierwszej głównej składowej wpływa na kierunek porządkowania obiektów — tutaj większe wartości pierwszej głównej składowej oznaczają wyższą pozycję powiatu.

X — macierz danych empirycznych, **W** — macierz współczynników głównych składowych (wektory własne);

- f) uporządkowanie malejąco obiektów na podstawie wartości pierwszej składowej głównej.

BADANIE EMPIRYCZNE

Badanie przeprowadzono na podstawie danych statystycznych o stanie i ochronie środowiska w 30 powiatach województwa dolnośląskiego w 2015 r., udostępnionych na stronach internetowych Urzędu Statystycznego we Wrocławiu. Uwzględniono wstępnie 10 zmiennych, które pokazano w zestawieniu (1).

**ZESTAWIENIE (1) ZMIENNYCH OBRAZUJĄCYCH STAN I OCHRONĘ ŚRODOWISKA
W WOJEWÓDZTWIE DOLNOŚLĄSKIM W 2015 R.**

Zmienne	Opis	Charakter zmiennej
X_1	pobór wody na potrzeby gospodarki narodowej i ludności	destymulanta
X_2	zużycie wody na potrzeby gospodarki narodowej i ludności	destymulanta
X_3	ścieki przemysłowe i komunalne oraz ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków	destymulanta
X_4	oczyszczalnie ścieków	stymulanta
X_5	emisja i redukcja zanieczyszczeń powietrza	destymulanta
X_6	ochrona przyrody i krajobrazu — powierzchnia	stymulanta
X_7	ochrona przyrody i krajobrazu — pomniki przyrody	stymulanta
X_8	odpady wytworzone i dotychczas składowane oraz tereny ich składowania	destymulanta
X_9	nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska	stymulanta
X_{10}	nakłady na środki trwałe służące gospodarce wodnej	stymulanta

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Urzędu Statystycznego we Wrocławiu.

W badaniu zastosowano procedurę obejmującą:

- 1) określenie charakteru zmiennych (stymulanty, nominanty, destymulanty). Na podstawie analizy merytorycznej wskazano charakter zmiennych, wśród których znalazły się stymulanty i destymulanty — zestawienie (1). Cech o charakterze nominant nie zidentyfikowano. Destymulanty przekształcono do postaci zmiennych stymulant z zastosowaniem równania: $x_{ij}^S = 1 - x_{ij}^D$;
- 2) formalny dobór zmiennych. Zmienne opisujące obiekty w porządkowaniu liniowym powinny spełniać następujące warunki: dobrze dyskryminować obiekty (charakteryzować się dużą zmiennością), być słabo skorelowane między sobą oraz być mocno skorelowane ze zmiennymi odrzuconymi. W celu doboru optymalnego podzbioru zmiennych zastosowano metodę odwróconej macierzy korelacji Maliny i Zeliasia (1997). W wyniku analizy odrzucono cztery zmienne — X_1 , X_2 , X_5 , X_8 i w dalszych badaniach uwzględniono sześć — X_3 , X_4 , X_6 , X_7 , X_9 i X_{10} ;

- 3) ustalenie wag zmiennych — przyjęto takie same (jednostkowe) wagi dla wszystkich zmiennych (Zeliaś, 2000);
- 4) normalizację danych metodą standaryzacji dla wszystkich wykorzystanych metod;
- 5) wyznaczenie współrzędnych wzorca — w przypadku metody Hellwiga, a w przypadku metody TOPSIS — wyznaczenie współrzędnych wzorca i antywzorca na podstawie macierzy danych standaryzowanych;
- 6) obliczenie współczynników głównych składowych na podstawie macierzy korelacji — w przypadku metody PCA (Rusnak, 1999; Balicki, 2009);
- 7) porządkowanie liniowe badanych obiektów (powiatów) z zastosowaniem metod Hellwiga, TOPSIS i PCA;
- 8) ocenę jakości rankingów badanych powiatów na podstawie mierników jakości procedur porządkowania liniowego⁷ (Grabiński, Wydymus i Zeliaś, 1989; Bąk, 1999).

Wyniki porządkowania liniowego powiatów województwa dolnośląskiego ze względu na stan ochrony środowiska w 2015 r. zaprezentowano w tabl. 1 i 2. W tabl. 3 przedstawiono ocenę zgodności uporządkowania (rankingów) metodami Hellwiga, TOPSIS i PCA mierzoną współczynnikiem korelacji rang Spearmana.

**TABL. 1. WYNIKI PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO POWIATÓW
WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO**

Powiaty	Wartości miary syntetycznej na podstawie metody		
	Hellwiga	TOPSIS	PCA
Bolesławiecki	0,1550	0,3419	-0,2626
Dzierżoniowski	0,1480	0,3485	-0,3434
Głogowski	0,1167	0,3204	0,6483
Górowski	0,1454	0,4014	-1,6515
Jaworski	0,1341	0,3563	-0,8789
Jeleniogórski	0,1628	0,3601	-0,2237
Kamienogórski	0,0931	0,3396	-0,4721
Kłodzki	0,2626	0,4365	-0,7045
Legnicki	0,1316	0,3568	-0,7420
Lubański	0,1106	0,3518	-0,6206
Lubiński	0,0877	0,2436	1,8260
Lwówecki	0,0917	0,3391	-0,7198
Milicki	0,1453	0,3972	-1,3675
Oleśnicki	0,1411	0,3478	-0,2256
Oławski	0,0682	0,3314	-0,3063
Polkowicki	0,1501	0,3631	-0,4316
Strzeliński	0,0703	0,3372	-0,7670
Średzki	0,1144	0,3548	-0,1143
Świdnicki	0,1651	0,3439	0,0861
Trzebnicki	0,2650	0,4171	-0,2243

⁷ Mierniki jakości dotyczą pomiaru i oceny takich własności procedur porządkowania liniowego, jak: zgodność odwzorowania, korelacja liniowa pomiędzy zmienną syntetyczną a zmiennymi diagnostycznymi, korelacja rangowa zmiennej syntetycznej ze zmiennymi diagnostycznymi, zmienność i koncentracja zmiennej syntetycznej oraz przeciętna odległość taksonomiczna zmiennej syntetycznej od zmiennych diagnostycznych. Mierniki cząstkowe zdefiniowano tak, aby ich kierunek preferencji był jednakowy. Mniejsze wartości mierników wskazują na lepszą procedurę porządkowania liniowego.

**TABL. 1. WYNIKI PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO POWIATÓW
WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO (dok.)**

Powiaty	Wartości miary syntetycznej na podstawie metody		
	Hellwiga	TOPSIS	PCA
Wałbrzyski	0,1598	0,3688	-0,7537
Wołowski	0,0936	0,3155	-0,1982
Wrocławski	0,2109	0,3593	0,4492
Ząbkowicki	0,1527	0,3619	-0,4214
Zgorzelecki	0,1907	0,4104	3,7351
Złotoryjski	0,0986	0,3434	-0,6303
Jelenia Góra	0,0222	0,2984	-0,4171
Legnica	0,0525	0,3057	-0,3602
Wrocław	0,3244	0,5643	6,9494
Wałbrzych	0,0161	0,3108	-0,8573

Ź r ó ł o: jak przy zestawieniu (1).

**TABL. 2. RANKING POWIATÓW WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO
NA PODSTAWIE METOD**

Pozycja w rankingu	Hellwiga	TOPSIS	PCA
1	Wrocław	Wrocław	Wrocław
2	trzebnicki	kłodzki	zgorzelecki
3	kłodzki	kłodzki	lubiński
4	wrocławski	zgorzelecki	głogowski
5	zgorzelecki	głogowski	wrocławski
6	świdnicki	milicki	świdnicki
7	jeleniogórski	wałbrzyski	średzki
8	wałbrzyski	polkowicki	wołowski
9	bolesławiecki	ząbkowicki	jeleniogórski
10	ząbkowicki	jeleniogórski	trzebnicki
11	polkowicki	wrocławski	oleśnicki
12	dzierżoniowski	legnicki	bolesławiecki
13	górowski	górowski	oławski
14	milicki	średzki	dzierżoniowski
15	oleśnicki	lubański	Legnica
16	jaworski	dzierżoniowski	Jelenia Góra
17	legnicki	oleśnicki	ząbkowicki
18	głogowski	świdnicki	polkowicki
19	średzki	złotoryjski	kamienogórski
20	lubański	bolesławiecki	lubański
21	złotoryjski	kamienogórski	złotoryjski
22	wołowski	lwówecki	kłodzki
23	kamienogórski	strzeliński	lwówecki
24	lwówecki	oławski	legnicki
25	lubiński	głogowski	wałbrzyski
26	strzeliński	wołowski	strzeliński
27	oławski	Wałbrzych	Wałbrzych
28	Legnica	Legnica	jaworski
29	Jelenia Góra	Jelenia Góra	milicki
30	Wałbrzych	lubiński	górowski

Ź r ó ł o: jak przy zestawieniu (1).

Uzyskane wyniki charakteryzują się istotnym zróżnicowaniem, przy czym większa zbieżność dotyczy rankingów otrzymanych za pomocą metod wzorcowych (Hellwiga i TOPSIS) niż między rankingami uzyskanymi za pomocą tych

metod a rankingiem otrzymanym z zastosowaniem bezwzorcowej metody porządkowania liniowego opartej na pierwszej głównej składowej (PCA). Jedynie powiat Wrocław znalazł się na tym samym (pierwszym) miejscu w przypadku wszystkich zastosowanych metod.

TABL. 3. WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI RANG SPEARMANA WEDŁUG POSZCZEGÓLNYCH METOD

Metody	Hellwiga	TOPSIS	PCA
Hellwiga	1,000	0,179	0,105
TOPSIS	0,179	1,000	-0,196
PCA	0,105	-0,196	1,000

Źródło: jak przy zestawieniu (1).

W zestawieniu (2) przedstawiono wyniki klasyfikacji powiatów województwa dolnośląskiego otrzymane na podstawie miar syntetycznych Hellwiga, TOPSIS i PCA. Wyodrębniono cztery klasy liczące odpowiednio 8, 7, 7 i 8 powiatów. W klasie pierwszej znalazły się powiaty wyróżniające się najlepszym stanem ochrony środowiska (zgodna klasyfikacja w przypadku powiatów Wrocław i zgorzeleckiego), a w czwartej — najgorszym (zgodna klasyfikacja w przypadku powiatów strzelińskiego i Wałbrzych) w świetle uwzględnionych w badaniu zmiennych i metod porządkowania liniowego.

ZESTAWIENIE (2) KLASYFIKACJI POWIATÓW NA PODSTAWIE MIAR SYNTETYCZNYCH

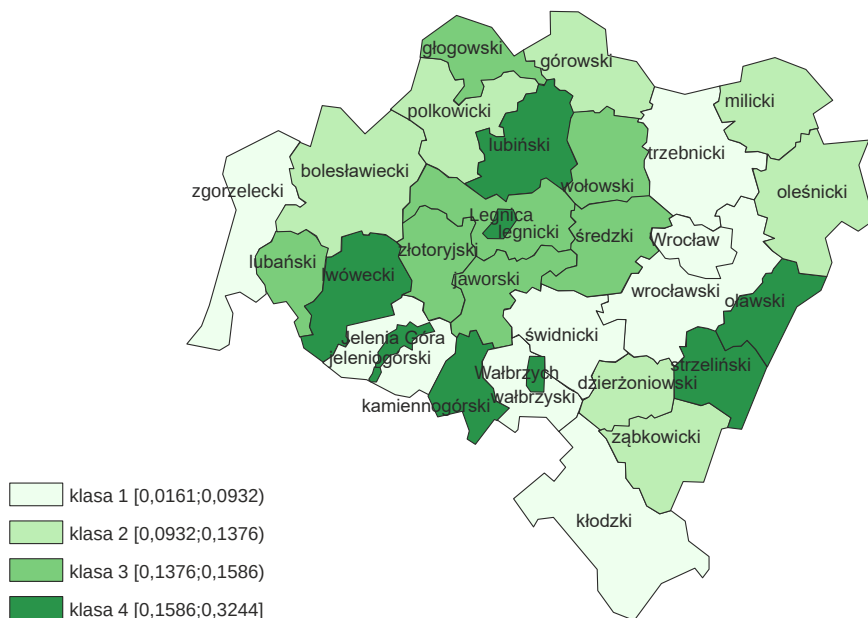
Klasa	Hellwiga	TOPSIS	PCA
I	Wrocław, trzebnicki, kłodzki, wrocławski, zgorzelecki, świdnicki, jeleniogórski, wałbrzyski	Wrocław, kłodzki, trzebnicki, zgorzelecki, górski, milicki, wałbrzyski, polkowicki	Wrocław, zgorzelecki, lubiński, głogowski, wrocławski, świdnicki, średzki, wołowski
II	bolesławiecki, ząbkowicki, polkowicki, dzierzoniowski, górski, milicki, oleśnicki	ząbkowicki, jeleniogórski, wrocławski, legnicki, jaworski, średzki, lubański	jeleniogórski, trzebnicki, oleśnicki, bolesławiecki, oławski, dzierzoniowski, Legnica
III	jaworski, legnicki, głogowski, średzki, lubański, złotoryjski, wołowski	dzierzoniowski, oleśnicki, świdnicki, złotoryjski, bolesławiecki, kamiennogórski, lwówecki	Jelenia Góra, ząbkowicki, polkowicki, kamiennogórski, lubański, złotoryjski, kłodzki
IV	kamiennogórski, lwówecki, lubiński, strzeliński, oławski, Legnica, Jelenia Góra, Wałbrzych	strzeliński, oławski, głogowski, wołowski, Wałbrzych, Legnica, Jelenia Góra, lubiński	lwówecki, legnicki, wałbrzyski, strzeliński, Wałbrzych, jaworski, milicki, górski

Źródło: jak przy zestawieniu (1).

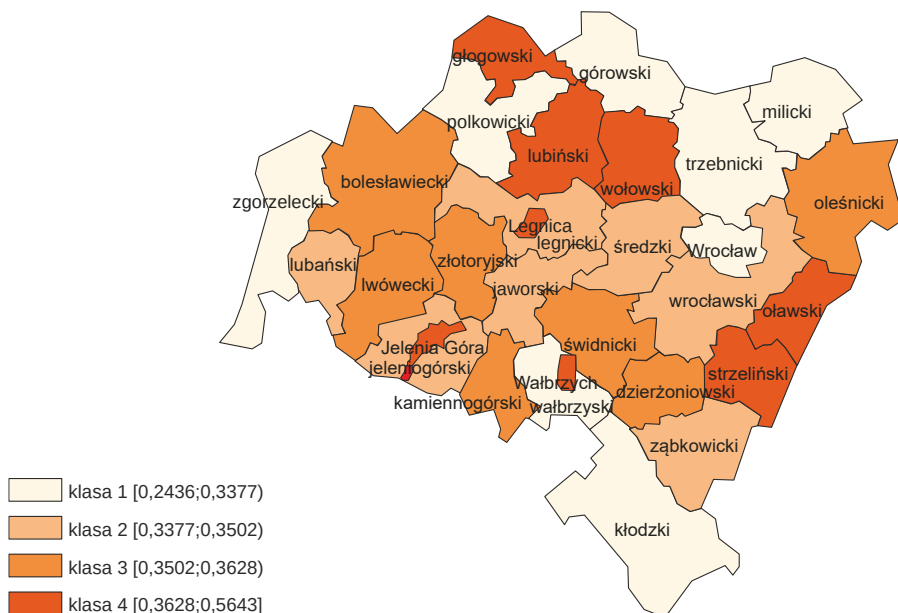
Na mapach 1—3 zilustrowano klasyfikację powiatów ze względu na stan ochrony środowiska (mniej intensywny kolor oznacza klasę powiatów charakteryzujących się lepszym stanem ochrony środowiska). Klasyfikację powiatów przeprowadzono na podstawie kwartyli, tzn. granice pierwszej klasy wyznaczono przez minimum oraz pierwszy kwartyl, drugiej — przez pierwszy kwartyl i medianę, trzeciej — przez medianę i trzeci kwartyl i wreszcie czwartej — przez trzeci kwartyl i maksimum (w legendzie map podano odpowiednie przedziały wartości zmiennych syntetycznych w poszczególnych klasach).

STAN OCHRONY ŚRODOWISKA W POWIATACH WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO W 2015 R.

Według metody Hellwiga

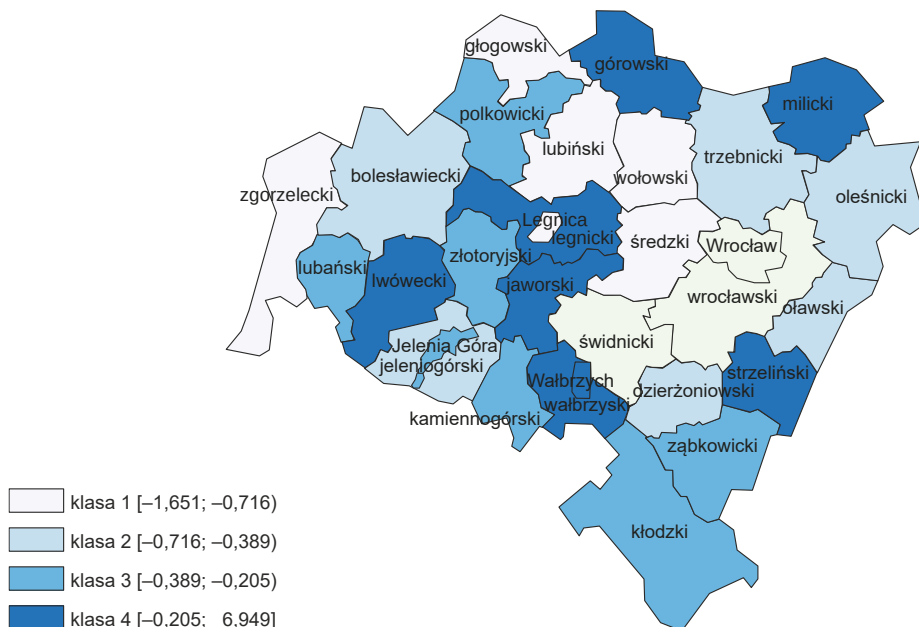


Według metody Topsis



STAN OCHRONY ŚRODOWISKA W POWIATACH WOJEWÓDZTWA DOLNOŚLĄSKIEGO W 2015 R. (dok.)

Według metody PCA



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych US we Wrocławiu.

W ocenie jakości rankingów uwzględniono następujące mierniki oceny jakości procedur porządkowania liniowego: zgodności odwzorowania, korelacji liniowej zmiennej syntetycznej ze zmiennymi diagnostycznymi, korelacji rangowej zmiennej syntetycznej ze zmiennymi diagnostycznymi oraz zmienności i koncentracji zmiennej syntetycznej. Analityczne formuły tych mierników zamieszczają w swoich pracach Grabiński (1984), Grabiński, Wydymus i Zeliaś (1989) oraz Bąk (1999).

Mierniki oceny jakości procedur porządkowania liniowego (Hellwiga, TOPSIS i PCA) mają charakter cząstkowy o jednoznacznym kierunku preferencji — mniejsze wartości liczbowe każdego miernika wskazują na lepszą procedurę porządkowania liniowego. Można zatem przeprowadzić agregację mierników cząstkowych na podstawie wzoru (Seidler, Badach i Molisz, 1980):

$$G = \sqrt{\sum_{l=1}^q g_l^2}$$

gdzie:

G — miernik agregatowy dla metod porządkowania liniowego,

g_l — miernik cząstkowy ($l = 1, \dots, g$),

q — liczba mierników cząstkowych.

W tabl. 4 przedstawiono wartości agregatowego miernika jakości procedur porządkowania liniowego wykorzystanych w badaniu. Metoda bezwzorcowa PCA ma najniższą wartość miernika agregatowego, a więc w świetle zastosowanych cząstkowych kryteriów oceny jakości powoduje najmniejsze straty informacji w redukcji wymiarowości.

**TABL. 4. OCENA JAKOŚCI METOD
PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO**

Metody	Agregatowy miernik jakości
Hellwiga	27,5
TOPSIS	28,1
PCA	14,8

Podsumowanie

Metody porządkowania liniowego stosuje się często w badaniach ekonomicznych, aby porównywać i oceniać obiekty i zjawiska wielocechowe (produkty, usługi, postawy czy preferencje). W artykule przedstawiono możliwości wykorzystania tych metod do oceny stanu środowiska w powiatach województwa dolnośląskiego na podstawie danych statystycznych. Wyniki badań z zastosowaniem trzech metod porządkowania liniowego (Hellwiga, TOPSIS, PCA) nie są jednoznaczne, przy czym podobieństwo rankingów mierzone współczynnikiem korelacji rang Spearmana jest większe w przypadku metod wzorcowych Hellwiga i TOPSIS.

W przypadku zastosowanych metod na pierwszej pozycji rankingowej w przeprowadzonym badaniu uplasował się Wrocław — miasto na prawach powiatu (najlepszy stan ochrony środowiska).

W wyniku klasyfikacji przeprowadzonej na podstawie wartości miar syntetycznych wyodrębniono cztery klasy. W pierwszej znalazły się powiaty charakteryzujące się najlepszym stanem ochrony środowiska (zgodna klasyfikacja w przypadku powiatów Wrocław i zgorzeleckiego), natomiast w czwartej — najgorszym (zgodna klasyfikacja w przypadku powiatów strzelińskiego i miasta Wałbrzych).

W świetle mierników jakości procedur porządkowania liniowego najlepsza okazała się bezwzorcowa metoda PCA, a następnie metody wzorcowe Hellwiga i TOPSIS.

Wyniki wskazują na kierunki nowych badań, do których można zaliczyć m.in.: porównanie wyników uporządkowania na podstawie większej liczby zbiorów danych empirycznych i większej liczby zmiennych opisujących stan ochrony środowiska, porównanie wyników porządkowania liniowego na podstawie zbiorów danych symulacyjnych o określonych rozkładach statystycznych, przeprowadzenie analizy w ujęciu dynamicznym w określonym przedziale czasu w celu poznania tendencji zmian oraz porównanie wyników rankingów na podstawie innych mierników jakości metod porządkowania liniowego.

LITERATURA

- Balicki, A. (2009). *Statystyczna analiza wielowymiarowa i jej zastosowania społeczno-ekonomiczne*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Bartosiewicz, S. (1976). Propozycja metody tworzenia zmiennych syntetycznych. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 84.
- Bąk, A. (1999). *Modelowanie symulacyjne wybranych algorytmów wielowymiarowej analizy porównawczej w języku C++*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Bąk, A. (2013). Metody porządkowania liniowego w polskiej taksonomii — pakiet pllord. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 278, 54—62.
- Bąk, A. (2015). *Linear ordering methods — package pllord*. URL: <http://keii.ue.wroc.pl/pllord>.
- Borys, T. (1978a). Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych. *Przegląd Statystyczny*, 2, 227—239.
- Borys, T. (1978b). Propozycja agregatowej miary rozwoju obiektów. *Przegląd Statystyczny*, 3, 371—381.
- Cieślak, M. (1974). Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określania potrzeb na kadry kwalifikowane. *Przegląd Statystyczny*, 1, 29—39.
- Grabiński, T. (1984). Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie*. Seria specjalna: *Monografie*, 61.
- Grabiński, T. (1992). *Metody taksonometrii*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Grabiński, T., Wydymus, S., Zeliaś, A. (1989). *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*. Warszawa: PWN.
- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, 4, 307—327.
- Hellwig, Z. (1981). Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych. W: W. Welfe (red.), *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*. Warszawa: PWE.
- Hotelling, H. (1933). Analysis of a complex of statistical variables into principal components. *Journal of Educational Psychology*, 24(7), 417—441, 498—520.
- Hwang, C. L., Yoon, K. (1981). *Multiple Attribute Decision Making: Methods and Applications*. Springer-Verlag: Nowy Jork.
- Malina, A., Zeliaś, A. (1997). O budowie taksonomicznej miary jakości życia. *Taksonomia*, 4.
- Nowak, E. (1984). *Problemy doboru zmiennych do modelu ekonometrycznego*. Warszawa: PWN.
- Pearson, K. (1901). On lines and planes of closest fit to systems of points in space. *Philosophical Magazine*, 6(2), 559—572.
- Perkal, J. (1967). *Matematyka dla przyrodników i rolników*. Część II. Warszawa: PWN.
- Pluta, W. (1976). Taksonomiczna procedura prowadzenia syntetycznych badań porównawczych za pomocą zmodyfikowanej miary rozwoju gospodarczego. *Przegląd Statystyczny*, 4, 511—517.
- Pociecha, J. (2008). *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań w badaniach społeczno-ekonomicznych*. URL: <http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/>.
- Pociecha, J., Podolec, B., Sokołowski, A., Zajac, K. (1988). *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Warszawa: PWN.
- R Development Core Team (2017). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing. URL: <http://cran.r-project.org>.
- Rusnak, J. (1999). Metoda głównych składowych. W: W. Ostasiewicz (red.), *Statystyczne metody analizy danych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Seidler, J., Badach, A., Molisz, W. (1980). *Metody rozwiązywania zadań optymalizacji*. Warszawa: WNT.
- Strahl, D. (1978). Propozycja konstrukcji miary syntetycznej. *Przegląd Statystyczny*, 2, 205—215.
- Walesiak, M. (1993). Statystyczna analiza wielowymiarowa w badaniach marketingowych. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 654. Seria: *Monografie i Opracowania*, 101.
- Wysocki, F. (2010). *Metody taksonomiczne w rozpoznawaniu typów ekonomicznych rolnictwa i obszarów wiejskich*. Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu.

- Yazdi, M. M. (2015). *TOPSIS method for multiple-criteria decision making (MCDM) — package topsis*. URL: <https://cran.r-project.org/web/packages/topsis/>.
- Yoon, K. (1980). *System Selection by Multiple Attribute Decision Making*. Rozprawa doktorska. Kansas State University.
- Yoon, K., Hwang, C. L. (1980). *Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Solution — A Multiattribute Decision Making*. A paper to be published.
- Yoon, K., Hwang, C. L. (1995). *Multiple Attribute Decision Making: An Introduction*. California: SAGE publications.
- Zeliaś, A. (red.). (2000). *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

Summary. *The aim of this article is to present the results of multidimensional comparative analysis methods used to assess the state of the environment in Dolnośląskie voivodship in the cross-section of powiats. The research was conducted on the basis of data from the CSO of Poland for 2015 concerning the state and environmental protection in 30 powiats of Dolnośląskie voivodship. The method of linear ordering of objects based on a pattern object (or an anti-pattern object) was used in the research. Many of them described in the subject literature usually lead to differing results (rankings of objects are not the same). It results from i.a. the adopted methods of normalization and weighing of variables and aggregations (creation of synthetic variables). The article is an attempt to compare the results of linear ordering of powiats due the environmental state with the use of method based on a pattern object (or an anti-pattern object). In the rankings correctness analysis, quality indicators were used to evaluate the quality of linear ordering methods.*

Keywords: environmental protection, linear ordering, Hellwig method, TOPSIS method, principal components, R program.

Artur WYSZYŃSKI

Metoda granicznej analizy danych a tradycyjne podejście wskaźnikowe w ocenie kondycji finansowej klubów Ekstraklasy

Streszczenie. *Celem artykułu jest zastosowanie wskaźników efektywności technicznej uzyskanych za pomocą modeli CCR i BCC metody granicznej analizy danych (Data Envelopment Analysis — DEA), będących miernikami oceny kondycji finansowej klubów piłki nożnej, które w sezonie 2014/15 rozgrywały mecze w najwyższej klasie rozgrywek w Polsce. Za pomocą analizy statystycznej i dyskryminacyjnej zbadano współzależność pomiędzy miernikami efektywności a kondycją finansową klubów, obrazowaną przez trzy wskaźniki: bieżącą płynność, rentowność netto i zadłużenie. Wybór klubów podyktowany był dostępnością danych pochodzących z raportów instytucji finansowych Deloitte i Ernst & Young.*

Z badania wynika, że między miernikami efektywności i wskaźnikami finansowymi istnieje silna korelacja. Analizowaną współzależność potwierdziły również wyniki testowania istotności różnic wskaźników finansowych pomiędzy grupą klubów efektywnych i nieefektywnych. Wskaźnikiem najbardziej różnicującym kluby oraz mającym największy wpływ na wzrost efektywności jest płynność finansowa. Otrzymane wyniki wskazują, że mierniki efektywności obliczone za pomocą modeli CCR i BCC mogą być stosowane do oceny finansowej klubów sportowych.

Słowa kluczowe: DEA, efektywność techniczna, kondycja finansowa, kluby piłki nożnej, Ekstraklasa.

JEL: Z20, Z23, G20

W Polsce przyczyną dezorganizowania rozgrywek piłkarskich jest słaba kondycja finansowa klubów piłki nożnej. Szczególnie dotyczy to klubów Ekstraklasy oraz I ligi. Problemy finansowe takich klubów, jak: Górnik Zabrze, Korona Kielce, Ruch Chorzów, Polonia Warszawa, Widzew Łódź, Stomil Olsztyn i innych sprawiają, że stawiane są one w stan upadłości bądź, nie otrzymując licencji na grę,

w następnym sezonie rozpoczynają rozgrywki od niższej klasy. Podobnie dzieje się w Europie, gdzie władze UEFA (Union of European Football Associations) zwróciły uwagę na złą sytuację finansową klubów. W celu poprawy sytuacji finansowej klubów uczestniczących w rozgrywkach lig europejskich w 2009 r. Komitet Wykonawczy UEFA zatwierdził ideę *financial fair play*¹. Na mocy wprowadzonych przepisów, komisja licencyjna UEFA (Club Licensing) przyznaje klubom licencje na grę w europejskich pucharach. Wzorem europejskich władz Polski Związek Piłki Nożnej (PZPN) wprowadził system licencji przyznawanych przez Komisję do spraw Licencji Klubowych. Obok kryteriów przyznawania licencji — infrastrukturalnych, personelu i administracji, prawnych oraz sportowych — to kryteria finansowe odgrywają kluczową rolę w tym systemie. Szczególną uwagę zwrócono na następujące kwestie: poprawę potencjału ekonomicznego i finansowego danego klubu, zwiększenie jego przejrzystości finansowej, wiarygodności i ochrony wierzycieli oraz zapewnienie ciągłości rywalizacji w rozgrywkach PZPN i UEFA przez co najmniej jeden sezon licencyjny². Kryteria finansowe wymusiły na klubach zachowanie i utrzymywanie płynności finansowej w ciągu całego sezonu rozgrywek piłkarskich.

Kondycja (efektywność) klubów sportowych w Polsce określana jest przede wszystkim na podstawie podejścia wskaźnikowego. Ocen i porównań dokonują m.in. dwie instytucje finansowe Deloitte i Ernst & Young oraz UEFA³. Instytucje te — na podstawie uzyskanych danych z klubów o ich sytuacji finansowej, wynikach sportowych oraz działalności reklamowo-sponsoringowej — opracowują corocznie finansowe rankingi klubów piłki nożnej. Ocena kondycji klubów sportowych nie jest zadaniem prostym, ponieważ należy uwzględnić jednocześnie dwa aspekty prowadzonej działalności — sportowy i ekonomiczny. Należy podkreślić, że początkowa komplementarność celów sportowych i ekonomicznych może się przekształcić w ich konkurencyjność (Sznajder, 2010). Realizacja ambitnych celów sportowych wiąże się z koniecznością ponoszenia przez kluby dużych wydatków, głównie na wynagrodzenia zawodników. W efekcie może to doprowadzić do zmniejszenia ich płynności finansowej i powstania zadłużenia. Taki sposób funkcjonowania klubów powoduje, że ocena kondycji finansowej za pomocą tradycyjnych metod, w głównej mierze wskaźnikowych, jest niewystarczająca. W tej sytuacji przydatne staje się zastosowanie bardziej zaawansowanych metod w zakresie ekonometrii i badań operacyjnych.

W literaturze zagranicznej do oceny kondycji (efektywności) klubów sportowych wykorzystywane są przede wszystkim metody ilościowe — nieparametryczne oraz parametryczne. Podejście nieparametryczne wykorzystuje głównie metodę granicznej analizy danych (*Data Envelopment Analysis* — DEA). Metodę tę zastosowano do oceny efektywności klubów lig piłkarskich: amerykańsko-kanadyjskiej (Haas, 2003b), angielskiej (Haas, 2003a; Barros i Leach, 2006b), hiszpańskiej (Gonzalez-Gomez i Picazo-Tadeo, 2010), niemieckiej (Haas, Ko-

¹ UEFA statement on financial fair play, <http://www.uefa.com/uefa/footballfirst/protectingthegame/financialfairplay/news/newsid=1590370.html> (pobrano: 5.09.2016 r.).

² Podręcznik licencyjny dla klubów Ekstraklasy na sezon 2015/2016, https://www.pzpn.pl/public/system/files/site_content/692/916-Podr%C4%99cznik%20Licencyjny%20dla%20Klub%C3%B3w%20Ekstraklasy%20na%20sezon%202015%202016.pdf (pobrano: 30.08.2016 r.).

³ <http://www.uefa.org/protecting-the-game/club-licensing-and-financial-fair-play/news/newsid=2295968.html> (pobrano: 5.09.2016 r.).

cher i Slitter, 2004), francuskiej (Jardin, 2009) i brazylijskiej (Barros, Assaf i Earp, 2010). W Polsce ocenę zróżnicowania efektywności klubów piłkarskiej Ekstraklasy za pomocą metody DEA przeprowadził Wyszynski (2016). Wyniki badań efektywności klubów uzyskanych na podstawie metod parametrycznych przedstawili w swoich pracach m.in. Barros i Leach (2006a) oraz Hofler i Payne (1997). Autorzy tych prac zbadali efektywność klubów angielskiej oraz amerykańskiej ligi piłkarskiej, stosując funkcję Cobba-Douglassa, natomiast Dawson, Dobson i Gerrard (2000) oraz Barros i Garcia-del-Barrio (2008) zastosowali stochastyczną analizę graniczną (SFA — *Stochastic Frontier Approach*) do określenia efektywności angielskich klubów piłkarskich.

W badaniach naukowych, jak i w praktyce, metoda DEA jest wykorzystywana do oceny kondycji finansowej jednostek gospodarczych. Jest ona stosowana głównie do oceny ryzyka kredytowego przedsiębiorstw przez instytucje udzielające kredytów. Na podstawie wartości mierników efektywności technicznej uzyskanych za pomocą metody DEA przedsiębiorstwa można podzielić na dwie grupy — wypłacalne i niewypłacalne, w zależności od wybranych do analizy wskaźników finansowych (jako nakładów i efektów) opisujących kondycję finansową (Emel, Oral, Reisman i Yolalan, 2003; Simak, 1999; Feroz, Kim i Raab, 2003; Gospodarowicz, 2004; Feruś, 2006). Wyniki badań wskazują, że metoda DEA pozwala przewidzieć wystąpienie trudności finansowych oraz bankructwa badanych przedsiębiorstw poprzez analizę efektywności technicznej jednostek gospodarczych.

W badaniu do oceny sytuacji finansowej klubów sportowych zastosowano metodę DEA. W tym celu dokonano empirycznej weryfikacji przydatności wskaźników efektywności technicznej, uzyskanych za pomocą dwóch modeli zaliczanych do DEA — CCR i BCC⁴, jako mierników oceny kondycji finansowej klubów piłkarskiej Ekstraklasy poprzez porównanie z wynikami uzyskanymi za pomocą tradycyjnego podejścia wskaźnikowego.

MODELE METODY DEA — CCR I BCC

Zastosowanie metody DEA polega na rozwiązaniu wielu zadań programowania matematycznego pozwalających obliczyć wartości mierników efektywności technicznej przy danych warunkach ograniczających. W zależności od postaci zastosowanego programu wyróżnia się różne rodzaje modeli w ramach tej metody. W tym badaniu wykorzystano dwa najczęściej stosowane w praktyce modele ukierunkowane na nakłady — CCR i BCC (Charnes, Cooper i Rhodes, 1978; Cooper, Seiford i Tone, 2007; Banker, Charnes i Cooper, 1984), natomiast interpretację wyliczonych wielkości wykonano na podstawie wskazań zawartych w pracy Guzika (2009).

Omawiane modele mają na ogół następującą postać (Guzik, 2009, s. 58 i 59), przy czym funkcją celu w tych modelach jest minimalizacja mnożnika poziomu nakładów:

$$\theta_o \rightarrow \min \quad (1)$$

⁴ Nazwy pochodzą od inicjałów nazwisk ich autorów (CCR — Charnes, Cooper, Rhodes; BCC — Banker, Charnes, Cooper).

warunki ograniczające to:

— nakłady technologii wspólnej są nie większe od możliwie najmniejszej części nakładów poniesionych przez obiekt o -ty:

$$\sum_{j=1}^J x_{nj} \lambda_{oj} \leq \theta_o x_{no} \quad (\text{dla } n = 1, \dots, N) \quad (2)$$

— rezultaty technologii wspólnej są nie mniejsze od wyników poniesionych przez obiekt o -ty:

$$\sum_{j=1}^J y_{rj} \lambda_{oj} \geq y_{ro} \quad (\text{dla } r = 1, \dots, R) \quad (3)$$

zmienne decyzyjne są następujące:

$$\theta_o, \lambda_{o1}, \lambda_{o2}, \dots, \lambda_{oJ} \geq 0 \quad (4)$$

gdzie:

θ_o — miernik efektywności o -tego obiektu,
 x_{no} — n -ty nakład w o -tym obiekcie,
 y_{ro} — r -ty wynik w o -tym obiekcie,
 $\lambda_{o1}, \dots, \lambda_{oJ}$ — współczynniki kombinacji technologii wspólnej zorientowanej na o -ty obiekt.

Rozważane modele różnią się jedynie warunkiem dotyczącym typu korzyści skali:

$$L_o = \sum_{j=1}^J \lambda_{oj} \quad (5)$$

Jeżeli zakłada się:

- stałe korzyści skali (CRS — *Constant Returns to Scale*), czyli nie nakłada się warunku na L_o , wówczas mamy do czynienia z modelem CCR;
- zmienne korzyści skali (VRS — *Variable Returns to Scale*), to wtedy $L_o = 1$ i wówczas mamy do czynienia z modelem BCC.

Rozwiązanie zadania (1)–(5) polega na znalezieniu wartości wskaźnika θ_o umożliwiającej takie zmniejszenie nakładów, przy których nadal będzie osiągany dany poziom wyników. Analiza badanego zbioru obiektów wymaga sformułowania i rozwiązania po jednym zadaniu DEA dla każdego z nich, w których postuluje się znalezienie optymalnego sposobu przekształcania nakładów badanego obiektu w wyniki, a więc znalezienie optymalnej technologii produkcji. Optymal-

na technologia to taka, która minimalizuje nakłady do poziomu nieprzekraczającego rzeczywistych nakładów, przy których możliwe jest uzyskanie wyników nie gorszych od rzeczywistych, o czym przesądzają warunki ograniczające. Uzyskany z rozwiązania tego zadania wskaźnik θ_o jest miernikiem efektywności technicznej.

W modelu CCR o stałych efektach skali określa się możliwą proporcjonalną redukcję nakładów przy zachowaniu co najmniej tej samej ilości efektów. W przypadku gdy określamy, o ile mniej nakładów można by wykorzystać do wyprodukowania tej samej ilości efektów — wykorzystuje się model BCC. Różni się on od modelu CCR założeniem zmiennych efektów skali poprzez wprowadzenie dodatkowego ograniczenia wypukłości, tj. $L_o = 1$. Wskaźnik uzyskany w wyniku rozwiązania modelu CCR to tzw. całkowita efektywność techniczna, natomiast wskaźnik otrzymany z modelu BCC to tzw. czysta efektywność techniczna.

Interpretując rozwiązanie według modeli CCR i BCC, można wyróżnić dwie sytuacje, gdy optymalny mnożnik θ_o jest:

- 1) mniejszy od 1 — wówczas nakłady potrzebne do uzyskania takich rezultatów, jakie obserwowano w badanym obiekcie, są mniejsze od nakładów, jakie rzeczywiście poniósł ten obiekt. Oznacza to, że obiekt nie jest w pełni efektywny. Stopień jego nieefektywności określa różnica $1 - \theta_o$;
- 2) równy 1 — wówczas optymalne nakłady potrzebne do uzyskania takich rezultatów, jakie wystąpiły w badanym obiekcie, są takie same, jak rzeczywiste nakłady tego obiektu. Oznacza to, że badany obiekt jest efektywny.

CEL, METODA I DANE DO BADAŃ

Celem badania jest zastosowanie mierników efektywności uzyskanych za pomocą modeli CCR i BCC do oceny kondycji finansowej klubów sportowych, których drużyny występowały w Ekstraklasie w sezonie 2014/2015. Przyjęto hipotezę, że istnieje związek pomiędzy efektywnością techniczną a sytuacją finansową badanych jednostek. Efektywnymi klubami są te, które w najlepszy sposób potrafią przekształcić nakłady w pozytywne rezultaty zarówno ekonomiczne, jak i sportowe. Jest to uwarunkowane wykorzystaniem takiej budowy zespołu piłkarskiego (Baroncelli i Lago, 2006), która powinna zapewnić dobrą kondycję finansową, mającą bezpośredni wpływ na stabilność i bezpieczeństwo finansowe klubu. Efektywność klubów zależy głównie od alokacji posiadanych zasobów, a więc od umiejętności racjonalnego zarządzania nimi i rozdysponowania ich w optymalny sposób.

Ocenę współzależności pomiędzy efektywnością a sytuacją finansową przeprowadzono na podstawie następujących wskaźników finansowych: bieżącej płynności finansowej (p), rentowności netto (r) oraz obciążenia majątku zobowiązaniami (z). Wybór tylko trzech wskaźników był podyktowany brakiem dostępu do pełnych danych finansowych klubów Ekstraklasy. Jednak wybrane do przeprowadzenia analizy wskaźniki, opracowane przez firmę Ernst & Young, charakteryzują trzy najważniejsze obszary kondycji finansowej działalności klubu sportowego.

Wskaźnik płynności stanowi relacje aktywów obrotowych do sumy zobowiązań krótkoterminowych i krótkoterminowych rozliczeń międzyokresowych. Kluby piłkarskie są specyficznymi jednostkami. W skład ich aktywów obrotowych wchodzi głównie należności krótkoterminowe ze sprzedaży praw telewizyjnych bądź należności transferowe. Zobowiązania krótkoterminowe stanowi zadłużenie, które klub musi regulować na bieżąco, jak np. wynagrodzenia dla piłkarzy i trenerów. Wskaźnik płynności informuje o tym, jaka jest zdolność klubu do regulowania zobowiązań wynikających z bieżącej działalności. Im wyższa jest jego wartość, tym większą wiarygodnością darzą kluby partnerzy biznesowi. Wartości wskaźników płynności wyższe od jedności wskazują na stabilność i bezpieczeństwo, co jest istotne w spełnieniu przez kluby kryteriów finansowych komisji licencyjnej związku sportowego.

Wskaźnik rentowności netto (sprzedaży) z kolei informuje, ile zysku bądź straty po opodatkowaniu przychodów wypracowano z działalności klubu. Wyższa rentowność oznacza, że klub generuje większe przychody ze wszystkich rodzajów działalności i dzięki temu przynosi większy zysk dostępny dla właścicieli.

Trzecim aspektem sytuacji finansowej klubów, w zakresie którego porównano kluby Ekstraklasy, jest zadłużenie. Oceny zadłużenia dokonano na podstawie wartości wskaźnika obciążenia majątku zobowiązaniami, który jest relacją wszystkich zobowiązań i rezerw na zobowiązania do sumy majątku. Wielkość wskaźnika informuje, z jakich źródeł klub finansuje swoją działalność zarówno bieżącą, jak i inwestycyjną.

Aby odpowiedzieć na pytanie, czy pomiędzy efektywnością a kondycją finansową istnieje współzależność, przeprowadzono analizę statystyczną. W zakresie obu rozważanych modeli kluby podzielono na dwie grupy — efektywne (wartość miernika efektywności równa jedności) i nieefektywne (wartość miernika efektywności mniejsza od jedności). Następnie przeprowadzono analizę dyskryminacyjną (Klecka, 1981; Johnson i Wichern, 1992), na podstawie której uzyskano odpowiedź na pytanie, który ze wskaźników finansowych, tj. p , r czy z , w najlepszy sposób różnicuje kluby na efektywne i nieefektywne. Chcąc ocenić dopasowanie, a więc na ile skutecznie funkcja dyskryminacyjna wyjaśnia różnice między tymi grupami, przeprowadzono ocenę wartości własnych pierwiastków kanonicznych oraz analizę wariancji (ANOVA), w której zmienną zależną są wyniki dyskryminacyjne funkcji, a zmienną niezależną jest przynależność grupowa. Do oceny skuteczności funkcji dyskryminacyjnej zastosowano wyniki macierzy trafności klasyfikacji.

Do metody DEA wybrano kategorie nakładów i efektów na podstawie przeglądu literatury dotyczącej badań nad efektywnością techniczną klubów piłki nożnej na świecie (m.in. Haas 2003a, b; Barros i Leach 2006a; Gonzalez-Gomez i Picazo-Tadeo, 2010; Haas i in., 2004; Jardin, 2009; Barros i in., 2010; Guzmán i Morrow 2007). Jako nakłady przyjęto koszty personelu (wynagrodzenia zawodników i sztabu szkoleniowego) oraz pozostałe koszty rodzajowe (związane z: organizacją meczu piłkarskiego, reklamą i sponsoringiem oraz utrzymaniem drużyn młodzieżowych).

Do efektów zaliczono natomiast wysokość całkowitych przychodów łącznie z transferowymi, jak również liczbę zdobytych punktów na koniec rozgrywek ligowych.

Dane wykorzystane w badaniu pochodzą z udostępnionych na stronach internetowych raportów instytucji finansowych Deloitte pt. *Piłkarska Liga Finansowa*⁵ i Ernst & Young pt. *Ekstraklasa piłkarskiego biznesu*⁶. Analizę statystyczną i dyskryminacyjną przeprowadzono wykorzystując program Statistica 12. Wskaźniki efektywności dla modeli CCR i BCC obliczono za pomocą programu optymalizacji liniowej EMS⁷.

WYNIKI BADAŃ

Dzięki zastosowaniu zorientowanych na nakłady modeli CCR i BCC obliczono mierniki efektywności, które porównano ze wskaźnikami finansowymi klubów (tabl. 1 i 2).

TABL. 1. WSKAŹNIKI EFEKTYWNOŚCI ORAZ KONDYCJI FINANSOWEJ KLUBÓW EKSTRAKLASY — MODEL CCR

Kluby	Efektywność techniczna (θ_0)	Bieżąca płynność finansowa	Rentowność netto w %	Obciążenia majątku zobowiązaniami
Kluby efektywne $\theta_0 = 1$				
Lech Poznań	1,00	0,90	-8,39	0,98
Jagiellonia Białystok	1,00	0,50	44,03	1,48
MKS Cracovia	1,00	1,50	8,16	0,42
Podbeskidzie Bielsko-Biała	1,00	1,60	12,03	0,69
Kluby nieefektywne $0 < \theta_0 < 1$				
Legia Warszawa	0,97	0,70	-5,67	1,02
GKS Bełchatów	0,95	0,10	16,14	5,26
Lechia Gdańsk	0,93	0,40	-10,35	1,81
Wisła Kraków	0,86	0,20	-18,62	9,38
Zawisza Bydgoszcz	0,86	0,80	8,69	0,63
Górnik Łęczna	0,84	0,20	-17,62	1,45
Ruch Chorzów	0,81	0,20	-71,27	2,07
Pogoń Szczecin	0,77	0,20	-20,28	7,68
Śląsk Wrocław	0,63	0,20	2,63	7,64
Piast Gliwice	0,57	0,20	2,02	2,52
Górnik Zabrze	0,57	0,20	-70,73	5,08
Korona Kielce	0,51	0,10	-69,14	4,50

Źródło: obliczenia własne, wartości wskaźników finansowych — Ekstraklasa piłkarskiego biznesu 2015, <http://www.ey.com/PL/pl/Industries/Media---Entertainment/Ekstraklasa-pilkarskiego-biznesu-2015> (pobrano: 15.09.2016 r.).

Według zastosowanych modeli liczba efektywnych klubów wynosi odpowiednio 4 (CCR) i 7 (BCC), natomiast nieefektywnych — 12 (CCR) i 9 (BCC). Klubami efektywnymi w sezonie 2014/2015 w przypadku modelu CCR były: Jagiellonia Białystok, Cracovia Kraków, Podbeskidzie Bielsko-Biała oraz Lech Poznań. W ramach modelu BCC do grupy klubów efektywnych wchodzi dodatkowo:

⁵ *Piłkarska Liga Finansowa — rok 2014. Pieniądze w polskiej piłce — stagnacja czy pogoń za Europą?*, Warszawa, lipiec 2015 r., http://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/pl/Documents/Reports/pl_raport_Pilkarska_Liga_Finansowa_2015_wersja_finalna.pdf (pobrano: 30.09.2016 r.).

⁶ Ekstraklasa piłkarskiego biznesu 2015, <http://www.ey.com/PL/pl/Industries/Media---Entertainment/Ekstraklasa-pilkarskiego-biznesu-2015> (pobrano: 30.11.2015 r.).

⁷ Program jest udostępniony na stronie internetowej Uniwersytetu w Dortmundzie, <http://wiso.uni-dortmund.de/LSFR/OR/scheel/ems> (pobrano: 30.08.2016 r.).

Legia Warszawa, Zawisza Bydgoszcz i GKS Bełchatów. Wyraźnie najmniej efektywnością w przypadku obu modeli charakteryzowały się kluby: Śląsk Wrocław, Piast Gliwice, Górnik Zabrze oraz Korona Kielce. W odniesieniu do najmniej efektywnego klubu, czyli Korony Kielce, koszty uzyskania przychodu i zdobytych punktów można by zmniejszyć o prawie połowę.

**TABL. 2. WSKAŹNIKI EFEKTYWNOŚCI ORAZ KONDYCJI FINANSOWEJ KLUBÓW
EKSTRAKLASY — MODEL BCC**

Kluby	Efektywność techniczna (θ_0)	Bieżąca płynność finansowa	Rentowność netto w %	Obciążenia majątku zobowiązaniami
Kluby efektywne $\theta_0 = 1$				
Lech Poznań	1,00	0,90	-8,39	0,98
Legia Warszawa	1,00	0,70	-5,67	1,02
Jagiellonia Białystok	1,00	0,50	44,03	1,48
MKS Cracovia	1,00	1,50	8,16	0,42
Podbeskidzie Bielsko-Biała	1,00	1,60	12,03	0,69
Zawisza Bydgoszcz	1,00	0,80	8,69	0,63
GKS Bełchatów	1,00	0,10	16,14	5,26
Kluby nieefektywne $0 < \theta_0 < 1$				
Lechia Gdańsk	0,95	0,40	-10,35	1,81
Wisła Kraków	0,87	0,20	-18,62	9,38
Górnik Łęczna	0,84	0,20	-17,62	1,45
Ruch Chorzów	0,83	0,20	-71,27	2,07
Pogoń Szczecin	0,81	0,20	-20,28	7,68
Śląsk Wrocław	0,63	0,20	2,63	7,64
Górnik Zabrze	0,61	0,20	-70,73	5,08
Piast Gliwice	0,57	0,20	2,02	2,52
Korona Kielce	0,55	0,10	-69,14	4,50

Źródło: jak przy tabl. 1.

Do określenia współzależności pomiędzy miernikiem efektywności a wskaźnikami finansowymi przeprowadzono analizę korelacji (tabl. 3).

TABL. 3. KORELACJE POMIĘDZY WSKAŹNIKAMI FINANSOWYMI I EFEKTYWNOŚCI

Wskaźniki	Płynność bieżąca	Rentowność netto	Obciążenia majątku zobowiązaniami	Efektywność według modeli	
				CCR	BCC
Płynność bieżąca	1,00	x	x	x	x
Rentowność netto	0,44	1,00	x	x	x
Obciążenia majątku zobowiązaniami	-0,82*	-0,41	1,00	x	x
Efektywność według modeli: CCR ...	0,74*	0,62*	-0,60*	1,00	x
BCC ...	0,70*	0,67*	-0,64*	0,93*	1,00

U w a g a. * — istotność statystyczna na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne.

Pomiędzy wskaźnikami efektywności uzyskanymi za pomocą modeli CCR i BCC a wskaźnikami finansowymi obserwowano współzależność istotną statystycznie. Wysokie wartości współczynników korelacji (0,74 i 0,62 dla CCR oraz 0,70 i 0,67 dla BCC) oznaczają, że wzrostowi płynności i rentowności towarzy-

szył wzrost efektywności. Ujemna i wysoka wartość korelacji pomiędzy wskaźnikami efektywności a wskaźnikiem obciążenia majątku zobowiązaniami (0,60 dla CCR oraz -0,64 dla BCC) oznacza natomiast, że wzrostowi zadłużenia towarzyszył spadek efektywności.

W kolejnej części badań porównano statystykę opisową wskaźników finansowych pomiędzy grupą klubów efektywnych i nieefektywnych według rozważanych modeli (tabl. 4).

**TABL. 4. STATYSTYKI OPISOWE WSKAŹNIKÓW FINANSOWYCH
DLA KLUBÓW EFEKTYWNYCH I NIEEFEKTYWNYCH W RAMACH MODELI CCR I BCC**

Kluby	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum	Mediana
CCR					
Wskaźnik płynności bieżącej					
Efektywne	1,13	0,52	0,50	1,60	1,20
Nieefektywne	0,29	0,23	0,10	0,80	0,20
Wskaźnik rentowności netto					
Efektywne	13,96	21,92	-8,39	44,03	10,10
Nieefektywne	-21,18	31,67	-71,27	16,14	-13,99
Wskaźnik obciążenia majątku zobowiązaniami					
Efektywne	0,89	0,45	0,42	1,48	0,84
Nieefektywne	4,09	2,96	0,63	9,38	3,51
BCC					
Wskaźnik płynności bieżącej					
Efektywne	0,87	0,53	0,10	1,60	0,80
Nieefektywne	0,21	0,08	0,10	0,40	0,20
Wskaźnik rentowności netto					
Efektywne	10,71	17,25	-8,39	44,03	8,69
Nieefektywne	-30,37	31,12	-71,27	2,63	-18,62
Wskaźnik obciążenia majątku zobowiązaniami					
Efektywne	1,50	1,69	0,42	5,26	0,98
Nieefektywne	4,68	2,96	1,45	9,38	4,50

Źródło: jak przy tabl. 3.

Z porównania wskaźników finansowych w dwóch grupach klubów jednoznacznie wynika, że zarówno w przypadku zastosowania modelu CCR, jak i BCC kluby efektywne charakteryzują się lepszą kondycją finansową od klubów nieefektywnych. Szczególnie widoczne jest to w modelu CCR, gdzie średnia i mediana wartości wskaźnika płynności w grupie obiektów efektywnych są wyższe od jedności (1,13 i 1,20), co pokazuje, że kluby te są zdolne do regulowania bieżących zobowiązań. Zastosowanie modelu BCC pokazuje, że w grupie klubów efektywnych średnia i mediana wartości wskaźnika płynności są mniejsze niż w przypadku modelu CCR, ale nadal są one wyższe w porównaniu do klubów nieefektywnych. Ich wartości kształtują się odpowiednio na poziomie 0,87 i 0,80.

Z analizy rentowności wynika, że kluby efektywne mają wyższe średnie i mediany wartości odpowiedniego wskaźnika od klubów nieefektywnych (13,96% i 10,10% w przypadku CCR oraz 10,71% i 8,69% — BCC). Ujemne wartości średniej i mediany wskaźnika rentowności w grupie klubów nieefektywnych oznaczają, że osiągnięte przychody z całkowitej działalności były niższe od po-

niesionych kosztów. Wskazuje to na prowadzoną przez kluby politykę finansową generującą wysokie koszty personelu.

W przypadku obu rozważanych modeli, kluby efektywne charakteryzują się kilkakrotnie niższą wartością średniej i mediany wskaźnika obciążenia majątku zobowiązaniami w porównaniu do jednostek nieefektywnych. Wartości te oscylują blisko jedności w przypadku klubów efektywnych. Można wnioskować, że kluby te wykorzystują zarówno kapitał właścicieli, jak i fundusze obce do finansowania swojej działalności. Niższa wartość zadłużenia oznacza również mniejsze finansowanie długiem, w związku z czym to kluby efektywne mają większą stabilność źródeł finansowania niż kluby nieefektywne. W grupie klubów nieefektywnych wartość wskaźnika zadłużenia jest wyższa niż 4. W rezultacie wartość kapitału własnego mają na ujemnym poziomie na skutek wysokich strat, jakie kluby te miały w okresie swojej działalności. Szczególnie w Wiśle, Pogoni i Śląsku zaobserwowano wysokie wartości ujemnego kapitału własnego. Wielkość zadłużenia tych klubów była 7–9-krotnie wyższa niż posiadany majątek.

Ze względu na wysokie zróżnicowanie wartości wskaźników finansowych pomiędzy klubami efektywnymi i nieefektywnymi, za pomocą testu nieparametrycznego Manna-Whitneya (U), dokonano oceny istotności różnic pomiędzy medianami odpowiednich wskaźników obliczonych w obu grupach. Na podstawie modeli CCR i BCC określono liczbę klubów (N) efektywnych bądź nieefektywnych.

TABL. 5. WYNIKI TESTÓW ISTOTNOŚCI RÓŻNIC MEDIAN WSKAŹNIKÓW FINANSOWYCH W GRUPACH KLUBÓW EFEKTYWNYCH I NIEEFEKTYWNYCH WEDŁUG MODELI CCR I BCC

Wyszczególnienie	Suma rang klubów		U	z	p-value
	efektywnych	nieefektywnych			
CCR					
Liczba klubów	N=4	N=12	x	x	x
Wskaźnik: płynności bieżącej	56	80	2	2,7239	0,0044*
rentowności netto	50	86	8	1,8797	0,0582**
obciążenia majątku zobowiązaniami	15	121	5	-2,2435	0,0198*
BCC					
Liczba klubów	N=7	N=9	x	x	x
Wskaźnik: płynności bieżącej	83	54	9	2,3817	0,0115*
rentowności netto	87	49	4	2,8580	0,0021*
obciążenia majątku zobowiązaniami	35	101	7	-2,5404	0,0079*

U w a g a. *, ** — istotność statystyczna na poziomie odpowiednio 0,05 i 0,1.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Wyniki analizy wskazują, że mediany trzech rodzajów wskaźników finansowych są istotnie różne pomiędzy grupą obiektów efektywnych i nieefektywnych. Uzyskano więc formalne potwierdzenie, że grupa klubów efektywnych charakteryzowała się lepszą kondycją finansową w zakresie trzech badanych obszarów niż grupa klubów nieefektywnych.

W celu uzyskania odpowiedzi na pytanie, czy kluby Ekstraklasy, w zależności od wielkości wskaźników efektywności technicznej i odpowiadających im wskaźników finansowych, zostały prawidłowo sklasyfikowane w dwóch grupach (efek-

tywnych i nieefektywnych), przeprowadzono analizę dyskryminacji. Podzielono ją na dwie części. W pierwszej określono, które ze zmiennych dyskryminujących (wskaźników finansowych) w najlepszy sposób pozwolą wyjaśnić różnice pomiędzy dwoma grupami klubów. W drugiej części natomiast przeprowadzono analizę klasyfikacji.

W przypadku dwóch grup analiza funkcji dyskryminacyjnej (nazywana liniową analizą dyskryminacyjną Fischera (1936) (*Linear Discriminant Analysis* — LDA) opisana jest następującym równaniem:

$$D_{km} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 \quad (6)$$

Dla zmiennych (wskaźników opisujących kondycję finansową klubów) zaproponowano równania funkcji dyskryminacyjnych w ramach modeli CCR i BCC:

$$D_{CCR} = b_0 + b_1p + b_2r + b_3z \quad (7)$$

$$D_{BCC} = b_0 + b_1p + b_2r + b_3z \quad (8)$$

gdzie:

- D_{km} — wartość kanonicznej funkcji dyskryminacyjnej dla m obserwacji w grupie k (tzw. wskaźnik dyskryminacyjny),
- D_{CCR} — wartość kanonicznej funkcji dyskryminacyjnej oszacowana na podstawie wskaźników efektywności obliczonych z zastosowaniem modelu CCR,
- D_{BCC} — wartość kanonicznej funkcji dyskryminacyjnej oszacowana na podstawie wskaźników efektywności obliczonych z zastosowaniem modelu BCC,
- b_0 — wartość stałej,
- b_1, b_2, b_3 — parametry równania funkcji dyskryminacyjnej,
- x_1, x_2, x_3 — zmienne niezależne w regresji, za które przyjęto wskaźniki finansowe: p , r i z .

W analizie dyskryminacyjnej zastosowano postępującą analizę krokową. Wykorzystując niestandardowe współczynniki dla zmiennych, otrzymano następujące równania funkcji dyskryminujących dla równoważnych modeli:

$$D_{CCR} = p \quad (9)$$

$$D_{BCC} = -0,79 + 2,21p + 0,03r \quad (10)$$

Spośród trzech zmiennych (wskaźników opisujących sytuację finansową) w przypadku modelu CCR sklasyfikowano jedną zmienną — wskaźnik płynności finansowej, natomiast z zastosowaniem modelu BCC dwie zmienne — wskaźnik płynności finansowej i wskaźnik rentowności. Konsekwencją wyboru wskaźników finansowych do analizy dyskryminacyjnej jest zbiór hipotez postulujących różnice pomiędzy ich średnimi wartościami w grupach (tabl. 6).

TABL. 6. WYNIKI TESTÓW RÓWNOŚCI ŚREDNICH**A. WEDŁUG MODELU CCR**

Wskaźnik	λ Wilksa	λ Wilksa cząstkowe	$F(1,14)$	p -value
Płynność bieżąca	1,0000	0,3979	21,1864	0,0004

B. WEDŁUG MODELU BCC

Wskaźniki	λ Wilksa	λ Wilksa cząstkowe	$F(2,13)$	p -value
Płynność bieżąca	0,5896	0,6114	8,2637	0,0130
Rentowność netto	0,5038	0,7149	5,1835	0,0404

Źródło: jak przy tabl. 3.

Z analizy testów równości średnich jednoznacznie wynika, że zarówno dla pierwszego modelu (CCR), jak i drugiego (BCC) płynność jest zmienną istotnie statystycznie dyskryminacyjną wśród wskaźników finansowych. Świadczy o tym uzyskany dla tej zmiennej poziom p -value mniejszy od przyjętego poziomu istotności 0,05.

W drugiej części analizy dyskryminacyjnej określono funkcje klasyfikacyjne. Wykorzystano je do rozstrzygnięcia, do której z dwóch grup najprawdopodobniej należą poszczególne kluby piłkarskie. Każda funkcja pozwala obliczyć wartości klasyfikacyjne dla każdego przypadku w każdej grupie za pomocą równania:

$$S_i = c_i + w_{i1}x_1 + w_{i2}x_2 + \dots + w_{im}x_m \quad (11)$$

gdzie:

- i — indeks określający daną grupę,
- $1, 2, \dots, m$ — indeksy określające m zmiennych,
- c_i — stała dla i -tej grupy,
- w_{ij} — waga dla j -tej zmiennej przy obliczaniu wartości klasyfikacyjnej dla i -tej grupy,
- x_j — wartość obserwowana dla danego przypadku dla j -tej zmiennej,
- S_i — wynikowa wartość klasyfikacyjna.

W związku z tym, że przedmiotem badań są dwie grupy klubów (tabl. 7), wyznaczono następujące funkcje klasyfikacyjne dla dwóch modeli DEA:

$$S_{1CCR} = -7,82 + 11,44p \quad (12)$$

$$S_{2CCR} = -0,72 + 2,97p \quad (13)$$

$$S_{1BCC} = -4,02 + 7,08p + 0,02r \quad (14)$$

$$S_{2BCC} = -1,40 + 1,52p - 0,04r \quad (15)$$

Na podstawie wyników dotyczących funkcji klasyfikacyjnych należy wnioskować, że dla modelu CCR z 4 klubów grupy pierwszej poprawnie przyporządko-

wano 3 (75%), a błędnie 1 klub (25%). W przypadku drugiej grupy, wszystkie, tj. 12 klubów, sklasyfikowano poprawnie jako nieefektywne.

TABL 7. WYNIKI DOTYCZĄCE POPRAWNOŚCI KLASYFIKACJI KLUBÓW EKSTRAKLASY DO DWÓCH ROZWAŻANYCH GRUP

A. WEDŁUG MODELU CCR

Wyszczególnienie	Odsetek poprawnie zaklasyfikowanych klubów	Kluby	
		efektywne N=4	nieefektywne N=12
Efektywne	75	3	1
Nieefektywne	100	0	12
Razem	94	3	13

B. WEDŁUG MODELU BCC

Wyszczególnienie	Odsetek poprawnie zaklasyfikowanych klubów	Kluby	
		efektywne N=7	nieefektywne N=9
Efektywne	86	6	1
Nieefektywne	100	0	9
Razem	94	6	10

Źródło: jak przy tabl. 3.

Na podstawie modelu BCC z 7 klubów efektywnych prawidłowo sklasyfikowano 6 (86%), a błędnie 1 klub (14%). W przypadku drugiej grupy, wszystkie, tj. 9 klubów, sklasyfikowano poprawnie do grupy nieefektywnych. Klubami błędnie sklasyfikowanymi w grupie efektywnej w przypadku modelu CCR była Jagiellonia Białystok, natomiast dla modelu BCC — GKS Bełchatów. Z porównania wartości wskaźników płynności finansowej dla Jagiellonii (0,50) i GKS Bełchatów (0,10) z zastosowanego modelu CCR wynika, że powinny one znaleźć się w grupie klubów nieefektywnych. Poprawnie sklasyfikowane obserwacje w przypadku obu rozważanych modeli DEA stanowiły 94%.

Rezultatem przeprowadzonej analizy statystycznej i dyskryminacyjnej jest określenie kolejności miejsc w klasyfikacjach klubów piłki nożnej w zależności od kształtowania się wskaźników finansowych dla dwóch modeli CCR i BCC (tabl. 8).

Na podstawie wyników analizy dyskryminacyjnej (tabl. 8) oraz wartości mierzniaka efektywności i wskaźników finansowych (tabl. 1 i 2) można wyróżnić dwie skrajne podgrupy klubów w zakresie rozważanych modeli. Do pierwszej zaliczono sześć klubów: Podbeskidzie, Cracovię, Lecha, Zawiszę, Jagiellonię i Legię. Charakteryzowały się one znacznie korzystniejszą kondycją finansową od pozostałych klubów Ekstraklasy, co wynika ze wszystkich przeprowadzonych analiz. Szczególnie dwa kluby w tej grupie, tj. Podbeskidzie Bielsko-Biała i Cracovia Kraków, charakteryzowały się lepszą sytuacją finansową w porównaniu z pozostałymi w zakresie płynności, rentowności i zadłużenia. Do drugiej podgrupy należą kluby, które wypadły zdecydowanie najgorzej na tle badanej grupy w przeprowadzonych analizach: Górnik Zabrze, Ruch Chorzów oraz Korona Kielce. Świadczą o tym również bardzo niskie wartości wskaźników płynności finansowej oraz wysokie wartości wskaźników zadłużenia.

TABL. 8. RANKING KLUBÓW EKSTRAKLASY W SEZONIE 2014/2015 WEDŁUG MODELI W ZALEŻNOŚCI OD WARTOŚCI FUNKCJI KLASYFIKACYJNEJ

Miejsce w ran- kingu	Kluby	Wartość funkcji modelu	Miejsce w ran- kingu	Kluby	Wartość funkcji modelu
CCR			BCC		
1	Podbeskidzie Bielsko-Biała	1,60	1	Podbeskidzie Bielsko-Biała	3,06
2	Cracovia Kraków	1,50	2	Cracovia Kraków	2,74
3	Lech Poznań	0,90	3	Jagiellonia Białystok	1,45
4	Zawisza Bydgoszcz	0,80	4	Zawisza Bydgoszcz	1,20
5	Legia Warszawa	0,70	5	Lech Poznań	0,99
6	Jagiellonia Białystok	0,50	6	Legia Warszawa	0,61
7	Lechia Gdańsk	0,40	7	GKS Bełchatów	-0,15
8	Śląsk Wrocław	0,20	8	Lechia Gdańsk	-0,17
9	Piast Gliwice	0,20	9	Śląsk Wrocław	-0,28
10	Górnik Łęczna	0,20	10	Piast Gliwice	-0,29
11	Wisła Kraków	0,20	11	Górnik Łęczna	-0,80
12	Pogoń Szczecin	0,20	12	Wisła Kraków	-0,82
13	Górnik Zabrze	0,20	13	Pogoń Szczecin	-0,87
14	Ruch Chorzów	0,20	14	Górnik Zabrze	-2,16
15	GKS Bełchatów	0,10	15	Ruch Chorzów	-2,17
16	Korona Kielce	0,10	16	Korona Kielce	-2,34

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Podsumowanie

Z przeprowadzonych badań wynika, że pomiędzy wskaźnikami efektywności uzyskanymi za pomocą modeli CCR i BCC a wskaźnikami finansowymi istnieje silna korelacja. Oznacza to, że poprawie wskaźników sytuacji finansowej towarzyszy wzrost efektywności. Z porównania wielkości wskaźników finansowych w dwóch grupach klubów wynika, że kluby efektywne charakteryzują się istotnie statystycznie wyższą kondycją finansową niż kluby nieefektywne. Z analizy dyskryminacyjnej wynika, że największy wpływ na efektywność ma płynność finansowa. Wskaźnik ten w najlepszy sposób różnicuje grupy klubów na efektywne i nieefektywne. Wpływ pozostałych wskaźników — rentowności i zadłużenia — jest znacznie mniejszy. Wyniki analizy statystycznej i ekonometrycznej sugerują, że wskaźniki efektywności technicznej uzyskane za pomocą modeli CCR i BCC mogą być zastosowane do oceny sytuacji finansowej klubów Ekstraklasy.

Należy jednak zauważyć, że analizę przeprowadzono na podstawie jedynie trzech wskaźników finansowych. Wynika to z trudności uzyskania informacji ekonomicznych nie tylko w odniesieniu do klubów piłki nożnej, ale także innych dyscyplin sportu, np. siatkówki, piłki ręcznej czy koszykówki. Niemniej jednak zastosowana metoda i wyniki przeprowadzonych analiz mogą być wykorzystane przez związki sportowe oraz organizacje zarządzające ligami sportowymi do weryfikacji klubów sportowych ze względu na ich kondycję finansową.

LITERATURA

- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, 30(9), 1078—1092.
- Baroncelli, A., Lago, U. (2006). Italian football. *Journal of Sports Economics*, 7(1), 13—28.
- Barros, C. P., Assaf, A., Earp, F. (2010). Brazilian Football League Technical Efficiency: A Simar and Wilson Approach. *Journal of Sports Economics*, 11(6), 641—651.
- Barros, C. P., Garcia-del-Barrio, P. (2008). Efficiency measurement of the English football Premier League with a random frontier model. *Economic Modelling*, Elsevier, 25(5), 994—1002, September.
- Barros, C. P., Leach, S. (2006a). Analyzing the performance of the English F.A. Premier League with an econometric frontier model. *Journal of Sports Economics*, 7(4), 391—407.
- Barros, C. P., Leach, S. (2006b). Performance evaluation of the English Premier League with data envelopment analysis. *Applied Economics*, 38(12), 1449—1458.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E. L. (1978). Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429—444.
- Cooper, W. W., Seiford, L. M., Tone, K. (2007). *Data Envelopment Analysis. A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Second Edition, Berlin: Springer.
- Dawson, P., Dobson, S., Gerrard, B. (2000). Stochastic frontier and the temporal structure of managerial efficiency in English soccer. *Journal of Sports Economics*, 1(4), 341—362.
- Emel, A. B., Oral, M., Reisman, A., Yolalan, R. (2003). A credit scoring approach for the commercial banking sector. *Socio-Economic Planning Sciences*, 37, 103—123.
- Feroz, E. H., Kim S., Raab, R. L. (2003). Financial Statement Analysis: A Data Envelopment Analysis Approach. *Journal of the Operational research Society*, 54(1), 48—58.
- Feruś, A. (2006). Zastosowanie metody DEA do określenia poziomu ryzyka kredytowego przedsiębiorstw. *Bank i Kredyt*, 37(7), 44—59.
- Fisher, R. (1936). The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Annals of Eugenics*, 7, 179—188.
- Gonzalez-Gomez, F., Picazo-Tadeo, A. J. (2010). Can we be satisfied with our football team? Evidence from Spanish Professional Football. *Journal of Sports Economics*, 11(4), 418—442.
- Gospodarowicz, A. (2004). Możliwości wykorzystania metody DEA do oceny ryzyka kredytowego w kontekście Nowej Umowy Kapitałowej. W: A. Zeliaś (red.), *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych* (s. 119—129). Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Guzik, B. (2009). *Podstawowe modele DEA w badaniu efektywności gospodarczej i społecznej*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Guzmán, I., Morrow, S. (2007). Measuring efficiency and productivity in professional football teams: evidence from the English Premier League. *Central European Journal of Operations Research*, 15(4), 309—328.
- Haas, D. J. (2003a). Productive efficiency of English football teams — a data envelopment approach. *Managerial and Decision Economics*, 24, 403—410.
- Haas, D. J. (2003b). Technical efficiency in the Major League Soccer. *Journal of Sport Economics*, 4(3), 203—215.
- Haas, D., Kocher, M. G., Slitter, M. (2004). Measuring Efficiency of German Football Teams by Data Envelopment Analysis. *Central European Journal of Operations Research*, 12, 251—268.
- Hofler, R. A., Payne, J. E. (1997). Measuring efficiency in the National Basketball Association. *Economics Letters*, 55, 293—299.
- Jardin, M. (2009). Efficiency of French football clubs and its Dynamice, https://mpr.ub.unimuenchen.de/19828/1/Efficiency_of_French_football_clubs_and_its_dynamics.pdf.
- Johnson, R. A., Wichern, D. W. (1992). *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 6th edition, Prentice Hall.
- Klecka, W. R. (1981). *Discriminant analysis*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Simak, P. C. (1999). *DEA based analysis of corporate failure. Manuscript*. Toronto: University of Toronto.

Sznajder, A. (2010). Równowaga sił konkurentów na rynku sportu profesjonalnego. *Gospodarka Narodowa*, 10, 79—95.

Wyszyński, A. (2016). Efficiency of Football Clubs in Poland. *Olsztyn Economic Journal*, 11(1), 59—72.

Summary. *The aim of this article is to apply the technical efficiency indicators obtained using the CCR and BCC models of the Data Envelopment Analysis (DEA), which are measures of the financial condition of Ekstraklasa football clubs that played matches, in the highest class in Poland, in the season 2014/2015. Statistical and discriminatory analyses were used in order to examine the interdependence between the performance indicators and the financial condition of clubs illustrated by three indicators: current liquidity, net profitability and debt. The choice of football clubs was determined by the availability of data from reports of Deloitte as well as Ernst & Young.*

The research shows that there is a strong correlation between performance measures and financial indicators. The analyzed interdependence was confirmed by the results of testing the differences significance of financial indicators between the group of effective and ineffective clubs. Indicator which considerably differentiates clubs and has the greatest impact on results is financial liquidity. The results obtained indicate that measures computed using the CCR and BCC models can be applied to assess the financial condition of sports clubs.

Keywords: DEA, technical efficiency, financial condition, football clubs, Ekstraklasa.

Maria KLONOWSKA-MATYNIA
Kamila RADLIŃSKA

Ocena wahań sezonowych bezrobocia w nadmorskich regionach turystycznych Polski i Hiszpanii¹

Streszczenie. *Celem badania jest porównanie i ocena zróżnicowania wahań sezonowych bezrobocia na nadmorskich rynkach pracy w turystycznych regionach Polski i Hiszpanii. Przedmiotem szczegółowych analiz jest poziom i rozkład miesięcznych wahań sezonowych bezrobocia na nadmorskich oraz peryferyjnych względem nich rynkach pracy. Do wyodrębnienia składnika sezonowego zastosowano procedurę Census X-12 ARIMA. W analizie wykorzystano dane o miesięcznej liczbie bezrobotnych od stycznia 2006 r. do grudnia 2015 r. Ich źródłem w przypadku Polski były urzędy pracy w powiatach, a Hiszpanii — Ministerstwo Pracy i Opieki Społecznej (MESS).*

Z międzynarodowych porównań wynika, że wyższymi wahaniami sezonowymi bezrobocia cechują się obszary turystyczne w naszym kraju (zarówno bezpośrednio nadmorskie, jak i peryferyjne względem nich). W ciągu roku na rynkach pracy w Polsce i Hiszpanii stwierdzono podobny rozkład wahań sezonowych bezrobocia.

Słowa kluczowe: bezrobocie, regiony turystyczne, rynek pracy, sezonowość, zróżnicowanie.

JEL: C1, E23, E32, J21

Sezonowość w branży turystycznej jest jednym z lepiej udokumentowanych zjawisk w literaturze światowej, zwłaszcza w odniesieniu do peryferyjnych regionów północnej Europy i północnej Ameryki. Najbardziej powszechne definicje opisują sezonowość jako regularne i powtarzające się (najczęściej w ciągu roku) zmiany naturalnych zjawisk w danym miejscu, zwykle związanych z klimatem i porami roku (Allcock, 1989). Informacje zawarte w pracy Butler i Mao (1997), a także inne ba-

¹ Artykuł napisany w ramach grantu sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/00488.

dania pozwalają podzielić czynniki powodujące sezonowość w turystyce na dwie grupy — czynniki o charakterze naturalnym (fizycznym) oraz instytucjonalnym (społecznym i kulturowym) (Bar-On, 1975; Commons i Page, 2001; Goulding, Baum i Morrison, 2004). Ekonomisci próbują szacować również skutki sezonowości dla branży turystycznej, wyrażając je zazwyczaj w kategoriach finansowych, głównie kosztach społecznych, kapitale i liczbie klientów (Jang, 2004).

Badanie sezonowości nie ogranicza się jedynie do ustalenia przyczyn i skutków jej występowania. Ważniejszą kwestią są działania skutecznie ją ograniczające. Przegląd polityki rozwoju wielu peryferyjnych regionów turystycznych na Wyspach Brytyjskich, w Skandynawii czy Kanadzie ukazuje dążenia do wydłużenia głównego sezonu turystycznego (rozwój produktów turystycznych) lub zredukowania wpływu sezonowości jako głównego celu (Baum i Hagen, 1999). Wśród działań ograniczających sezonowość w turystyce wymienia się także różnicowanie cen w sezonie i poza nim (Bar-On, 1975) oraz promowanie podróży służbowych z natury niepodlegających zjawisku sezonowości (Lundtorp, Rassing i Wanhill, 1999). Inni autorzy kluczową rolę w ograniczaniu sezonowości przypisują odpowiednim działaniom pozasezonowym (np. turystyka biznesowa czy oferty dla odbiorców samotnych nieobejmujące rodzin), współpracy pomiędzy dostawcami usług turystycznych (m.in. w zakresie godzin otwarcia obiektów), zachęcaniu pracodawców do umożliwiania elastycznego korzystania z urlopów oraz dywersyfikacji rynków (Borzyszkowski, 2014). W tej kwestii szczególnie przydatny wydaje się jednak dokładny pomiar wahań sezonowych (Fernández-Morales, 2003).

Regiony turystyczne w większym stopniu niż pozostałe są narażone na wahania aktywności gospodarczej. Problem ten udokumentowano dla wielu krajów o znaczącym udziale turystyki w gospodarce narodowej, m.in. takich jak: Grecja (Drakatos, 1987; Tsitouras, 1998), Norwegia (Flognfeldt, 2001), Turcja (Sezer i Harrison, 1994), Hiszpania (Pearce, 1989; Nadal, Font i Rossello, 2004), Kanada (Sharpe i Smith, 2005), Stany Zjednoczone (Guillemette, L'Italien i Grey, 2000), Wielka Brytania (Ball, 1989; Koenig i Bischoff, 2004), Dania (Getz i Nilsson, 2004) i Australia (Lee, Bergin-Seers, Galloway i McMurray, 2008). Należy zgodzić się zatem z tezą, że sezonowość jest zjawiskiem charakterystycznym dla większości kierunków turystycznych, ale przybiera ona rozmaite formy (Borzyszkowski, 2014). Autor wyróżnia trzy typy rynków o różnym natężeniu sezonowości, tj. dla regionów: o wyraźnym zjawisku sezonowości (głównie typowo turystyczne), z umiarkowaną sezonowością (w pobliżu ośrodków miejskich) oraz z niską sezonowością (przede wszystkim miasta).

Ze względu na funkcjonowanie rynków pracy sezonowość uznać należy za zjawisko negatywnie wpływające na gospodarkę (głównie na zatrudnienie). Wyniki badań nad zmiennością rynków pracy w krajach europejskich potwierdzają, że cechują się one zróżnicowanym rozkładem wahań sezonowych bezrobocia w roku i odmienną wielkością odchyłań miesięcznych (Grady i Kapsalis, 2002, s. 20—45; Rydzewski, Deming i Rones, 1993, s. 2—14; Rembeza, Klonowska-Matynia i Radlińska, 2015). W równoległe podjętych badaniach autorki zwróciły uwagę, że problem sezonowości dotyczy zarówno metropolitalnych, jak i peryferyjnych rynków pracy (Klonowska-Matynia i Radlińska, 2016).

Badania nad sezonowością rynków pracy mają aplikacyjny charakter. Pozwalają określić konsekwencje jej występowania oraz implementować strategię przygotowującą daną gospodarkę do negatywnych skutków tego zjawiska (Getz i Nilsson, 2004; Hartmann, 1986; Phelps, 1988). Podkreślając szczególnie przy-

datną rolę dokładnych pomiarów wahań sezonowych w ograniczaniu sezonowości, autorki oczekują, że artykuł będzie stanowić przyczynek do dyskusji na temat sezonowości bezrobocia w regionach turystycznych, szczególnie narażonych na zmienność. W opracowaniu przeprowadzono analizę wahań sezonowych bezrobocia na wybranych rynkach nadmorskich oraz względem nich peryferyjnych w nadmorskich regionach turystycznych Polski i Hiszpanii. Starano się określić wielkość i tendencje zmian wahań sezonowych bezrobocia oraz ich rozkład w ciągu roku w układzie — rynki bezpośrednio nadmorskie i peryferyjne względem morza. Zastosowana procedura pozwoliła udzielić odpowiedzi na pytanie, jak zróżnicowane są rynki pracy w nadmorskich regionach turystycznych w Polsce i Hiszpanii oraz określić, czy tendencje zmian sezonowości bezrobocia w obu krajach były podobne. W analizie wykorzystano dane o miesięcznej liczbie zarejestrowanych bezrobotnych w Polsce, uzyskane z 30 urzędów pracy w powiatach, oraz w 40 jednostkach administracyjnych w Hiszpanii, udostępnione przez MESS. Podstawą analizy były dane z okresu styczeń 2006—grudzień 2015 r.

Rynki pracy w Polsce i Hiszpanii wydawały się szczególnie interesujące do porównania sezonowości bezrobocia. Na tle innych krajów europejskich Polska i Hiszpania charakteryzują się dużym regionalnym zróżnicowaniem oraz odmienną tendencją do zmiany liczby bezrobotnych w latach 2006—2015. Hiszpania, ze względu na walory klimatyczne, jest krajem typowo turystycznym o wysokim i stale rosnącym udziale turystyki w gospodarce narodowej (w 2016 r. 12% PKB). W Polsce ten udział jest niższy (w 2016 r. 6% PKB), ale turystyka stanowi jedną z najszybciej rozwijających się gałęzi gospodarki (GUS, 2016).

METODA ANALIZY SEZONOWOŚCI W BEZROBOCIU I ZAKRES DANYCH

Przedmiotem analizy są wartości odchyłeń sezonowych bezrobocia w nadmorskich rynkach pracy w regionach turystycznych Polski i Hiszpanii. Lokalizacja jednostek terytorialnych w bezpośrednim lub relatywnie bliskim sąsiedztwie morza określiła turystyczny charakter danego rynku. Realizacja celu badania wymagała zdefiniowania poszczególnych typów rynków pracy. Nadmorskie rynki pracy stanowiły jednostki administracyjnie zlokalizowane w bezpośrednim sąsiedztwie morza. W analizie nadano im symbol *M*. Rynki pracy jednostek administracyjnych oddalonych od linii brzegowej morza, peryferyjnych względem jednostek zlokalizowanych w bezpośrednim sąsiedztwie morza, oznaczono jako *P*. Głównym kryterium doboru jednostek terytorialnych do badania była lokalizacja geograficzna danej jednostki w regionie nadmorskim danego kraju².

Ograniczeniem w analizie była dostępność danych. Dane dla gmin w Banku Danych Lokalnych prezentowane są z roczną częstotliwością, więc konieczne stało się korzystanie z informacji powiatowych urzędów pracy. W postępowaniu przygotowawczym okazało się, że uzyskanie pełnych danych o miesięcznej liczbie bezrobotnych dla wszystkich jednostek administracyjnych jest utrudnione i tylko niektóre urzędy udostępniły kompletne dane w wybranym do analiz okresie. Ostatecznie badaniu w Polsce poddano 16 jednostek przybrzeżnych i 14 względem nich peryferyjnych (bez dostępu do morza), a w Hiszpanii 40 jednostek z dziewięciu regionów: 18 nadmorskich i 22 peryferyjnych (zestawienie).

² Rynek peryferyjny — nie dalej niż 70 km od linii brzegowej morza.

**ZESTAWIENIE JEDNOSTEK ADMINISTRACYJNYCH PRZYJĘTYCH DO BADANIA
W PODZIALE NA GMINY NADMORSKIE I PERYFERYJNE**

Kraje	<i>M</i>	<i>P</i>
Polska	Ustka — miasto Ustka, gminy: Ustka, Smołdzino Łeba — miasto Łeba, gmina Wicko Międzyzdroje — miasto Międzyzdroje, gmina Międzyzdroje, miasto i gmina: Kamień Pomorski, Wolin, Dziwnów Rewal — gmina Rewal Kołobrzeg — miasto i gmina Kołobrzeg, gmina Ustronie Morskie Mielno — gminy: Mielno ^a , Będzino Darłowo — miasto i gmina Darłowo, gmina Postomino	Ustka — gminy: Kępice, Dębica Kaszubska Łeba — gminy: Czarna Dąbrówka, Cewice Międzyzdroje — gmina Przybiernów, miasto i gmina Stępnica Rewal — miasto i gmina: Płoty, Resko Kołobrzeg — gminy: Sławoborze, Rymań Mielno — miasto i gmina Bobolice, gmina Tychowo Darłowo — miasto i gmina Polanów, gmina Kępice
Hiszpania	Grenada — Almunecar, Nerja Malaga — Marbella, Estapone Murcja — Aguilas, Garrucha Walencja — Torrevieja, Benidorm Castellon de la Plana — Peniscola, Castellon Barcelona — Pineda de Mar, Castelldefell Girona — Loret de Mar, Lescala, Palamos A Coruna — Fisterra, Malpica San Sebastian/Bilbao — Zaroutz, Castro Urdales	Grenada — Loja, Huetor Tajar, Alhama de Grenada Malaga — Ubrique, Cortes de la Frontera, Coin Murcja — Lorca, Huerca Over Walencja — Villena, Alcoi Castellon de la Plana — Teruel, Alcaizn Teruel Barcelona — Manresa, Igualade Girona — Banyoles, Vic A Coruna — Santa Comba, Carballo San Sebastian/Bilbao — Laredo, Amurrio, Bergara, Tolasa

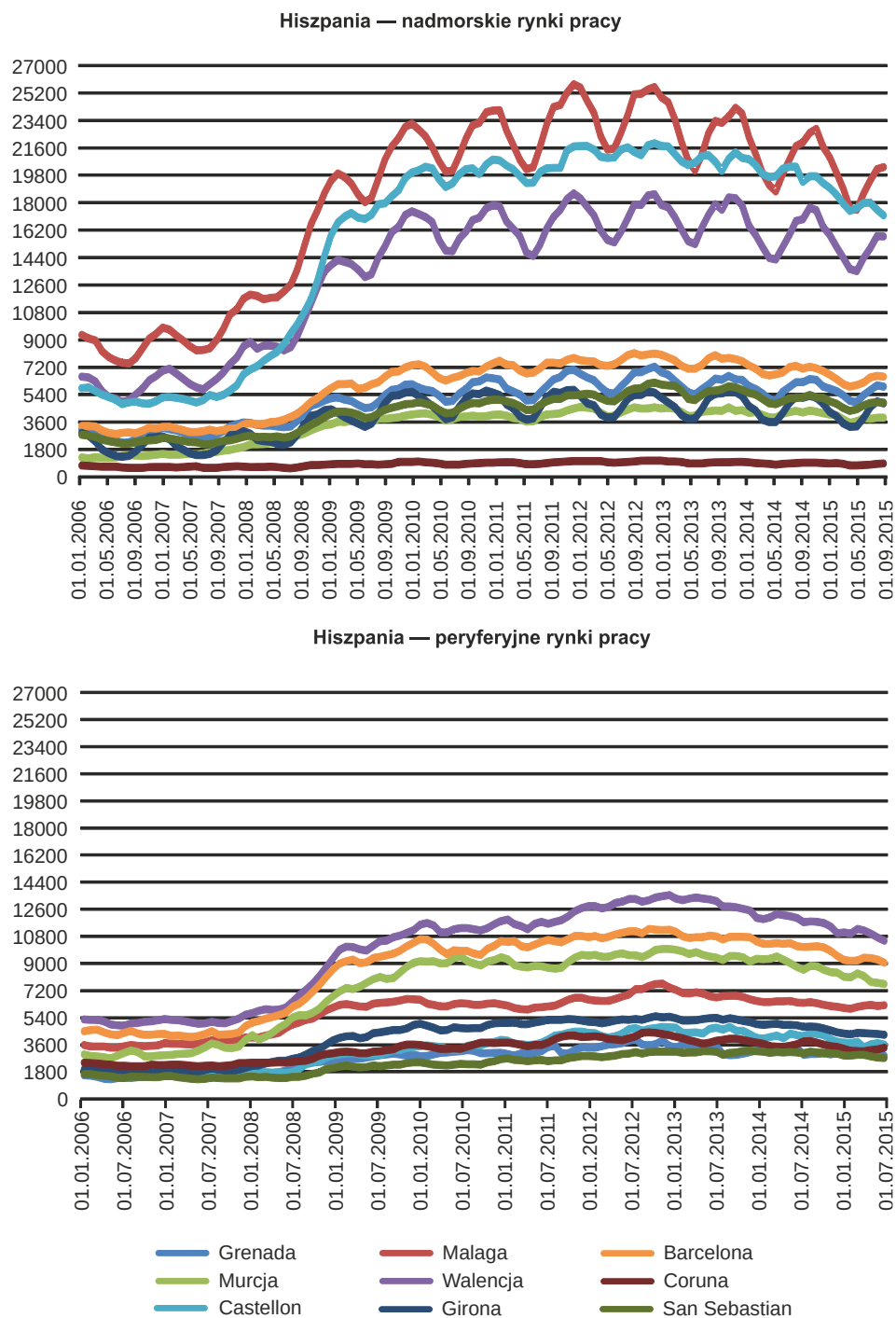
^a W styczniu 2017 r. Mielno wraz z Unieściem otrzymało prawa miejskie. Wykorzystane w badaniu dane dotyczyły gminy Mielno z okresu przed zmianą administracyjną.

Źródło: opracowanie własne.

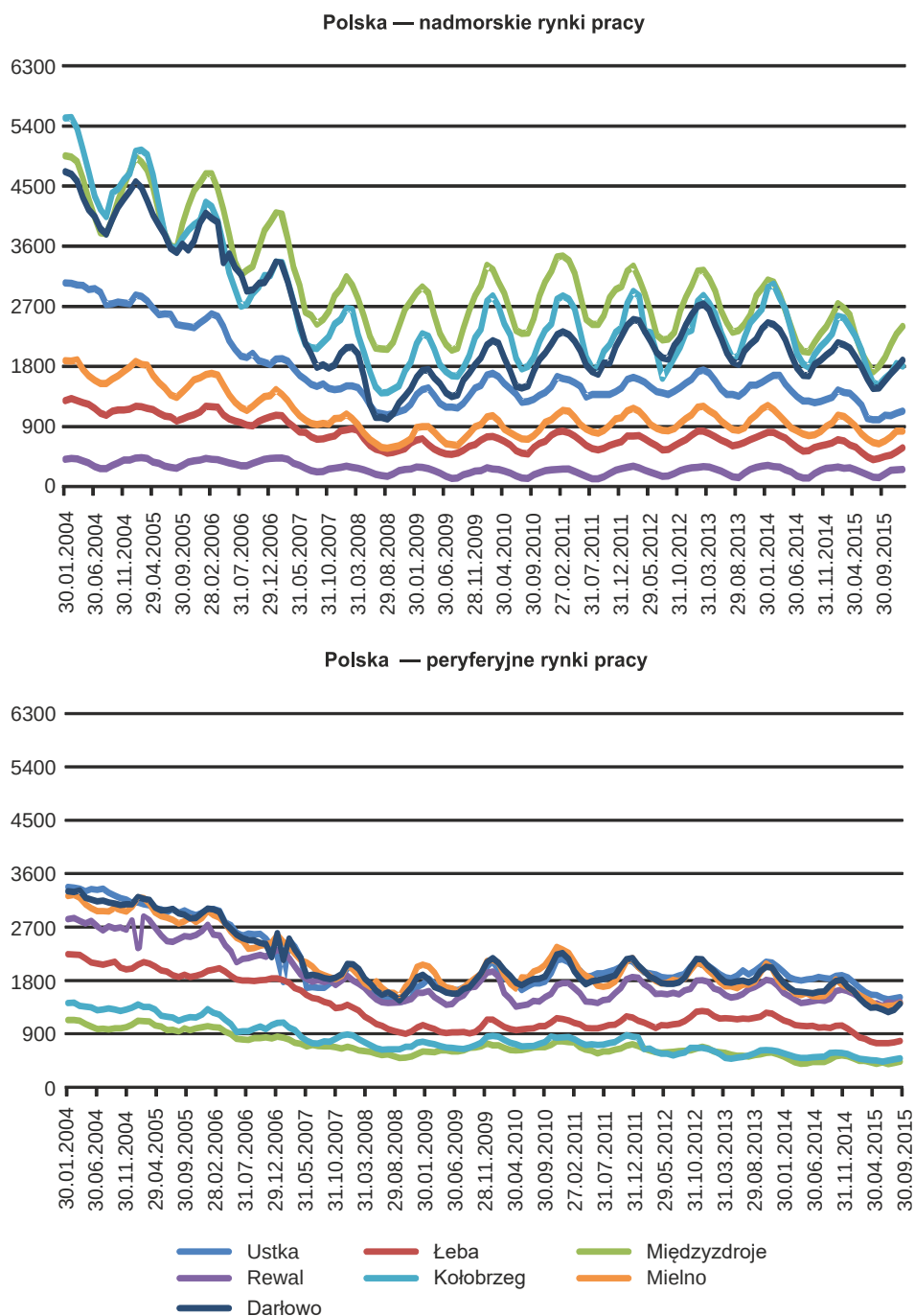
Obiekty do badania dobierano z regionów cechujących się najwyższym w danym kraju ruchem turystycznym i wykorzystaniem bazy noclegowej (GUS, 2016). Gminy zaliczone do poszczególnych grup traktowano łącznie, sumując liczbę bezrobotnych. W analizie wykorzystano dane o liczbie zarejestrowanych bezrobotnych w poszczególnych miesiącach za lata 2006—2015.

Na tle innych krajów europejskich, Polska, a zwłaszcza Hiszpania wyróżniają się szczególnie wysokim poziomem bezrobocia. Badania nad rynkami pracy w krajach europejskich dowodzą, że jednocześnie w obu opisywanych przypadkach występuje wewnętrzne regionalne zróżnicowanie bezrobocia. W Hiszpanii najniższe bezrobocie notuje się w regionach północno-wschodnich (Kraj Basków, La Rioja), najwyższe — w południowo-zachodnich (Andaluzja, Ekstramadura). W Polsce najniższe bezrobocie obserwuje się w środkowych regionach kraju (głównie województwach wielkopolskim i mazowieckim), zaś najwyższe — w północnych i północno-wschodnich (województwa warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie) (Rembeza i in., 2015). Analiza sytuacji na rynkach pracy w okresie od stycznia 2006 do grudnia 2015 r. wskazuje na wyraźnie odmienne kształtowanie się liczby bezrobotnych w obu krajach. W Polsce obserwowano wyraźny spadek liczby bezrobotnych, a w Hiszpanii — jej silny wzrost (wykr. 1). Dalsze obserwacje potwierdzają wewnętrzne zdywersyfikowanie badanych rynków pracy w obu krajach.

WYKR. 1. LICZBA BEZROBOTNYCH W OKRESIE STYCZEŃ 2006—GRUDZIEŃ 2015 R.



WYKR. 1. LICZBA BEZROBOTNYCH W OKRESIE STYCZEŃ 2006—GRUDZIEŃ 2015 R. (dok.)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych MESS i PUP.

Sezonowość utrudnia porównanie i interpretację zjawisk gospodarczych. Prawne określenie rzeczywistego kierunku zmian w długim (ewentualnie średnim) okresie jest możliwe dopiero po wygładzeniu danych sezonowo. Analiza tego zjawiska pozwala również na uwzględnienie specyfiki kraju, którego dane dotyczą. Jednym z czynników przemawiających za dokonywaniem sezonowej korekty danych jest fakt, iż czynnik sezonowy może dominować nad innymi, krótkookresowymi komponentami o większym znaczeniu pod względem ekonomicznym, w wyjaśnieniu kształtowania szeregu (Cabrero, 2000). W rezultacie wyrównane sezonowo dane są bardziej adekwatne do analizy kierunku rozwoju zjawisk ekonomicznych (w tym bezrobocia) niż szeregi surowe.

Wśród wielu metod sezonowego wyrównywania danych najczęściej stosowane są TRAMO/SEATS oraz X-12 ARIMA³ (Fischer, 1995). Do wyodrębnienia składnika sezonowego w przedstawionym tu badaniu zastosowano procedurę Census X-12 ARIMA, otrzymując szeregi czasowe dla poszczególnych rynków, opisujące liczbę bezrobotnych oraz względne odchylenia od trendu. Przed zasadniczą desezonalizacją szereg czasowy poddano wstępnemu oczyszczaniu z takich czynników, jak efekt kalendarza lub obserwacje nietypowe, które mogą powodować błędy w dekompozycji szeregu. Dekompozycja szeregów czasowych polega na wyodrębnieniu z wejściowego szeregu, m.in. składników trend—cykl i losowego, efektu różnej liczby dni roboczych, efektu świąt i składnika sezonowego (Grutkowska i Paśnicka, 2007).

Ze względu na dynamikę wahań okresowych zjawiska ekonomiczne można rozłożyć na czynniki, stosując formułę addytywną lub multiplikatywną. Wahania addytywne mają stałą amplitudę wahań okresowych (cyklicznych i sezonowych), która nie zależy od wielkości zjawiska w czasie. Jest ona wyrażana w ujęciu absolutnym, w tych samych jednostkach, w których mierzona jest cecha X . Nałada się na trend addytywnie, czyli wartość trendu jest regularnie pomniejszana lub powiększana o stałe wartości będące obrazem wahań okresowych. Wszystkie składniki wyrażone są w tych samych jednostkach, co zmienna X . W formule multiplikatywnej składnik obrazujący trend T_t jest przedstawiany w takich samych jednostkach, co wyrazy szeregu X , a pozostałe składniki mają postać wskaźników. Formułę multiplikatywną stosuje się do zjawisk, w których amplituda zależy od rozwoju zjawiska, a więc wartości trendu są proporcjonalnie powiększane bądź pomniejszane.

W przypadku formuły addytywnej badane zjawisko X_t jest sumą składników:

$$X_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

gdzie:

T_t — trend,
 C_t — składnik cykliczny,
 S_t — składnik sezonowy,
 I_t — składnik nieregularny.

³ Eurostat i Europejski Bank Centralny stosują oraz rekomendują dwie metody: TRAMO/SEATS (TS) i X-12 ARIMA (X-12).

W przypadku formuły multiplikatywnej badane zjawisko składa się z iloczynu składników:

$$X_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t$$

W badaniu do dekompozycji składnika sezonowego liczby bezrobotnych wykorzystano formułę multiplikatywną.

Następnie obliczono średnie roczne odchylenia liczby bezrobotnych *MSV* (Mean Seasonal Variation) dla poszczególnych lat, posługując się formułą (Sharpe i Smith, 2005, s. 1 i 2):

$$MSV = \sum_{n=1}^{12} \left(\frac{\left| \frac{U_{u,n} - U_{a,n}}{U_{a,n}} \right|}{12} \right) \cdot 100$$

gdzie:

$U_{u,n}$ — nieodsezonowana liczba bezrobotnych w miesiącu n danego roku,

$U_{a,n}$ — odsezonowana liczba bezrobotnych w miesiącu n danego roku.

Dla całego okresu obliczono również średnie odchylenie liczby bezrobotnych w poszczególnych miesiącach od długookresowego trendu *MMV* według formuły:

$$MMV = \sum_{i=1}^j \left(\frac{U_{u,i} - U_{a,i}}{U_{a,i}} - 1 \right) \cdot 100$$

gdzie $U_{u,i}$ oraz $U_{a,i}$ to odpowiednio nieodsezonowana i odsezonowana liczba bezrobotnych w danym miesiącu i -tego roku.

Uzyskane wyniki pozwoliły scharakteryzować wielkość sezonowości bezrobocia na poszczególnych rynkach, tendencje zmian oraz rozkład wahań sezonowych w roku. W tym opracowaniu metodę *MSV* wybrano ze względu na jej wszechstronność, ponieważ w pomiarze sezonowości wykorzystuje dane dla każdego miesiąca w danym roku (Sharpe i Smith, 2005, s. 1 i 2).

Szereg czasowy podlegający sezonowemu dostosowaniu powinien mieć charakter sezonowy. Stabilna sezonowość jest koniecznym warunkiem wstępnym dostosowania sezonowego. Dopasowywanie sezonowych serii czasowych jest prawidłowe w szeregach zawierających sezonowość. W opisywanym badaniu identyfikację sezonowości przeprowadzono za pomocą Stable Seasonality Test (zwanego również testem Friedmana) i testu Kruskala-Wallisa. Zgodnie z testem Friedmana weryfikacji podlega hipoteza zerowa, zakładająca, że w szeregu czasowym sezonowość nie występuje. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza, że badany szereg czasowy nie zawiera komponentu sezonowego. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza natomiast, że w szeregu czasowym występuje istotny statystycznie komponent sezonowy. W teście Kruskala-

-Wallisa hipoteza zerowa — podobnie jak w teście Friedmana — zakłada, że w szeregu czasowym sezonowość nie występuje.

Na szeregi czasowe, oprócz stabilnej sezonowości, wpływ mogą mieć także inne rodzaje ruchów sezonowych, np. sezonowość ruchoma. Definiuje się ją jako stopniowe zmiany amplitudy składnika sezonowego. Jest ona niepożądaną cechą serii, ponieważ może spowodować słabe prognozy i stosunkowo duże zmiany. Występowanie ruchomej sezonowości w tym badaniu sprawdzono za pomocą tzw. ewolucyjnego testu sezonowości (Evolutive Seasonality Test). Jest on oparty na dwuczynnikowej analizie wariancji komponentu SI (S — składnik sezonowy, I — składnik nieregularny), przedstawianego jako suma trzech składowych: efektu roku, efektu sezonowego oraz składnika resztowego. Hipoteza zerowa zakłada, że w badanym szeregu czasowym nie występują istotne różnice w kształtowaniu wzorca sezonowego w poszczególnych latach. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza zatem, że w badanym szeregu czasowym nie występują istotne różnice w kształtowaniu wzorca sezonowego w poszczególnych latach. Odrzucenie hipotezy zerowej świadczy natomiast o tym, że wzorzec sezonowy istotnie ulega w badanym okresie N -letnim znaczącym statystycznym zmianom. Wyniki testów wskazują na występowanie stabilności sezonowości w szeregach czasowych oraz sezonowości ruchomej.

Szczegółowe obliczenia zawarto w tabl. 1.

TABL. 1. WYNIKI TESTÓW STATYSTYCZNYCH

G m i n y M — nadmorskie P — peryferyjne		Friedmana	Kruskala-Wallisa	Sezonowości ruchomej
		F-value		
Polska				
Ustka	M	94,677*	125,8432**	10,440**
	P	17,160*	105,0716**	8,768**
Łeba	M	136,845*	133,8190**	10,557**
	P	75,475*	118,4677**	7,105**
Międzyzdroje	M	730,752*	139,2510**	4,672**
	P	63,700*	120,6120**	10,518**
Rewal	M	167,855*	133,9033**	16,043**
	P	68,258*	123,1737**	6,235**
Kołobrzeg	M	271,566*	137,1291**	5,534**
	P	139,917*	129,3355**	6,225**
Mielno	M	318,965*	137,1639**	9,719**
	P	89,834*	122,4167**	11,576**
Darłowo	M	154,335*	133,6511**	13,952**
	P	57,748*	112,7180**	10,873**
Hiszpania				
Grenada	M	485,759*	114,4688**	3,640**
	P	8,768*	54,9820**	2,806**
Malaga	M	445,964*	115,3084**	2,718**
	P	25,133*	84,8471**	2,924**
Murcja	M	23,366*	81,6658**	2,871**
	P	9,829*	69,5898**	4,434**
Walencja	M	269,985*	113,9714**	4,766**
	P	15,637*	72,8136**	5,626**
Castellon	M	34,920*	93,2691**	7,318**
	P	45,974*	100,7769**	1,241**
Barcelona	M	86,058*	105,2288**	0,439***
	P	15,741*	74,7258**	4,336**

TABL. 1. WYNIKI TESTÓW STATYSTYCZNYCH (dok.)

Gminy <i>M</i> — nadmorskie <i>P</i> — peryferyjne	Friedmana	Kruskala-Wallis	Sezonowości ruchomej	
	<i>F-value</i>			
Hiszpania (dok.)				
Girona	<i>M</i>	180,769*	112,4638**	16,371**
	<i>P</i>	10,300*	67,9878**	1,984***
Coruna	<i>M</i>	74,737*	95,1099**	1,077***
	<i>P</i>	121,561*	109,0643**	4,626**
San Sebastian	<i>M</i>	313,518*	113,4701**	0,558***
	<i>P</i>	21.653*	85.8969**	5.875***

U w a g a. Istotność statystyczna na poziomie: * — 0,001, ** — 0,01, *** — 0,05.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne wykonane za pomocą programu EViews.

WYNIKI I DYSKUSJA

Analizę rozkładu wahań sezonowych bezrobocia przeprowadzono w układzie porównań międzynarodowych oraz pomiędzy rynkami.

Obserwacje zachowań średniorocznych składników sezonowości bezrobocia w Polsce i Hiszpanii wskazują, że generalnie silniejszymi wahaniami sezonowymi bezrobocia cechują się rynki pracy w Polsce (tabl. 2 i wyk. 2). Prawdopodobnie tę stwierdzono zarówno na rynkach nadmorskich, jak i względem nich peryferyjnych.

TABL. 2. ŚREDNIOROCZNE ODCHYLENIA SEZONOWEGO BEZROBOCIA (MSV) W %

Gminy M — nadmorskie P — peryferyjne	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Polska										
Ustka	M	6,5	6,6	6,9	7,0	7,2	7,2	7,2	7,4	7,5
	P	5,2	5,3	5,3	5,3	5,1	4,9	4,6	4,3	4,1
Łeba	M	10,4	10,5	10,7	10,9	11,0	11,0	11,1	11,2	11,4
	P	3,4	3,6	3,9	4,4	4,7	4,8	4,7	4,6	5,0
Międzyzdroje	M	11,7	11,7	11,7	11,7	11,6	11,6	11,5	11,4	11,4
	P	4,0	3,9	3,7	3,6	3,8	4,1	4,5	4,9	5,2
Rewal	M	15,8	16,4	17,6	19,1	20,3	20,9	21,1	21,2	21,3
	P	5,0	5,2	5,5	5,7	6,0	6,0	5,8	5,5	5,3
Kołobrzeg	M	13,0	13,1	13,2	13,4	13,5	13,4	13,2	13,0	12,8
	P	7,7	7,7	7,7	7,8	7,9	8,1	8,2	8,2	8,1
Mielno	M	11,3	11,4	11,7	11,9	12,0	12,0	12,0	12,1	12,2
	P	5,6	5,8	6,1	6,4	6,7	6,9	6,9	6,8	6,7
Darłowo	M	11,9	11,9	11,9	11,8	11,5	11,1	10,7	10,4	10,2
	P	6,1	6,2	6,5	6,7	6,9	7,0	6,9	6,9	6,8
Hiszpania										
Grenada	M	7,8	7,7	7,6	7,4	7,3	7,3	7,2	7,1	7,0
	P	3,2	3,1	2,8	2,5	2,2	2,6	3,2	4,1	4,8
Malaga	M	6,5	6,3	6,1	5,9	5,7	5,7	5,8	5,9	6,0
	P	1,3	1,3	1,3	1,3	1,6	1,7	1,7	1,6	1,4
Murcja	M	1,7	1,8	2,0	2,2	2,7	3,1	3,5	3,5	3,5
	P	2,4	2,2	1,9	1,7	1,5	1,4	1,3	1,2	1,2
Walencja	M	7,3	7,1	6,8	6,4	6,1	6,0	6,0	6,1	6,3
	P	2,2	2,2	2,1	2,0	1,7	1,3	0,9	0,9	0,9
Castellon	M	3,3	3,3	3,3	3,1	2,7	2,3	2,0	1,8	1,7
	P	4,5	4,4	4,3	4,1	3,9	3,7	3,6	3,5	3,4

TABL. 2. ŚREDNIOROCZNE ODCHYLENIA SEZONOWEGO BEZROBOCIA (MSV) W % (dok.)

G m i n y M — nadmorskie P — peryferyjne		2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hiszpania (dok.)											
Barcelona	M	3,3	3,4	3,5	3,6	3,6	3,6	3,7	3,8	4,0	4,2
	P	1,7	1,7	1,8	1,9	1,8	1,7	1,5	1,3	1,3	1,2
Girona	M	18,5	17,7	16,3	14,5	13,2	12,5	12,4	12,8	13,3	13,7
	P	1,7	1,7	1,8	1,8	1,7	1,5	1,4	1,3	1,3	1,3
Coruna	M	4,5	4,6	4,6	4,7	4,8	4,8	4,8	4,8	4,8	4,9
	P	2,8	2,9	3,0	3,1	3,3	3,5	3,6	3,7	3,7	3,7
San Sebastian	M	4,6	4,6	4,7	4,8	4,8	4,8	4,7	4,7	4,7	4,7
	P	3,2	3,2	3,2	3,0	2,6	2,2	1,8	1,5	1,4	1,4

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

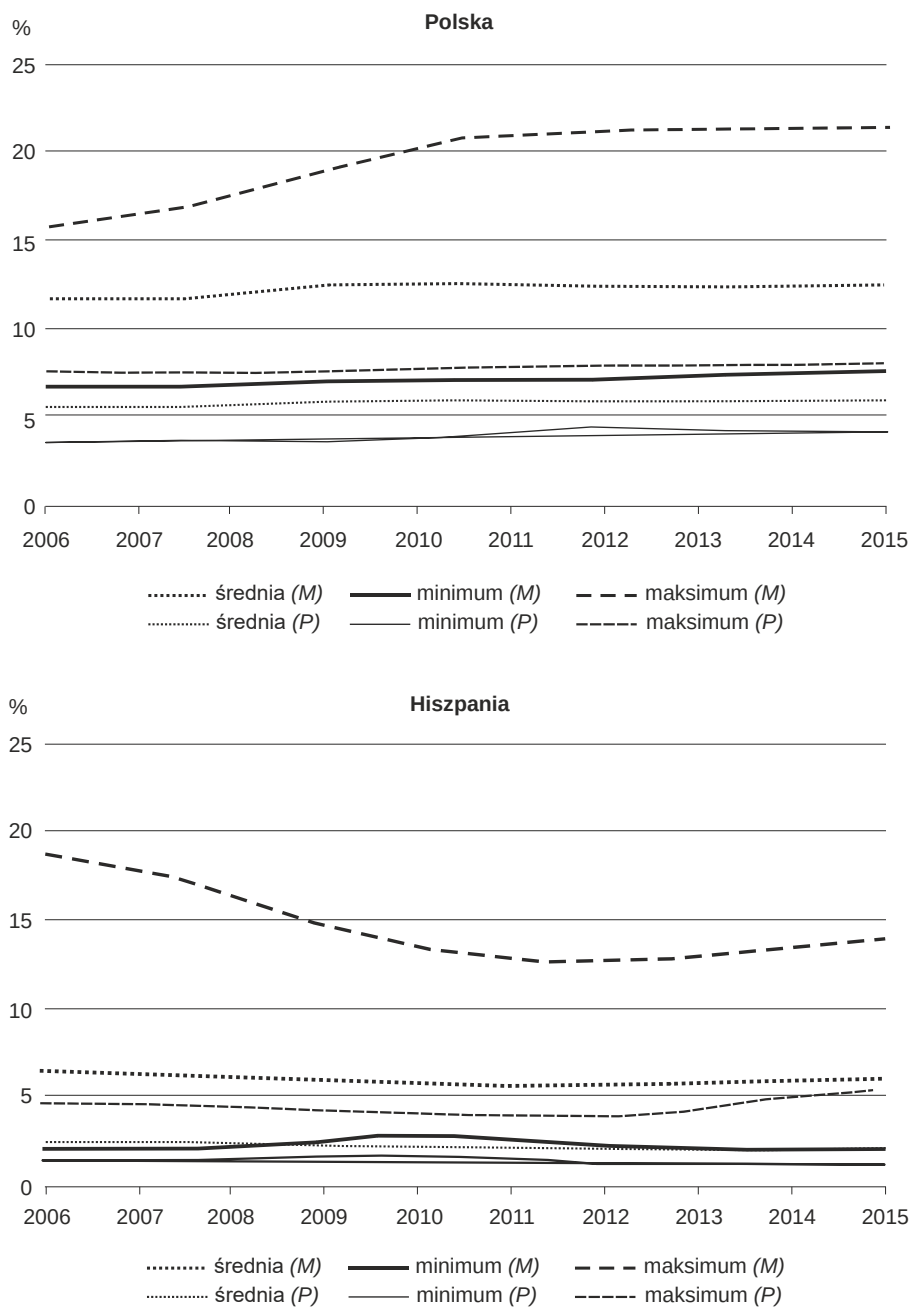
W obu krajach rynki pracy przy linii brzegowej morza cechują się znacznie wyższymi odchyleniami sezonowymi niż rynki względem nich peryferyjne.

W nadmorskich rynkach pracy w Polsce najwyższe średnioroczne wahania występowały w Rewalu, najniższe zaś w Ustce. Rozpiętość wahań w badanym okresie była stosunkowo wysoka i wykazywała tendencję rosnącą (w 2006 r. — 9,3 p.proc., w 2015 r. — 21,3 p.proc.). Na peryferyjnych rynkach pracy obserwowano natomiast niższy poziom odchylen i mniejszą rozpiętość wahań. W latach 2006—2011 najniższe wahania na tych rynkach występowały w Łebie, a w latach 2012—2015 — w Ustce, zaś najwyższe w całym okresie notowano w Kołobrzegu. Rozpiętość wahań na rynkach peryferyjnych względem morza była niższa niż na bezpośrednio nadmorskich i względnie stała — jej poziom nie przekroczył 4,3 p.proc.

Na nadmorskich rynkach pracy w Hiszpanii najniższe wahania występowały w rejonie Murcji i Castellon, najwyższe zaś na obszarze Girony. W ciągu badanego okresu rynki nadmorskie w Hiszpanii stały się bardziej jednorodne pod względem średniorocznych wahań sezonowych bezrobocia. W 2006 r. rozpiętość pomiędzy wartościami skrajnymi wynosiła prawie 17 p.proc., a 2015 r. — już tylko 12 p.proc. Peryferyjne rynki pracy w Hiszpanii charakteryzowały się niższymi wahaniem sezonowymi bezrobocia niż nadmorskie. Stosunkowo niewielkie wahania zaobserwowano na rynkach peryferyjnych w rejonach: Malagi, Walencji oraz Murcji, Barcelony i Girony. Relatywnie najwyższymi wahaniem cechowały się Castellon i Grenada. Na hiszpańskich peryferiach zaobserwowano wzrost rozpiętości wahań z 3,1 p.proc. w 2006 r. do 4,2 p.proc. w 2015 r. (wykr. 2).

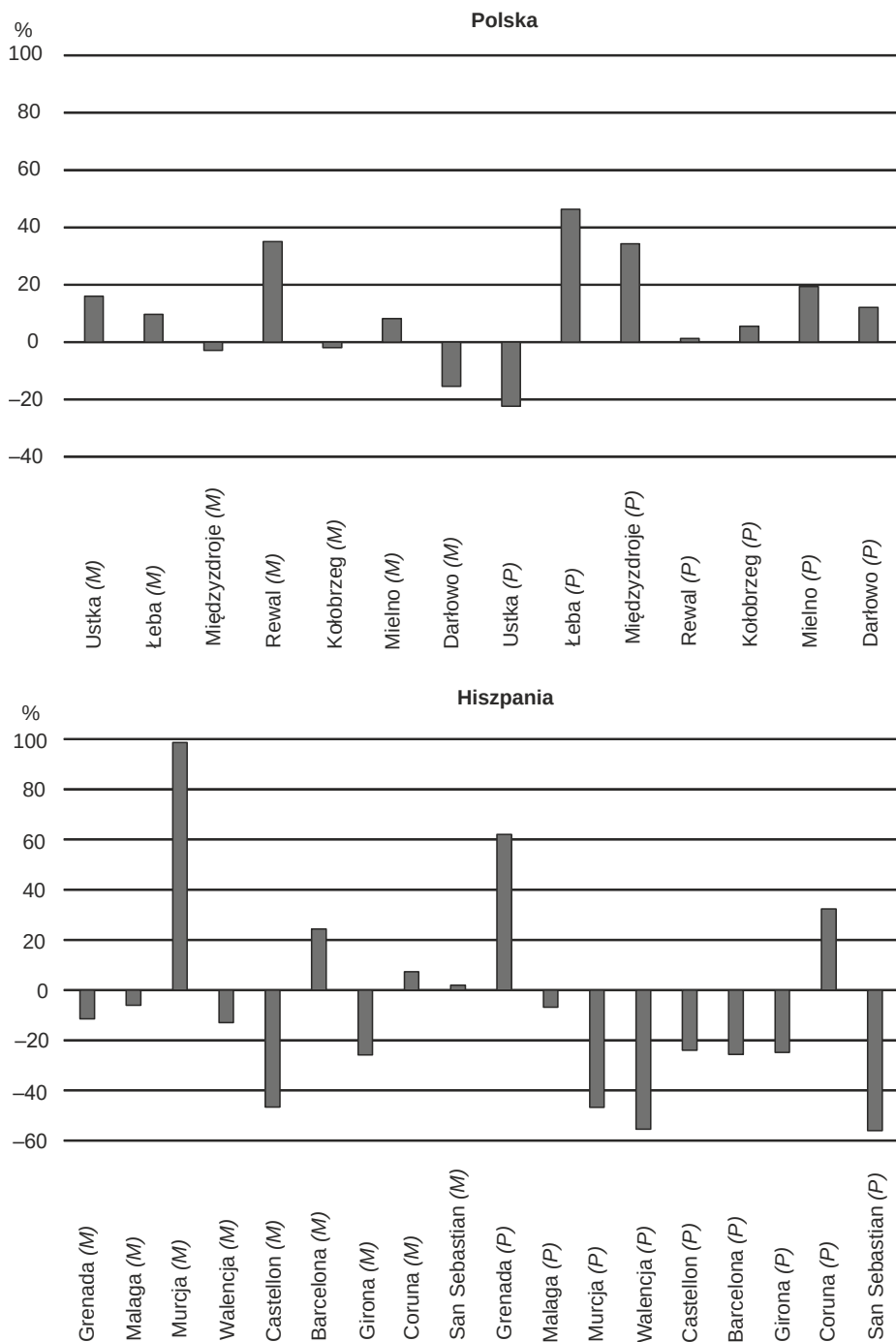
Kolejnym krokiem w analizie była ocena dynamiki średniorocznych odchylen sezonowych bezrobocia. Przyjmując do badania indeksy jednopodstawowe (2006 r. jako podstawa) stwierdzono, że średnioroczne wahania sezonowe bezrobocia w Polsce i Hiszpanii wykazywały odmienną dynamikę. W Polsce w badanym okresie nastąpił wzrost wahań zarówno w rejonie bezpośrednio nadmorskim, jak i peryferyjnym. Wyjątek stanowią rynki nadmorskie — Międzyzdroje i Darłowo, gdzie od stycznia 2006 do grudnia 2015 r. obserwowano stopniowy spadek wahań. W Hiszpanii (odmiennie niż w Polsce) zarówno na rynkach peryferyjnych, jak i nadmorskich w 2015 r. wahania sezonowe wykazywały ujemną dynamikę w stosunku do 2006 r. (dynamika spadku odpowiednio 86% i 90,2%). Wyjątek stanowiły nadmorskie rynki pracy — Barcelona i Murcia oraz peryferyjne rynki — Grenada i Coruna, wykazujące dodatnią dynamikę wahań (wykr. 3).

WYKR. 2. WARTOŚCI MINIMALNE I MAKSYMALNE MIESIĘCZNYCH ODCHYLEŃ BEZROBOCIA OD DŁUGOOKRESOWEGO TRENDU W POSZCZEGÓLNYCH LATACH



Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń własnych.

WYKR. 3. DYNAMIKA ŚREDNIOROCZNYCH WAHAŃ (2006=100)



Źródło: jak przy wyk. 2.

ANALIZA WAHAŃ MIESIĘCZNYCH

Wahania sezonowe bezrobocia można analizować w ujęciu miesięcznym, określając tym samym, jaki jest ich rozkład w ciągu roku.

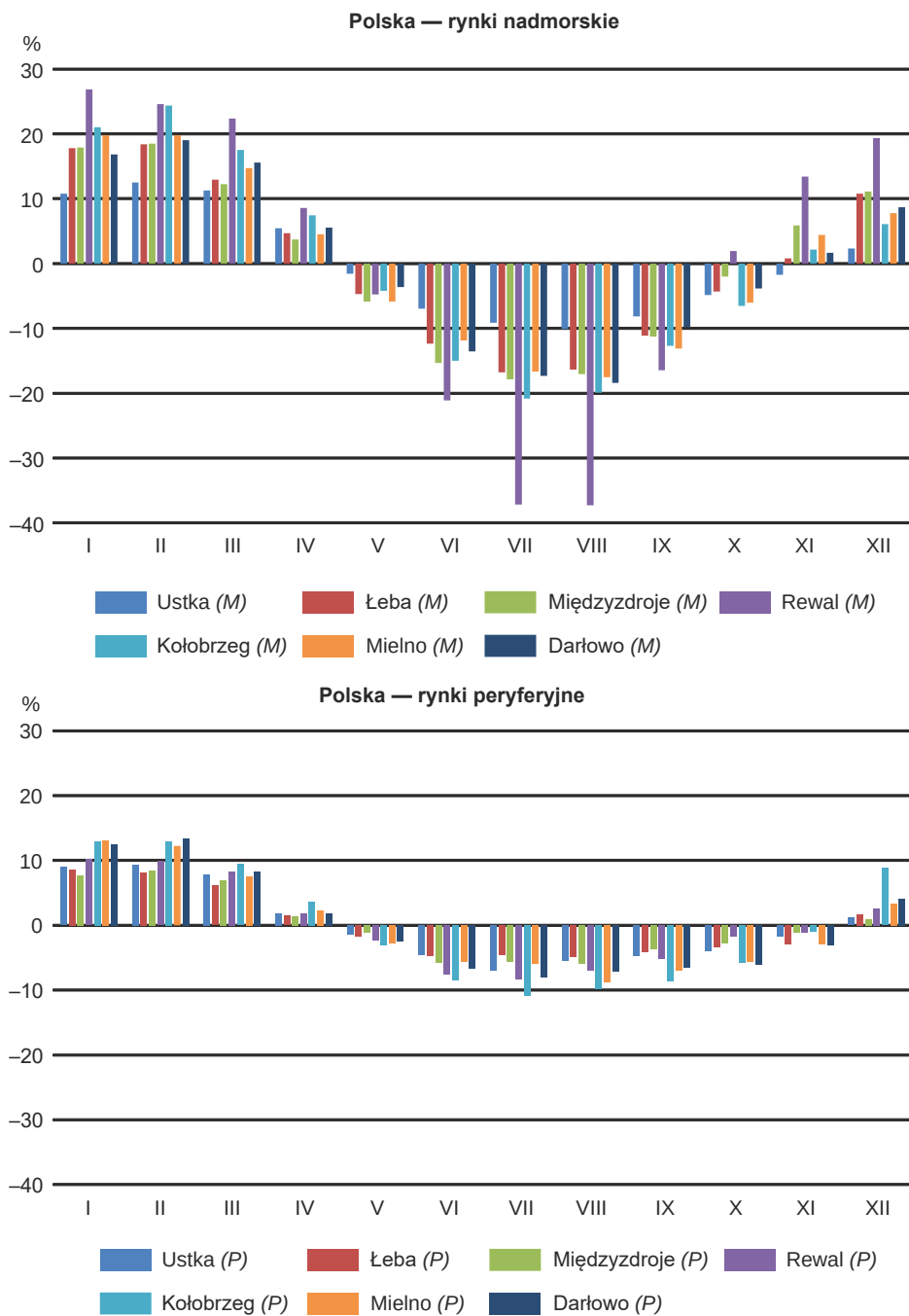
Rynki pracy w Polsce i Hiszpanii cechują się podobnym rozkładem wahań sezonowych bezrobocia w roku. Zasadniczo na wszystkich rynkach występuje jeden cykl roczny ze wzrostem wahań w okresie jesienno-zimowym i spadkiem w miesiącach wiosennych i letnich. Różnice dotyczą amplitudy wahań. Nietypowy rozkład wahań średniomiesięcznych zaobserwowano na niektórych rynkach peryferyjnych w Hiszpanii.

Nadmorskie i peryferyjne rynki pracy w Polsce były zróżnicowane pod względem wysokości miesięcznych odchyłeń sezonowych bezrobocia. Rynki zlokalizowane bezpośrednio przy linii brzegowej morza cechują się wyższymi wahaniami niż te w dalszej odległości od morza. Maksymalne odchylenia średniomiesięczne na rynkach nadmorskich wynosiły ok. +19% w okresie wzrostu sezonowego bezrobocia i -19,6% w okresie spadku. Wahania na rynkach peryferyjnych były znacznie niższe i nie przekroczyły +11% w okresie wzrostu i -7,5% w okresie spadku. Warto także podkreślić widoczną zgodność odchyłeń sezonowych bezrobocia na obu typach rynków. Na rynkach pracy w Polsce wahania sezonowe bezrobocia zwiększały się od listopada do kwietnia, natomiast w pozostałych miesiącach (od maja do października) obserwowano ich spadek. Wyjątek stanowił nadmorski rynek pracy Rewala, gdzie wzrost wahań obserwowano już w październiku. Ta zgodność rynków może wskazywać, że rynki peryferyjne mogą stanowić rezerwę zasobów pracy dla nadmorskich.

W Hiszpanii średniomiesięczne wahania sezonowe bezrobocia były relatywnie niższe niż na porównywalnych rynkach w Polsce. Podobnie, jak na polskich rynkach pracy poziom średniomiesięcznych wahań także był zróżnicowany. Nadmorskie rynki pracy charakteryzowały się wyższymi średniomiesięcznymi wahaniami sezonowymi niż peryferyjne. W okresie wzrostu maksymalne odchylenia na rynkach nadmorskich wynosiły średnio ok. +8%, a w okresie spadku ok. -10%. Na rynkach peryferyjnych — analogicznie +2,2% i -2,6% (wykr. 4 i 5).

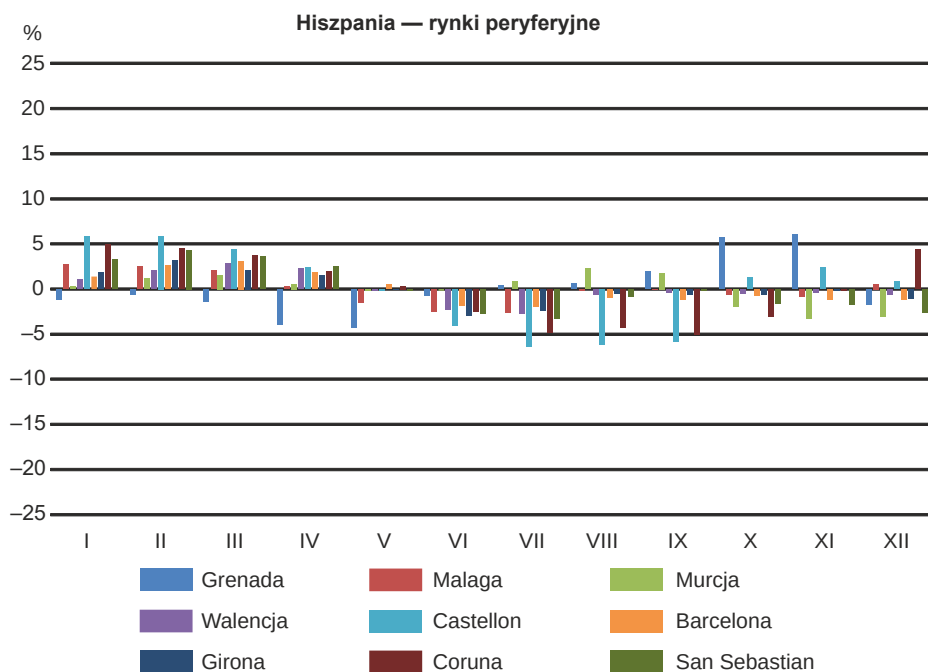
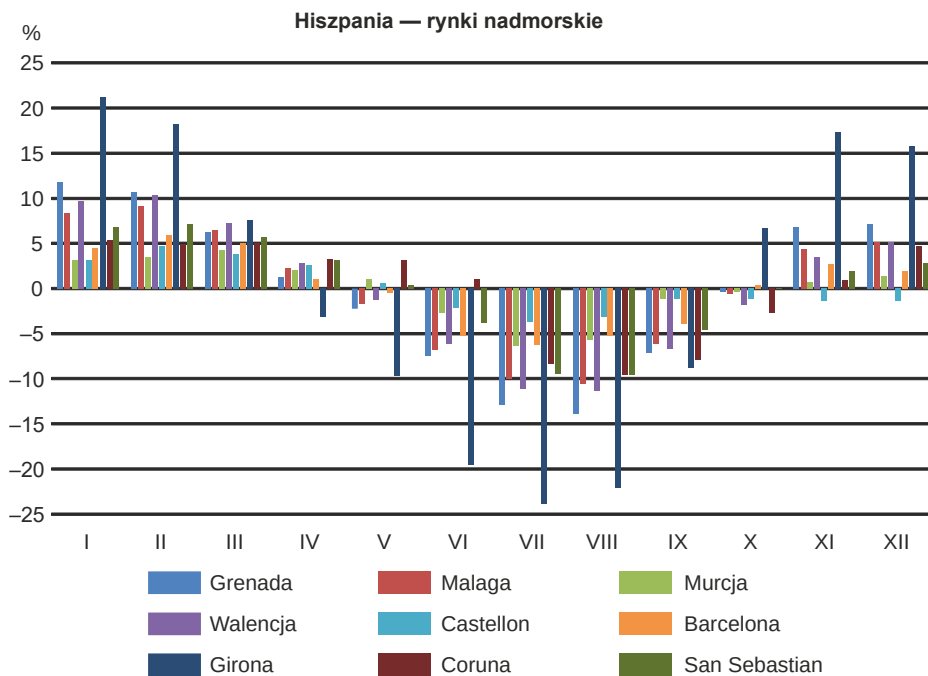
W Hiszpanii, inaczej niż w Polsce, wychwycenie zgodności rozkładu wahań w trakcie roku pomiędzy nadmorskimi i peryferyjnymi rynkami pracy było trudne. Niektóre nadmorskie rynki pracy reagowały z jedno-, a nawet dwumiesięcznym opóźnieniem (np. Murcja, Castellon, San Sebastian, Coruna). Całkowicie odmienny rozkład sezonowych wahań notowano na peryferyjnym względem morza rynku pracy w Grenadzie. Spadek obserwowano tam od grudnia do czerwca, a wzrost — od lipca do listopada (typowy cykl roczny rozpoczynał się wzrostem wahań w okresie październik—listopad i charakteryzował spadkiem wahań w okresie maj—czerwiec). Rozkład wahań sezonowych bezrobocia w tym regionie można powiązać z trwającymi w tym czasie zbiorami truskawek i zwiększonym popytem na pracę w rolnictwie. Nietypowym rozkładem wahań charakteryzował się również peryferyjny rynek pracy w Murcji, regionie z największymi uprawami cytrusów. Spadek wahań sezonowych bezrobocia w okresie wrzesień—grudzień odpowiada zbiorom tych owoców. Wyraźnie turystyczny charakter widoczny jest także na rynkach pracy Girony, zwłaszcza jej nadmorskiej części. Szczególnie wysokie wahania i ich rozkład w roku korespondują tam z natężeniem ruchu turystycznego (zatrudnienie sezonowe w hotelach i gastronomii) (wykr. 4).

**WYKR. 4. ODCHYLENIA ŚREDNIOMIESIĘCZNE — RYNKI PRACY NADMORSKIE
I PERYFERYJNE**



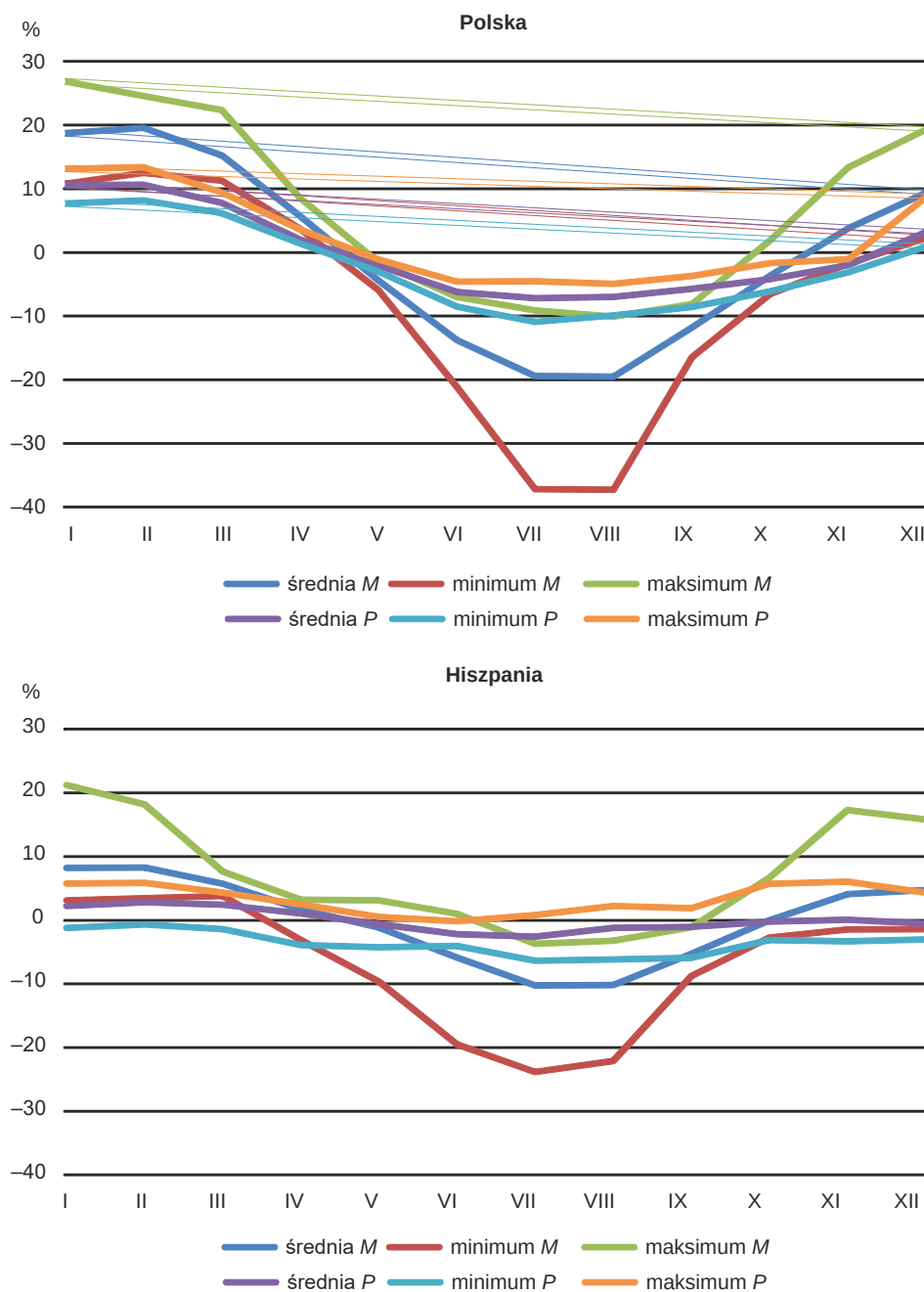
Źródło: jak przy wyk. 2.

**WYKR. 4. ODCHYLENIA ŚREDNIOMIESIĘCZNE — RYNKI PRACY NADMORSKIE
I PERYFERYJNE (dok.)**



Źródło: jak przy wyk. 2.

**WYKR. 5. WARTOŚCI ŚREDNIE MINIMALNE I MAKSYMALNE MIESIĘCZNYCH
ODCHYLEŃ SEZONOWEGO BEZROBOCIA OD DŁUGOOKRESOWEGO
TRENDU W POSZCZEGÓLNYCH MIESIĄCACH**



Źródło: jak przy wyk. 2.

Podsumowanie

Sezonowość jest istotnym problemem dla regionów o dużym udziale turystyki w gospodarce, w szczególności dla funkcjonowania lokalnych rynków pracy. Powoduje m.in., że w trakcie roku w regionach turystycznych występują okresy wzmożonego popytu na pracowników oraz okresy pozasezonowe, kiedy wzrasta bezrobocie. Wahania aktywności ekonomicznej ludności w regionach turystycznych wymagają stosowania odpowiednich narzędzi pomiarowych. Pomiar sezonowości na rynkach pracy jest konieczny, ponieważ pozwala odpowiednim służbom podejmować właściwe działania.

W artykule dokonano pomiaru wahań sezonowych bezrobocia i ich rozkładu w roku na turystycznych rynkach pracy w Polsce i Hiszpanii. Stwierdzono, że wahania sezonowe bezrobocia w regionach turystycznych są wyższe w Polsce niż w Hiszpanii.

Walory klimatyczne Hiszpanii determinują długość sezonu turystycznego (300 dni w roku) i możliwość zatrudniania w zasadzie przez cały rok, z różnym nasileniem w poszczególnych miesiącach i regionach. Dodatkowym czynnikiem sprzyjającym ograniczeniu sezonowości bezrobocia jest rolnictwo, charakteryzujące się — zwłaszcza w południowej części kraju — niemal całorocznymi zbiorami płodów rolnych. Warunki klimatyczne w Polsce sprawiają, że ruch turystyczny i rolnictwo mają w naszym kraju zdecydowanie sezonowy charakter, a możliwość zatrudniania pracowników w sezonie ogranicza się tylko do kilkunastu tygodni w roku. Na sezonowe wahania bezrobocia w obu krajach wpływ mają także inne czynniki instytucjonalne⁴.

Rynki pracy w obu krajach różnią się, jeśli chodzi o zmiany wahań sezonowych bezrobocia w porównywanych latach. W Hiszpanii, odwrotnie niż w Polsce, wahania sezonowe bezrobocia charakteryzowały się ujemną i silniejszą tendencją do zmian. W efekcie wahania sezonowe bezrobocia w Polsce w ostatnim roku analizy były wyższe niż na początku analizowanego okresu, a w Hiszpanii — niższe.

Analiza rozkładu wahań sezonowych bezrobocia w roku wskazuje na podobieństwo rynku pracy w Polsce i Hiszpanii. Generalnie w obu krajach spadek sezonowego bezrobocia przypada na miesiące wiosenno-letnie, a w miesiącach jesienno-zimowych wahania sezonowe bezrobocia rosną. Na podstawie porównań międzynarodowych stwierdzono również, że mniej regularnym rozkładem wahań sezonowych bezrobocia w roku cechował się rynek pracy w Hiszpanii, zwłaszcza peryferyjny. Nadmorski rynek pracy w obu krajach charakteryzował się większą rozpiętością wahań niż peryferyjny.

Pomiar wahań sezonowych na turystycznych rynkach pracy pozwala lepiej poznać ich specyfikę i efektywniej planować działania ograniczające wahania społecznej aktywności zawodowej.

dr Maria Klonowska-Matynia, dr Kamila Radlińska — *Politechnika Koszalińska*

⁴ Wszelkie regulacje prawne, które określają siłę bodźców skłaniających przedsiębiorców do tworzenia nowych miejsc pracy (m.in. klin podatkowy, stopień prawnej ochrony zatrudnienia, system negocjacji płacowych) oraz osób zdolnych do pracy (głównie dostępność, wysokość i czas pobierania zasiłków dla bezrobotnych lub innych świadczeń socjalnych).

LITERATURA

- Allcock, J. B. (1989). Seasonality. W: S. F. Witt, L. Moutinho (red.), *Tourism Marketing and Management Handbook* (s. 387—392). Londyn: Prentice Hall.
- Ball, R. M. (1989). Some aspects of tourism, seasonality and local labour markets. *Area*, 21(1), 35—45.
- Bar-On, R. R. V. (1975). Seasonality in Tourism: A Guide to Analysis of Seasonality. *Technical Paper*, 2. Londyn: Economist Intelligence Unit.
- Baum, T., Hagen, L. (1999). Responses to seasonality: the experiences of peripheral destinations. *The International Journal of Tourism Research*, 1(5), 299.
- Borzyszkowski, J. (2014). Zjawisko sezonowości w turystyce — istota problemu i działań krajowych podmiotów polityki turystycznej na rzecz jego ograniczania. *Rozprawy Naukowe AWF we Wrocławiu*, 45, 167—176.
- Butler, R., Mao, B. (1997). Seasonality in tourism: Problems and measurement. *Quality management in urban tourism*, 9—24.
- Cabrero, A. (2000). *Seasonal Adjustment in Economic Time Series: The Experience of the Banco de España*.
- Commons, J., Page, S. (2001). Managing Seasonality in Peripheral Tourism Regions: The Case of Northland, New Zealand. W: T. Baum, S. Lundtrop (red.), *Seasonality in Tourism* (s. 153—172). Nowy Jork, Pergamon, Amsterdam.
- Dagum, E. B. (1980). *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*. Ottawa: Statistics Canada, katalogi 12—564.
- Drakatos, C. (1987). Seasonal Concentration of Tourism in Greece. *Annals of Tourism Research*, 14(4), 582—586.
- Fernández-Morales, A. (2003). Decomposing seasonal concentration. *Annals of Tourism Research*, 30(4), 942—956.
- Fischer, B. (1995). *Decomposition of time series: comparing different methods in theory and practice*. Eurostat.
- Flognfeldt, T. (2001). Long-term positive adjustments to seasonality: consequences of summer tourism in the Jotunheimen area, Norway. W: T. Baum, S. Lundtorp, *Seasonality in tourism* (s. 109—117). Pergamon.
- Getz, D., Nilsson, P. (2004). Responses of Family Businesses to Extreme Seasonality in Demand: The Case of Bornholm, Denmark. *Tourism Management*, 25, 17—30.
- Goulding, P. J., Baum, T. G., Morrison, A. J. (2004). Seasonal Trading and Lifestyle Motivation: Experiences of Small Tourism Businesses in Scotland. *Journal of Quality Assurance in Hospitality & Tourism*, 5(2/3/4), 209—238.
- Grady, P., Kapsalis, C. (2002). *The approach to seasonal employment in the nordic countries: a comparison with Canada, Applied Research Branch Strategic Policy*. Quebec: Human Resources Development Canada.
- Grutkowska, S., Paśnicka, E. (2007). X-12 ARIMA i TRAMO/SEATS — empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby. *Materiał i Studia*, 220, Warszawa: NBP.
- Guillemette, R., L'Italien, F., Grey, A. (2000). *Seasonality of labour markets, Comparison of Canada, the U.S. and the provinces*. Quebec: Human Resources Development Canada, 1 i 2.
- GUS (2016). *Turystyka w 2015*. Warszawa.
- Hartmann, R. (1986). Tourism, Seasonality and Social Change. *Leisure Studies*, 5(1), 25—33.
- Jang, S. S. (2004). Mitigating Tourism Seasonality. *Annals of Tourism Research*, 31(4), 819—836.
- Klonowska-Matynia, M., Radlińska, K. (2016). Sezonowość bezrobocia na metropolitarnych, podmiejskich i peryferyjnych rynkach pracy w Polsce. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 292, 100—115.
- Koenig, N., Bischoff, E. E. (2004). Analyzing seasonality in Welsh room occupancy rates. *Annals of Tourism Research*, 31(2), 374—392.
- Lee, C., Bergin-Seers, S., Galloway, G., McMurray, A. (2008). *Seasonality in the tourism industry. Impacts and strategies*. Gold Coast: CRC for Sustainable Tourism Pty Ltd.
- Lundtorp, S., Rassing, C. R., Wanhill, S. (1999). The off-season is „no season”: the case of the Danish island of Bornholm. *Tourism Economics*, 5(1), 49—68.

- Murphy, P. E. (1985). *Tourism: A Community Approach*. Londyn: Methuen.
- Nadal, J. R., Font, A. R., Rossello, A. S. (2004). The economic determinants of seasonal patterns. *Annals of Tourism Research*, 31(3), 697—711.
- Pearce, D. G. (1989). *Tourist Development*. Nowy Jork: Longman.
- Phelps, A. (1988). Seasonality in Tourism and Recreation: The Study of Visitor Patterns, A Comment on Hartman. *Leisure Studies*, 7(1), 33—39.
- Rembeza, J., Klonowska-Matynia, M., Radlińska, K. (2015). Regionalne zróżnicowanie sezonowości bezrobocia w Polsce, Niemczech i Hiszpanii. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 94, 367—379.
- Rydzewski, L. G., Deming, W. G., Rones, P. L. (1993). Seasonal employment falls over past three decades. *Monthly Labor Review*, 116(7), 3—14.
- Sezer, H., Harrison, H. (1994). *Tourism in Greece and Turkey: an economic view for planners*. W: A. Seaton (red.), *Tourism: the State of the Art* (s. 74—84). Wiley.
- Sharpe, A., Smith, J. (2005). *Labour market seasonality in Canada: Trends and policy implications*. Centre for the Study of Living Standards.
- Tsitouras, A. K. (1998). *The Seasonality of Tourism in Greece and the competitive Countries*. Ateny: Research Institute for Tourism.

Summary. *The aim of the research is to compare and assess the diversity of seasonal unemployment fluctuations on the coastal labour markets in tourist regions of Poland and Spain. Detailed analyses concerned the level and distribution of monthly seasonal unemployment fluctuations on the coastal and peripheral labour markets. The Census X-12 ARIMA procedure was used to extract the seasonal component. Data on the monthly number of unemployed persons from January 2006 to December 2015 were used in the analysis. For Poland, data were obtained from labour offices in powiats and for Spain from the Ministry of Labour and Social Welfare (Ministerio de Empleo y Seguridad Social).*

International comparisons show that higher seasonal fluctuations in unemployment are characteristic of tourist areas in Poland (both coastal and peripheral). Throughout the year the similar distribution of seasonal unemployment fluctuations was observed on the labour markets in both countries.

Keywords: unemployment, touristic regions, labour market, seasonality, diversity.

Waldemar FLORCZAK
Wojciech GRABOWSKI

Analiza czynników determinujących reakcję na zaistnienie problemu prawnego przy użyciu wielomianowego modelu logitowego¹

Streszczenie. *Celem opracowania jest zidentyfikowanie i skwantyfikowanie wpływu czynników determinujących sposób działania wobec wystąpienia problemu prawnego. Na podstawie przeglądu literatury opracowano listę takich czynników, a następnie na podstawie danych pochodzących z ogólnopolskiego badania ankietowego przeprowadzonego w 2012 r. przez Instytut Spraw Publicznych (ISP) w Warszawie oszacowano parametry strukturalne wielomianowego modelu logitowego. Z badania wynika, że decyzja co do sposobu postępowania prawnego zależy przede wszystkim od rodzaju doświadczanego problemu, jego rangi, postaw wobec prawa oraz kilku innych cech socjoekonomicznych dotkniętych nim osób. Wyniki badania pokazują również, że ograniczenia popytu na usługi poradnictwa prawnego z tytułu niskich dochodów nie są znaczące, ważniejszą barierą jest natomiast przestrzenna dostępność usług poradniczych.*

Słowa kluczowe: problem prawny, porady prawne, wielomianowy model logitowy.

JEL: C25, K00, I30

Osoby doświadczające problemu prawnego stoją przed wyborem jednego z trzech sposobów reakcji nań. Może to być (Kritzer, 2008; Florczak, 2016):

- 1) zaniechanie wszelkich działań lub próba rozwiązania problemu jedynie w drodze nieformalnych starań własnych lub zasięgnięcie informacji/porady prywatnie, w sposób niezinstytucjonalizowany;
- 2) udanie się po informację/poradę prawną do odpowiedniej instytucji, gdzie taką usługę otrzymuje się nieodpłatnie;

¹ Opracowanie powstało w ramach realizacji grantu NCN nr 2012/07/B/HS4/02994.

3) uzyskanie komercyjnej informacji/porady prawnej w kancelarii adwokackiej lub radcowskiej².

Każda z tych reakcji wymaga innego wysiłku ze strony osoby go doświadczającej — od braku reakcji i tym samym „zerowego” wysiłku, poprzez udanie się do instytucji, w której poradę można uzyskać nieodpłatnie, co jednak wiąże się z poniesieniem kosztu alternatywnego³, aż po konieczność uiszczenia opłaty za poradę komercyjną. W praktyce mamy do czynienia ze wszystkimi wymienionymi postawami, co z jednej strony świadczy o zróżnicowanej percepcji korzyści wynikających z uzyskania pomocy (lub jej zaniechania), z drugiej zaś *implicite* o zróżnicowaniu owych korzyści. Gdyby bowiem faktyczne zróżnicowanie korzyści nie miało wówczas miejsca, to — przyjmując kluczowe założenie analiz mikroekonomicznych o racjonalności ludzkiego postępowania — nie obserwowano by również zróżnicowania reakcji ludzkich na wystąpienie problemu prawnego (Florczak i Grabowski, 2018).

Jeśli zatem postępowanie osób dotkniętych problemem prawnym jest racjonalne, pojawia się pytanie o czynniki determinujące ich zachowania. Socjologia prawa (Winczorek, 2015) identyfikuje różnorodne uwarunkowania wpływające na wybór określonego usługodawcy lub poniechanie działań. Najogólniej, wiążą się one ze specyfiką problemu i jego subiektywnej wagi dla doświadczającej go osoby (np. Pleasence, Balmer i Reimers, 2011), indywidualnymi cechami osobniczymi (m.in. wykształcenie, świadomość prawna i postawa wobec prawa — np. Kurczewski i Fuszara, 2004), uwarunkowaniami społeczno-ekonomicznymi i demograficznymi (np. Murayama, 2007) czy wreszcie barierami w dostępie do prawa oraz poziomem podaży usług prawnych (np. Barendrecht i de Langen, 2009; Wall, 1996).

Większość badań empirycznych dotyczących omawianego zagadnienia wykorzystuje nieskomplikowane metody statystyki opisowej (np. Murayama, 2007; Preisert, Schimanek, Waszak i Winiarska, 2013) lub proste narzędzia statystyki matematycznej, ograniczone do przestrzeni dwuwymiarowej (np. Gramatikov, 2008; Kritzer, 2009). Nie podejmując się odpowiedzi na pytanie o przyczyny takiego stanu rzeczy, skonstatować należy, że metodyka przedmiotowych badań nie jest w pełni adekwatna. Wskazywanie bowiem w rozważaniach logiczno-teoretycznych na bardzo liczne potencjalne czynniki wpływające na sposób postępowania w obliczu problemu prawnego i równoczesne stosowanie metod ignorujących współzależności występujące pomiędzy nimi (np. proste analizy korelacji) poważnie nadszarpuje wiarygodność rezultatów uzyskiwanych przy ich użyciu. Metody takie należałoby uznać za adekwatne raczej w kontekście badania pomocniczego, nie zaś głównego.

W artykule podjęto pierwszą — zgodną ze stanem wiedzy jej autorów — próbę zastosowania wielomianowego modelu logitowego do kwantyfikacji wpływu wszystkich czynników wskazywanych w literaturze przedmiotu jako potencjalnie istotnych na wybór sposobu postępowania wobec doświadczanego problemu prawnego. Fakt, że reakcja na zaistnienie problemu może przybrać jedną z trzech wymienionych na wstępie form, czyni tę metodę najbardziej adekwatną.

² Przypadek, w którym osoba mająca problem prawny korzysta zarówno z pomocy niekomercyjnej, jak i komercyjnej, jest w dalszej części rozważań przypisany do trzeciego sposobu reakcji na zaistnienie problemu.

³ Na przykład koszt przemieszczenia się lub czasu poświęconego na poszukiwanie stosownego rozwiązania.

Analizy empiryczne przeprowadzono przy użyciu reprezentatywnych danych mikroekonomicznych uzyskanych na podstawie ogólnopolskiego badania ankietowego beneficjentów i usługodawców przeprowadzonego w 2012 r. przez Instytut Spraw Publicznych (ISP) w Warszawie.

W przypadku badania beneficjentów *w ramach badań reprezentatywnych zrealizowano 1050 wywiadów bezpośrednich (PAPI) na próbie ogólnopolskiej [...] Próba badawcza musiała spełniać kryterium reprezentatywności dla populacji polskiej w wieku 18 i więcej lat, z kolei dobór musiał być losowy, aby wyniki można było ekstrapolować na całą populację [...] W badaniu zastosowano próbę losowo-warstwową, dzięki której uzyskano strukturę identyczną ze strukturą populacji ze względu na wiek, płeć, wielkość miejscowości zamieszkania i województwo, a sam dobór respondentów na terenie był realizowany zgodnie z formułą random route* (Burdziej i Dudkiewicz, 2013, s. 4; szeroko na ten temat — tamże).

WIELOMIANOWY MODEL LOGITOWY JAKO NARZĘDZIE ANALITYCZNE — ZARYS METODYCZNY

Badania ankietowe oparte na danych indywidualnych często składają się z pytań zamkniętych, w których respondent wybiera jeden z kilku wariantów odpowiedzi. Jeśli warianty są tylko dwa, wówczas zmienna związana z tym pytaniem traktowana jest jako dychotomiczna (dwumianowa). Możliwe są jednak przypadki, w których respondent wybiera jeden z kilku wykluczających się wariantów; wówczas mamy do czynienia ze zmiennymi polichotomicznymi (wielomianowymi). Wśród tych ostatnich wyróżnia się zmienne mające charakter uporządkowany i nieuporządkowany. W niniejszym artykule rozważany jest ten drugi przypadek.

W celu sformalizowania modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych założmy, że jednostka (konsument, gospodarstwo domowe, respondent w badaniu ankietowym) wybiera jedną spośród J możliwości. Dodatkowo przyjmuje się, że możliwości te wyczerpują zbiór potencjalnych możliwości wyboru oraz wzajemnie się wykluczają.

Niech U_{ij} będzie użytecznością, jaką ma i -ta jednostka z wyboru j -tej możliwości. Użyteczność z j -tego wyboru jest sumą części deterministycznej oraz części losowej:

$$U_{ij} = V_{ij} + \xi_{ij} \quad j = 1, \dots, J \quad (1)$$

gdzie część deterministyczna zależy od charakterystyki jednostki oraz parametrów będących przedmiotem estymacji:

$$V_{ij} = x_i \beta_j \quad (2)$$

gdzie x_i jest wektorem obserwacji dla i -tej jednostki natomiast β_j jest wektorem parametrów związanych z wyborem j -tej możliwości.

Dzięki obserwowaniu przez badacza wyboru wariantu uzyskuje się informację, która użyteczność jest najwyższa. Jeśli np. i -ta jednostka wybrała j -tą możliwość, to wówczas model implikuje:

$$\forall_{k \neq j} (U_{ij} \geq U_{ik}) \quad (3)$$

Dlatego też prawdopodobieństwo wyboru j -tej kategorii przez i -tą jednostkę można zapisać następująco:

$$\begin{aligned} P(y_i = j | \mathbf{x}_i) &= p_{ij} = P(\forall_{k \neq j} U_{ij} \geq U_{ik}) = \\ &= P(\forall_{k \neq j} (\xi_{ik} - \xi_{ij} \leq \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_k)) = \\ &= P\left(\bigcap_{k \neq j} (\xi_{ik} - \xi_{ij}) \leq (\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_k)\right) \end{aligned} \quad (4)$$

Aby obliczyć prawdopodobieństwo (4), należy przyjąć założenia dotyczące rozkładu składnika losowego, przy czym dla każdej jednostki wektor losowy $\xi_i = [\xi_{i1}, \xi_{i2}, \dots, \xi_{iJ}]$ ma rozkład o funkcji gęstości łącznego rozkładu f_{ξ_i} . Jeśli łączny rozkład jest rozkładem Gumbela, to wówczas prawdopodobieństwo (4) można zapisać następująco (m.in. Maddala, 1983; Gruszczyński, 2010):

$$P(y_i = j | \mathbf{x}_i) = p_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j)}{\sum_{r=1}^J \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_r)} \quad j = 1, \dots, J \quad (5)$$

Ze względu na fakt, że nie wszystkie parametry są identyfikowalne, konieczna jest ich normalizacja. Najczęściej przyjmuje się założenie, że jeden z wektorów $\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \dots, \boldsymbol{\beta}_J$ jest wektorem zerowym. Wówczas kategoria odpowiadająca wektorowi zerowemu nazywana jest bazową lub referencyjną. W interpretacji oszacowań parametrów kategorię tę wykorzystuje się jako punkt odniesienia dla pozostałych. Jeśli dokonuje się normalizacji $\boldsymbol{\beta}_1 = 0$, wówczas prawdopodobieństwo kolejnych wyborów przyjmuje postać:

$$p_{i1} = \frac{1}{1 + \sum_{r=2}^J \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_r)} \quad (6a)$$

$$p_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_j)}{1 + \sum_{r=2}^J \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_r)} \quad j = 2, \dots, J \quad (6b)$$

Oszacowania parametrów wielomianowego modelu logitowego nie są interpretowalne bezpośrednio, niemniej jednak odpowiednia transformacja oszacowań umożliwia ich właściwą interpretację. Jeśli oszacowanie parametru przy k -tej zmiennej w równaniu j -tego wyboru wynosi $\hat{\beta}_{jk}$, to tę wielkość należy interpretować następująco — jednostkowa zmiana wartości zmiennej x_k powoduje, przy innych czynnikach niezmiennych, wzrost ilorazu szans:

$$\frac{P(y = j | \mathbf{x})}{P(y = 1 | \mathbf{x})} = (\exp(\hat{\beta}_{jk}) - 1) \cdot 100\%$$

W celu oceny jakości dopasowania modelu do danych najczęściej wykorzystywany jest pseudo- R^2 McFaddena (McFadden, 1974):

$$R^2 - McFadden = 1 - \frac{\ln L_{FULL}}{\ln L_0} \quad (7)$$

lub R^2 Nagelkerke'a (Nagelkerke, 1991):

$$R^2 - \text{Nagelkerke} = \frac{1 - \exp((-2/N)(\ln L_{FULL} - \ln L_0))}{1 - \exp((2/N)\ln L_0)} \quad (8)$$

gdzie $\ln L_{FULL}$ oraz $\ln L_0$ oznaczają wartość logarytmu funkcji wiarygodności odpowiednio dla modelu zawierającego wszystkie zmienne objaśniające oraz modelu zawierającego tylko wyraz wolny.

SPECYFIKACJA RÓWNANIA SPOSOBU REAKCJI WOBEC WYSTĄPIENIA PROBLEMU PRAWNEGO

Przegląd literatury teoretycznej i empirycznej (np. Murayama, 2007; Kritzer, 2008; Pleasence i in., 2011; Winczorek, 2015) pozwala wyróżnić następujące grupy czynników determinujących wybór postępowania w obliczu wystąpienia problemu prawnego:

- przedmiot problemu prawnego i jego waga;
- indywidualne cechy społeczno-ekonomiczne i demograficzne osób dotkniętych problemem;
- indywidualne postawy wobec przestrzegania i stosowania prawa;
- aktywność społeczna respondentów;
- środowisko społeczno-ekonomiczne respondenta i bariery dostępu do poradnictwa prawnego.

Pytania zawarte w ogólnopolskiej ankiecie ISP objęły wszystkie te uwarunkowania. Umożliwiło to skonstruowanie adekwatnego wielomianowego modelu logitowego w celu kwantyfikacji wpływu determinant reakcji na zaistnienie problemu prawnego. Badania empiryczne wykorzystujące rezultaty ankiety (Preisert i in., 2013) ograniczyły się bowiem, podobnie jak niemal wszystkie dotychczasowe badania w tym zakresie, do analizy jednowymiarowej. Jednocześnie pytania ankietowe wyznaczyły granice możliwości analitycznych omawianego badania.

W zestawieniu przedstawiono potencjalnie istotne czynniki oddziałujące na decyzję wyboru postępowania przez osoby dotknięte problemem prawnym, które uwzględniono w ankiecie ISP; zakwalifikowano je do jednej z wymienionych grup tematycznych. Na podstawie przesłanek logicznych i ustaleń teoretycznych każdej zmiennej objaśniającej przypisano oczekiwany znak parametru, co stanowi jeden z fundamentów modelowania przyczynowo-skutkowego. Dla większości zmiennych w zestawieniu znaki te ustalono z góry, ale w przypadku niektórych jednoznaczne ustalenie oczekiwanego kierunku zależności pomiędzy daną zmienną objaśniającą a zmienną objaśnianą nie było możliwe, co oznaczono symbolem (?). Należy przy tym zaznaczyć, że zarówno znaki parametrów, jak i ich interpretacja są warunkowe względem sposobu kodowania zmiennej objaśniającej oraz kategorii referencyjnej w wielomianowym modelu logitowym⁴.

⁴ Zmienną referencyjną w modelu jest bierna postawa wobec wystąpienia problemu.

ZESTAWIENIE CZYNNIKÓW POTENCJALNIE WPŁYWAJĄCYCH NA WYBÓR POSTĘPOWANIA W OBLICZU ZAISTNIENIA PROBLEMU PRAWNEGO

Symbol i nazwa zmiennej	Jednostka miary	Uzasadnienie teoretyczne i aplikacje	Oczekiwany znak parametru	Kodowanie i kategoria referencyjna
Przedmiot prawa i waga problemu				
LBUL — prawo budowlane LCIV — prawo cywilne LROA — prawo drogowe LPEN — prawo karne LCON — prawo konsumenckie LDAM — odszkodowania LFIN — problemy finansowe LFAM — prawo rodzinne LJOB — prawo pracy/rozwiązanie umowy o pracę LPRO — prawo rzeczowe LLEG — prawo spadkowe LWAG — prawo pracy/wynagrodzenia LVAL — subiektywna waga problemu	0-1	przynależność problemu do określonego przedmiotu prawa jest jedną z kluczowych determinant sposobu reakcji (Murayama, 2007; Kritzer, 2009; Pleasence i in., 2011; Winczorek, 2015) im większe znaczenie problemu dla osoby go doświadczającej, tym wyższa skłonność do poszukiwania profesjonalnej pomocy prawnej (Kritzer, 2008; Pleasence i in., 2011; Winczorek, 2015)	(?) na gruncie rozważań teoretycznych trudno przesądzić, które problemy są mniej ważne, a które ważniejsze dla osób je doświadczających — a to determinuje oczekiwany znak parametru (+)	postrzeganie znaczenia przedmiotu problemu prawnego jest silnie idiosynkratyczne z punktu widzenia określonego społeczeństwa. Dlatego w kontekście ustalania <i>a priori</i> znaków parametrów trudno wzorować się na rezultatach badań przeprowadzonych w innych krajach. Kategoria referencyjna „inny problem” problem doniosły — LVAL=1 inny problem — LVAL=0
Cechy społeczno-demograficzne				
FEM — płeć	0-1	kobiety przyjmują bardziej aktywną postawę wobec zaistnienia problemów prawnych (Murayama, 2007; Hunter i De Simone, 2009; Preisert i in., 2013). W świetle ustaleń empirycznych kobiety przyjmują bardziej aktywną postawę wobec zaistniałych problemów prawnych (Murayama, 2007; Hunter i De Simone, 2009; Preisert i in., 2013)	(+)	kategoria referencyjna „mężczyzna”

**ZESTAWIENIE CZYNNIKÓW POTENCJALNIE WPLYWAJĄCYCH NA WYBÓR POSTĘPOWANIA W OBLICZU
ZAISTNIENIA PROBLEMU PRAWNEGO (cd.)**

Symbol i nazwa zmiennej	Jednostka miary	Uzasadnienie teoretyczne i aplikacje	Oczekiwany znak parametru	Kodowanie i kategoria referencyjna
Cechy społeczno-demograficzne (dok.)				
AGE — wiek	lata	postawa wobec przestrzegania i stosowania prawa zmienia się wraz z wiekiem za sprawą większego doświadczenia życiowego i jednocześnie niższej wydolności fizycznej (Legal Service Corporation, 1994; Murayama, 2007; Preisert i in., 2013; Winczorek, 2015)	(+)	wiek badanych respondentów od 20 do 92 lat
EDU1 — wykształcenie ponadpodstawowe EDU2 — wykształcenie ponadśrednie	0-1	<i>ceteris paribus</i> lepsze wykształcenie powinno skutkować obszerniejszą wiedzą ogólną i tym samym bardziej aktywną postawą wobec problemu prawnego (Legal Service Corporation, 1994; Murayama, 2007; Preisert i in., 2013)	(+)	kategoria referencyjna „wykształcenie podstawowe i niższe”
SCZO — stan cywilny żonaty/mężatka SCRO — stan cywilny rozwodnik/ /rozwódka SCWD — stan cywilny wdowiec/wdowa	0-1	stan cywilny w dużym stopniu wpływa na inne cechy osobnicze, które mogą oddziaływać na percepcję rzeczywistości i warunkują przyjmowanie określonych postaw i zachowań w sytuacji wystąpienia problemu (Legal Service Corporation, 1994; Murayama, 2007; Preisert i in., 2013)	(?)	kategoria referencyjna „kawaler/panna”
NFAM — liczba osób w gospodarstwie domowym	liczba naturalna	wraz ze wzrostem liczby osób w gospodarstwie domowym oczekiwać można <i>ceteris paribus</i> zmian postaw i zachowań wobec pojawiających się problemów (Preisert i in., 2013)	(?)	liczba osób w gospodarstwie domowym od 1 do 10

**ZESTAWIENIE CZYNNIKÓW POTENCJALNIE WPŁYWAJĄCYCH NA WYBÓR POSTĘPOWANIA W OBLICZU
ZAISTNIENIA PROBLEMU PRAWNEGO (cd.)**

Symbol i nazwa zmiennej	Jednostka miary	Uzasadnienie teoretyczne i aplikacje	Oczekiwany znak parametru	Kodowanie i kategoria referencyjna
Cechy ekonomiczno-społeczne				
<i>DOCH</i> — dochód na osobę w gospodarstwie	zł	wyższy dochód zmniejsza bariery dostępu do usług prawnych, zwłaszcza komercyjnych (Legal Service Corporation, 1994; Murayama, 2007; Preisert i in., 2013)	(+)	—
<i>RESD</i> — miejsce zamieszkania	0-1	mieszkańcy miast mają łatwiejszy dostęp zarówno do niekomercyjnych, jak i komercyjnych usług prawnych. Zatem miejsce zamieszkania może stanowić barierę dostępu do pomocy prawnej (Murayama, 2007; Preisert i in., 2013)	(+)	wieś i miasto poniżej 20 tys. mieszkańców — 0 miasto 20 tys. mieszkańców i więcej — 1
<i>SLAB</i> — sytuacja zawodowa	0-1	brak pracy prowadzić może do negatywnych konsekwencji psychologicznych, ekonomicznych i społecznych, co zmniejsza podmiotowość osób nieaktywnych zawodowo (Murayama, 2007; Preisert i in., 2013)	(-)	stała praca — 0 praca dorywcza lub brak zatrudnienia — 1
Świadomość prawna i postawa wobec przestrzegania i stosowania prawa				
<i>PAWR</i> — świadomość prawna	liczba całkowita z przedziału 0—15	wraz ze wzrostem świadomości prawnej oczekiwać należy adekwatnej oceny zaistniałej sytuacji i pełniejszego uświadomienia niekorzystnych następstw pozostawienia nierozwiązanego problemu (Pleasence i in., 2003; Pleasence i in., 2011; Winczorek, 2015)	(+)	zerowa znajomość prawa — <i>PAWR</i> =0 doskonała znajomość prawa — <i>PAWR</i> =15

**ZESTAWIENIE CZYNNIKÓW POTENCJALNIE WPLYWAJĄCYCH NA WYBÓR POSTĘPOWANIA W OBLICZU
ZAISTNIENIA PROBLEMU PRAWNEGO (dok.)**

Symbol i nazwa zmiennej	Jednostka miary	Uzasadnienie teoretyczne i aplikacje	Oczekiwany znak parametru	Kodowanie i kategoria referencyjna
Świadomość prawna i postawa wobec przestrzegania i stosowania prawa (dok.)				
<i>PCPL</i> — postawa wobec przestrzegania prawa	0-1	postawa wobec przestrzegania prawa rzutuje na sposób rozwiązywania problemów prawnych (Kritzer i in., 1991; Kurczewski i Fuszara, 2004)	(+)	—
<i>PUSE</i> — postawa wobec stosowania prawa	liczba całkowita z przedziału 0—3	postawa wobec stosowania prawa jest ważką i trwałą cechą osobniczą rzutującą na sposób rozwiązywania problemów prawnych (Kritzer i in., 1991; Kurczewski i Fuszara, 2004)	(+)	postawa ugodowa — <i>PUSE</i> =0 postawa skargliwa — <i>PUSE</i> =3
<i>PTRU</i> — zaufanie do palestry	liczba całkowita z przedziału 0—2	uprzedzenia czy stereotypy wobec palestry mogą efektywnie zmniejszać gotowość korzystania z komercyjnej pomocy prawnej (Pleasence i in., 2003; Kritzer, 2008)	(+)	brak zaufania — <i>PTRU</i> =0 pełne zaufanie — <i>PTRU</i> =2
<i>PAVA</i> — przestrzeganie dostępności usług prawnych	0-1	bez względu na obiektywną podaż usług prawnych, to właśnie subiektywne postępowanie ich dostępności efektywnie wpływa na podejmowanie aktywnych działań (Pleasence i in., 2003)	(+)	usługi trudno dostępne — <i>PAVA</i> =0 usługi łatwo dostępne — <i>PAVA</i> =1
Aktywność społeczna				
<i>APAR</i> — przynależność do organizacji społecznych	0-1	aktywność społeczna świadczy o operatywności, inicjatywności, upodmiotowieniu i uspołecznieniu osób aktywnych, co powinno skutkować innymi sposobami reakcji na zaistnienie problemu prawnego niż osób mniej społecznie aktywnych (Murayama, 2007; Preisert i in., 2013)	(?)	nienależący do żadnej organizacji — <i>APAR</i> =0 członek przynajmniej jednej organizacji — <i>APAR</i> =1
<i>AACT</i> — działalność społeczna	0-1			nie — <i>AACT</i> =0 tak — <i>AACT</i> =1

Źródło: opracowanie własne na podstawie literatury i ankiety ISP.

Wśród licznych uwarunkowań wpływających na indywidualną postawę wobec problemu prawnego kluczowy jest przedmiot prawa, którego sprawa dotyczy, oraz subiektywnie postrzegana jej ranga (Pleasence i in., 2011). Zgodnie z dotychczasowymi analizami (np. Murayama, 2007; Gramatikov, 2008; Preisert i in., 2013) rodzaj problemu prawnego silniej determinuje sposób działania niż np. czynniki ekonomiczne (dochód respondenta). Dlatego każdy problem, którego doświadczyli respondenci i który został przez nich zrelacjonowany, przyporządkowano do określonego przedmiotu prawa⁵. W ankiecie ISP nie pojawiło się natomiast *explicite* pytanie o subiektywne postrzeganie znaczenia doświadczonego problemu dla respondenta, dlatego w omawianym badaniu zdecydowano się aproksymować wagę problemu zmienną 0-1 jako afirmatywną odpowiedź na pytanie: *Czy w związku z tą sytuacją/problemem mógł/a P. coś zyskać lub stracić (pieniądze lub przedmioty)?*⁶.

Wystąpienie problemu prawnego oraz sposób reakcji nań to jeden z niezliczonych przejawów funkcjonowania jednostki w społeczeństwie, który w dużym stopniu może zależeć od cech osobniczych respondenta i jego otoczenia społecznego. Dlatego we wszystkich cytowanych badaniach empirycznych można się zetknąć ze zmiennymi objaśniającymi uwzględniającymi te uwarunkowania. Zestawienie przedstawia adekwatne zmienne, obejmujące czynniki społeczno-ekonomiczno-demograficzne oraz środowiskowe (miejsce zamieszkania). Większość przedstawiono w postaci zmiennych 0-1, co — po podaniu informacji o kategorii referencyjnej (opcja, dla której dana zmienna przyjmuje wartość 0) — umożliwia czytelnikowi zrozumienie konstrukcji tych zmiennych oraz oczekiwanego kierunku zależności łączących je ze zmienną objaśnianą (tam, gdzie takie ustalenia były *a priori* możliwe). Każdą zmienną opatrzono krótkim uzasadnieniem jej obecności w modelu⁷.

Pewne zmienne objaśniające mają charakter polichotomiczny (podmiot prawa, stan cywilny, wykształcenie), dla których powyższe uwagi pozostają w mocy po ustaleniu kategorii referencyjnej. Kilka zmiennych objaśniających przyjmuje wartości z pewnych przedziałów całkowitoliczbowych (liczba osób w gospodarstwie domowym, świadomość prawna, postawa wobec stosowania prawa, zaufanie do palestry), zaś jedna zmienna objaśniająca — dochód na osobę w gospodarstwie — jest wyrażona w jednostkach pieniężnych.

Odrębnego komentarza wymaga grupa czynników aproksymujących świadomość prawną i postawę wobec prawa. Do konstrukcji zmiennej mierzącej stopień świadomości (wiedzy) prawnej danego respondenta (PAWR) wykorzystano sumę poprawnych odpowiedzi na wieloczołonowe pytanie dotyczące zakresu znajomości prawa przez respondenta. Wartość tej zmiennej waha się w przedziale od 0 do 15. Zestaw pytań, na które respondenci udzielali odpowiedzi zga-

⁵ Autorzy składają podziękowania dr. Janowi Winczorkowi za wykonanie tego przyporządkowania.

⁶ *Implicite* adekwatność takiej aproksymacji wydaje się potwierdzać fakt, że żaden z respondentów, którzy przyjęli pasywną postawę wobec zaistnienia problemu prawnego, nie udzielił afirmatywnej odpowiedzi na to pytanie.

⁷ Można przy tym założyć, że ze względu na renomę instytucji odpowiedzialnej za opracowanie i przeprowadzenie badań ankietowych (ISP) wszystkie pytania służą określonej celowi analitycznemu, zwłaszcza że w dużym stopniu treści kwestionariusza czerpią z wcześniejszych wzorców (np. Murayama, 2007; Gramatikov, 2008).

dzam się lub nie zgadzam się, był następujący (na końcu pytania podano poprawną odpowiedź: P — prawda, F — fałsz)⁸:

- *Każdy ma prawo kopiować i robić odpisy z akt w postępowaniu wszczętym przez urząd przeciwko niemu* (P);
- *Każdy ma prawo przeczytać protokoły, uchwały z posiedzeń rady swojej gminy* (P);
- *Każdy ma prawo zwołać zgromadzenie publiczne bez pisemnego zezwolenia urzędu gminy* (F);
- *W postępowaniach przed sądem każdy ma prawo do uzyskania pomocy adwokata z urzędu, opłacanego z pieniędzy publicznych* (F);
- *Każdy może wejść na posiedzenia rady swojej gminy* (P);
- *Każdy ubezpieczony w NFZ może zmienić swojego lekarza rodzinnego* (P);
- *Bez względu na wiek dziecka lekarz ma prawo poinformować rodziców o stanie zdrowia ich dziecka, nawet jeśli dziecko sobie tego nie życzy* (F);
- *Osoba bezdomna ma prawo do bezpłatnych świadczeń zdrowotnych* (F);
- *Przewóz karetką do Zakładu Opieki Zdrowotnej i z powrotem osoby starszej lub niepełnosprawnej jest bezpłatny* (F);
- *Uczniowie liceum mają prawo wypowiadać się na temat programu swoich lekcji* (P);
- *Urząd Gminy musi konsultować z mieszkańcami lokalizację spalarni śmieci* (P);
- *Urząd Gminy może zamknąć szkołę podstawową, nawet jeśli nie zgadzają się na to rodzice dzieci, które do niej uczęszczają* (P);
- *Sąd Najwyższy może w Polsce wydawać ustawy* (F);
- *Prawo zabrania świadkowi składania niezgodnych z prawdą zeznań* (P);
- *Najważniejszym źródłem prawa w Polsce są rozporządzenia* (F).

Należy oczekiwać, że wraz ze wzrostem znajomości prawa osoba doświadczająca problemu jest w stanie rzetelniej ocenić skalę grożących jej konsekwencji w przypadku przyjęcia biernej postawy, co *ceteris paribus* powinno skutkować większym prawdopodobieństwem szukania pomocy prawnej niż w przypadku osoby mniej zaznajomionej z problematyką prawa.

Postawy wobec przestrzegania i stosowania prawa są kolejnymi subiektywnymi zmiennymi, które w świetle literatury przedmiotu (np. Kritzer, Bogart i Vidmar, 1991; Kurczewski, Fuszara, 2004) mogą silnie determinować sposób postępowania wobec zaistnienia problemu prawnego. W omawianym badaniu respondent wyraża swoje poglądy na temat przestrzegania prawa poprzez wybór jednej z czterech odpowiedzi na pytanie: *Na temat praktycznego przestrzegania prawa w życiu są różne poglądy. Prosimy wybrać z przytoczonych zdań to, które bardziej P. odpowiada:*

1. *Powinno się zawsze przestrzegać prawa, nawet jeśli jest ono niesłuszne;*
2. *Jeśli napotyka się przepisy prawa naszym zdaniem niesłuszne, należy się do nich stosować tylko na pozór, a praktycznie starać się je omijać;*
3. *Do przepisów, które uważamy za niesłuszne, nie należy się w ogóle stosować;*
4. *Nie wiem/trudno powiedzieć,*

przy czym adekwatna zmienna przyjmuje wartość 1 dla odpowiedzi nr 1, zaś wartość 0 dla pozostałych (zmienna PCPL w zestawieniu).

⁸ Autorzy składają podziękowania dr. Michałowi Araszkiewiczowi za opracowanie poprawnych odpowiedzi na pytanie nr 9 w ankiecie ISP: *Odczytam P. teraz kilka stwierdzeń, proszę powiedzieć, które z nich są P. zdaniem prawdziwe, a które nieprawdziwe?*

W odniesieniu do poglądów dotyczących stosowania prawa zmienna ma charakter polichotomiczny i przyjmuje wartości całkowite z przedziału $<0, 3>$. Powstaje ona w wyniku zsumowania afirmatywnych odpowiedzi nr 1 na następujące pytanie ankietowe: *W sytuacji konfliktu, sporu z innymi, ludzie często podejmują różne działania. Co P. zdaniem jest lepsze w takiej sytuacji?* Możliwe były trzy odpowiedzi w trzech zbiorach wariantów:

zbiór 1

1. *Zaspokojenie w pełni żądań jednej ze stron, choćby druga była z tego niezadowolona;*
2. *Doprowadzenie do obopólnej zgody na zasadzie, że każdy rezygnuje po trochu ze swych roszczeń;*
3. *Nie wiem/trudno powiedzieć.*

zbiór 2

1. *Rozstrzygnięcie sporu ściśle według przepisów prawa, choćby druga strona była z tego niezadowolona;*
2. *Rozstrzygnięcie sporu ku zadowoleniu obu stron, choćby nie było to ściśle według przepisu prawa;*
3. *Nie wiem/trudno powiedzieć.*

zbiór 3

1. *Rozwiązanie sporu przez instytucję, np. sąd, która ma władzę i może narzucić swoje rozwiązanie;*
2. *Rozwiązanie sporu przez postronnych ludzi, którzy mogą jedynie doradzić zwaśnionym stronom, jak postępować;*
3. *Nie wiem/trudno powiedzieć.*

Im bardziej pryncypialna i skargliwa jest postawa respondenta wobec stosowania prawa, a zatem im wyższa wartość zmiennej *PUSE*, tym częściej należy się liczyć z aktywną reakcją na wystąpienie problemu prawnego.

Konstrukcja pozostałych zmiennych objaśniających wyszczególnionych w zestawieniu jest — jak się wydaje — na tyle jednoznaczna, że ich bliższe omawianie nie wydaje się celowe. Warto jednak zaznaczyć, iż ze względu na brak wielowymiarowych badań empirycznych dotyczących zagadnień będących przedmiotem tego artykułu nie można przedstawionych w nim wyników porównać ze wzorcem teoretycznym czy empirycznym. Nadmienić należy również, że hipotezy dotyczące związków pomiędzy indywidualnymi zmiennymi objaśniającymi a objaśnianą (wyrażone oczekiwanym znakiem parametru stojącym przy danej zmiennej objaśniającej), sformułowane są na gruncie socjologii i ekonomii behawioralnej, nie zaś matematycznej. Nie istnieją bowiem modele socjologii czy ekonomii matematycznej, które umożliwiałyby bardziej sformalizowane podejście do kwestii modelowania reakcji na zaistnienie problemu prawnego. Dlatego kluczowa rola przypada metodom eksploracyjnym i indukcyjnym, do których zaliczyć należy omawiane badanie.

Postać ogólna rozważanego modelu wielomianowego jest następująca:

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{p_{i1}}\right) = \alpha_{0j} + \alpha_{1j}LBUL_i + \alpha_{2j}LCIV_i + \alpha_{3j}LROA_i + \alpha_{4j}LPEN_i + \\ + \alpha_{5j}LCON_i + \alpha_{6j}LDAM_i + \alpha_{7j}LFIN_i + \alpha_{8j}LFAM_i + \alpha_{9j}LJOB_i + \\ + \alpha_{10j}LPRO_i + \alpha_{11j}LLEG_i + \alpha_{12j}LWAG_i + \alpha_{13j}LVAL_i + \alpha_{14j}FEM_i + \\ + \alpha_{15j}AGE_i + \alpha_{16j}EDU1_i + \alpha_{17j}EDU2_i + \alpha_{18j}SCZO_i + \alpha_{19j}SCRO_i + \\ + \alpha_{20j}SCWD_i + \alpha_{21j}NFAM_i + \alpha_{22j}DOCH_i + \alpha_{23j}RESDe_i + \alpha_{24j}SLAB_i + \\ + \alpha_{25j}PAWR_i + \alpha_{26j}PCPL_i + \alpha_{27j}PUSE_i + \alpha_{28j}PTRU_i + \alpha_{29j}PAVA_i + \\ + \alpha_{30j}APAR_i + \alpha_{31j}AACT_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

gdzie:

- p_{ij} — prawdopodobieństwo, że i -ty respondent dotknięty problemem prawnym zdecyduje się na wybór j -tej reakcji ($j=1$ — brak działania, 2 — porada niekomercyjna, 3 — porada komercyjna),
 α_{kj} — parametr stojący przy k -tej zmiennej objaśniającej w j -tym wariancie rozwiązania problemu (wariantem referencyjnym jest $j=1$, czyli brak reakcji na wystąpienie problemu).

Symbole i oczekiwane znaki parametrów stojących przy poszczególnych zmiennych objaśniających podano w zestawieniu.

OMÓWIENIE WYNIKÓW OSZACOWANIA PARAMETRÓW STRUKTURALNYCH RÓWNANIA SPOSOBU REAKCJI NA WYSTĄPIENIE PROBLEMU PRAWNEGO

W tabl. 1 przedstawiono wyniki oszacowań parametrów strukturalnych równania (9). Jest to wariant ogólny, zawierający wszystkie zidentyfikowane zmienne objaśniające, których operacjonalizacja była możliwa przy wykorzystaniu danych zastanych zgromadzonych w ogólnopolskim badaniu beneficjentów pomocy prawnej (Burdziej i Dudkiewicz, 2013). Porównanie znaków oszacowań parametrów strukturalnych stojących przy odpowiednich zmiennych objaśniających (tabl. 1) z oczekiwanymi znakami owych parametrów (zestawienie) pokazuje, że większość hipotez sformułowanych *a priori* znalazła potwierdzenie *a posteriori* — kierunek zależności pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą jest zasadniczo zgodny z ustaleniami teoretycznymi. Jednakże fakt, iż znaczna liczba zmiennych objaśniających charakteryzuje się nieistotnością statystyczną, wskazuje na konieczność redukcji rozmiarów modelu i zastosowanie strategii modelowania od ogółu do szczegółu (np. Florczak, 2011).

W tabl. 2 przedstawiono wyniki wariantu szczegółowego równania (9), uzyskane przy użyciu strategii modelowania od ogółu do szczegółu, z przyjęciem poziomu istotności 10% za kryterium obecności w modelu. Stopień dopasowania modelu szczegółowego jest zadowalający, biorąc pod uwagę charakter badania (wielomianowy model logitowy). Redukcja rozmiarów modelu ogólnego (31 zmiennych objaśniających) do modelu szczegółowego (15 zmiennych) jest dopuszczalna na

gruncie weryfikacji statystycznej, o czym informują wartości statystyki testującej prawdziwość nałożenia restrykcji zerowych (ostatni wiersz tabl. 2). Wszystkie zmienne objaśniające obecne w równaniu szczegółowym są statystycznie istotne na poziomie istotności co najmniej 10%, przynajmniej w jednym z rozważanych równań⁹.

TABL. 1. OSZACOWANIA PARAMETRÓW STRUKTURALNYCH MODELU OGÓLNEGO

Zmienne objaśniające	Oszacowanie		Błąd standardowy		Graniczny poziom istotności		exp($\hat{\alpha}_k$)	
	porada							
	niekomercyjna	komercyjna	niekomercyjna	komercyjna	niekomercyjna	komercyjna	niekomercyjna	komercyjna
Stała	0,02	-24,65	3,51	4801	0,99	1,00	—	—
LBUL	0,21	-18,00	1,47	4090	0,88	1,00	1,24	2·10 ⁸
LCIV	18,67	18,27	3499	3499	1,00	1,00	10 ⁸	9·10 ⁷
LROA	-2,99	-19,47	1,72	6887	0,08	1,00	0,05	4·10 ⁹
LPEN	2,96	4,82	3,04	3,15	0,33	0,13	19,20	123,35
LCON	17,13	17,39	4483	4483	1,00	1,00	3·10 ⁷	4·10 ⁷
LDAM	1,31	0,34	1,70	2,02	0,44	0,87	3,70	1,40
LFIN	3,01	-14,83	1,51	3110	0,05	1,00	20,24	4·10 ⁷
LFAM	0,59	1,44	1,43	1,72	0,68	0,40	1,80	4,23
LJOB	-1,16	-2,11	2,20	2,57	0,60	0,41	0,31	0,12
LPRO	1,55	1,88	1,31	1,51	0,24	0,21	4,71	6,52
LLEG	0,61	1,69	1,21	1,42	0,61	0,23	1,84	5,40
LWAG	2,60	-16,06	3,40	4456	0,44	1,00	13,49	1·10 ⁷
LVAL	4,51	5,93	1,21	1,40	0,00	0,00	90,61	377,59
FEM	1,30	1,11	0,82	0,98	0,11	0,26	3,65	3,05
AGE	-0,05	-0,02	0,04	0,05	0,24	0,61	0,95	0,98
EDU1	-4,26	12,48	1,46	4801	0,00	1,00	0,01	3·10 ⁵
EDU2	-0,38	0,67	1,08	1,19	0,73	0,57	0,73	0,57
SCZO	0,77	0,37	1,27	1,51	0,54	0,81	2,17	1,44
SCRO	-1,86	-1,71	1,60	1,88	0,24	0,36	0,16	0,18
SCWD	0,02	1,86	1,57	2,01	0,99	0,35	1,02	6,45
NFAM	-0,48	-0,35	0,30	0,33	0,11	0,29	0,62	0,71
DOCH	0,00 ^a	0,00 ^a	0,00 ^a	0,00 ^a	0,44	0,30	1,00 ^b	1,00 ^b
RESD	3,41	2,64	1,27	1,39	0,01	0,06	30,33	14,05
SLAB	-1,00	-2,38	1,06	1,27	0,34	0,06	0,37	0,09
PAWR	0,26	0,49	0,19	0,25	0,17	0,05	1,30	1,63
PCPL	0,66	1,61	0,81	0,96	0,42	0,09	1,93	4,99
PUSE	0,15	0,32	0,11	0,13	0,18	0,01	1,16	1,38
PTRU	-0,15	0,42	0,44	0,54	0,74	0,44	0,86	1,51
PAVA	1,85	-0,39	0,97	1,11	0,06	0,72	6,34	0,38
APAR	-3,42	-1,16	1,81	2,33	0,06	0,62	0,03	0,31
AACT	1,64	1,70	1,27	1,47	0,20	0,25	5,16	5,47
Dopasowanie	R ² McFaddena = 0,51				R ² Nagelkerke'a = 0,72			
Liczba obserwacji	213							

a, b Wartości były: a — dodatnie, ale mniejsze niż 0,005; b — większe od 1, ale mniejsze niż 1,005.

Źródło: obliczenia własne przy użyciu danych z ogólnopolskiego reprezentatywnego badania kwestionariuszowego beneficjentów pomocy prawnej (Burdziej i Dudkiewicz, 2013).

⁹ Przypomnijmy, że zmienną referencyjną jest brak reakcji na wystąpienie problemu prawnego ze strony osoby go doświadczającej.

TABL. 2. OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU SZCZEGÓŁOWEGO REAKCJI NA ZAISTNIENIE PROBLEMU PRAWNEGO FINALNEGO

Zmienne objaśniające	Oszacowanie		Błąd standardowy		Graniczny poziom istotności		$\exp(\hat{\alpha}_k)$	
	porada							
	niekomer- cyjna	komer- cyjna	niekomer- cyjna	komer- cyjna	niekomer- cyjna	komer- cyjna	niekomer- cyjna	komer- cyjna
Stała	-3,15	-22,51	1,97	1530	0,11	0,99	—	—
LROA	-2,67	-18,02	1,19	2106	0,02	0,99	0,07	1:10 ⁸
LPEN	2,24	4,22	1,93	2,00	0,24	0,03	9,43	68,22
LFIN	2,42	-13,23	1,04	1115	0,02	0,99	11,23	2:10 ⁶
LVAL	5,22	5,93	1,10	1,22	0,00	0,00	184,49	375,35
FEM	0,79	1,48	0,60	0,74	0,19	0,05	2,20	4,38
EDU1	-2,47	11,69	1,04	1530	0,02	0,99	0,08	10 ⁵
SCRO	-2,58	-2,81	0,84	0,99	0,00	0,00	0,08	0,06
DOCH	0,00 ^a	0,00 ^a	0,00 ^a	0,00 ^a	0,02	0,00	1,00 ^b	1,00 ^b
RESO	2,38	1,67	0,80	0,91	0,00	0,07	10,79	5,30
SLAB	-0,97	-1,53	0,70	0,83	0,16	0,07	0,38	0,22
PAWR	0,16	0,32	0,13	0,17	0,22	0,06	1,17	1,38
PUSE	0,09	0,22	0,08	0,10	0,26	0,04	1,10	1,24
APAR	-3,07	-4,09	1,43	1,83	0,03	0,02	0,05	0,02
AACT	2,09	3,01	1,17	1,27	0,07	0,02	8,06	20,39
Dopasowanie	R^2 McFaddena = 0,37				R^2 Nagelkerke'a = 0,58			
Liczba obserwacji	213							
Testowanie prawdzi- wości nałożenia re- strykcji zerowych	wartość statystyki testu ilorazu wiarygodności = 27,62 graniczny poziom istotności = 0,77							

a, b Jak przy tabl. 1.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Znaki oszacowań parametrów strukturalnych stojących przy zmiennych objaśniających są w zasadzie zgodne z apriorycznymi ustaleniami teoretycznymi oraz wskazaniemi płynącymi z analiz jednowymiarowych. Wyjątkiem w tym zakresie jest znak parametru stojącego przy zmiennej *EDU1*, przy czym zmienna ta jest statystycznie istotna jedynie dla wariantu skorzystania z porady niekomercyjnej. Rezultat taki wskazuje *implicite* na konieczność stosowania analizy wielowymiarowej, gdyż wnioski płynące z analiz jednowymiarowych nie uwzględniają jednoczesnego wpływu wszystkich potencjalnie istotnych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą, czego statystycznym efektem może być korelacja prosta (współczynnik korelacji Pearsona) o kierunku niezgodnym z faktycznie występującą korelacją wieloraką.

Poza tym wyjątkiem interpretacja oszacowań parametrów strukturalnych jest zgodna z oczekiwaniami i umożliwia sformułowanie następujących wniosków:

1. Najważniejszą determinantą wyboru aktywnego sposobu działania w obliczu zaistnienia problemu prawnego jest subiektywne postrzeganie znaczenia tego problemu przez osobę go doświadczającą. Im poważniejszy problem, tym bardziej osoba go doświadczająca skłonna jest szukać profesjonalnej pomocy prawnej. Jeśli problem ma duże znaczenie dla osoby go doświadczającej ce-

teris paribus relacja prawdopodobieństwa wyboru porady komercyjnej względem prawdopodobieństwa wyboru postawy bierniej jest 375 razy większa, natomiast relacja prawdopodobieństwa wyboru porady niekomercyjnej względem prawdopodobieństwa zaniechania działania jest 185 razy większa w porównaniu z sytuacją, gdy problem nie ma dużego znaczenia. W praktyce oznacza to, że żaden poważny problem nie pozostaje bez reakcji ze strony osoby go doświadczającej¹⁰.

2. Wśród przedmiotów prawa, w przypadku których prawdopodobieństwo aktywnej reakcji na wystąpienie problemu prawnego istotnie się zwiększa, najważniejsze znaczenie mają sprawy karne. Ilorazy szans (aktywnej reakcji wobec braku reakcji) wyboru porady niekomercyjnej i komercyjnej są w tych sprawach odpowiednio 9,5 razy oraz 68 razy wyższe w porównaniu z pojawieniem się innego problemu prawnego. W świetle sankcji prawnych, które mogą być następstwem zaniechania prawnej obrony własnej, taki rezultat nie powinien dziwić. *Implicite* wszystkie problemy karne można bowiem zaliczyć do poważnych z punktu widzenia osób ich doświadczających.
3. W przypadku doświadczenia problemu natury finansowej najbardziej prawdopodobny jest wybór nieodpłatnej porady niekomercyjnej (prawdopodobieństwo 11-krotnie wyższe niż w przypadku braku reakcji). Brak istotności omawianej zmiennej dla wariantu porady komercyjnej może świadczyć o barierach finansowych w dostępie do takiej pomocy.
4. Wystąpienie problemu drogowego zmniejsza szansę poszukiwania porady prawnej. Najpewniej wynika to z istnienia systemu obowiązkowych ubezpieczeń komunikacyjnych OC oraz opcjonalnych systemów AC, w związku z czym w razie zaistnienia problemu drogowego jego uczestnicy mogą liczyć na bezpośrednią pomoc agentów ubezpieczeniowych.
5. *Ceteris paribus* kobiety znacznie częściej przyjmują aktywną postawę wobec wystąpienia problemu prawnego niż mężczyźni.
6. Osoby rozwiedzione są znacznie mniej skłonne (w porównaniu z pannami i kawalerami) do podejmowania aktywnych działań w obliczu problemu prawnego (ilorazy szans są równe odpowiednio 0,08 i 0,06 dla porady niekomercyjnej i komercyjnej względem postawy bierniej).
7. Rezultaty analizy pokazują, że wysokość dochodu nie jest istotną barierą w dostępie do pomocy prawnej. Chociaż zmienna objaśniająca *DOCH* jest statystycznie istotna nawet przy poziomie istotności 1%, to wpływ zwiększenia dochodu na osobę o 100 zł skutkuje relatywnie niewielkim wzrostem, *ceteris paribus*, ilorazu szans względem przyjęcia postawy bierniej. Wzrasta on bowiem o zaledwie 22% w przypadku porady niekomercyjnej oraz o 35% w przypadku porady komercyjnej.
8. Duże znaczenie dla wyboru sposobu działania wobec wystąpienia problemu prawnego ma miejsce zamieszkania. Osoby mieszkające w miastach powyżej 20 tys. mieszkańców mają szerszy dostęp do poradnictwa prawnego, co skutkuje ponad 10-krotnym wzrostem ilorazu szans w przypadku poszuki-

¹⁰ W próbie statystycznej, przy użyciu której dokonano estymacji parametrów wielomianowego modelu logitowego, nie odnotowano ani jednego przypadku braku reakcji na zaistnienie ważnego problemu.

wania porady niekomercyjnej względem braku reakcji i ponad 5-krotnym w przypadku porady komercyjnej w porównaniu z osobami mieszkającymi w małych miejscowościach.

9. Osoby pozostające bez stałego dochodu z pracy są znacznie mniej skłonne do aktywnego działania na rzecz rozwiązania swoich problemów prawnych; ilorazy szans są bowiem równe odpowiednio 0,38 dla porady niekomercyjnej oraz 0,22 dla porady komercyjnej.
10. Świadomość prawna okazała się istotną determinantą reakcji na wystąpienie problemu prawnego. Osoby o większej znajomości prawa znacznie częściej niż osoby mniej zaznajomione z tą tematyką decydują się na wybór płatnej porady prawnej. Wzrost indeksu świadomości prawnej o jednostkę skutkuje wzrostem ilorazu szans o 38% w przypadku korzystania z komercyjnej usługi prawnej. Oznacza to, że zróżnicowanie ilorazów szans wyboru komercyjnej porady prawnej względem braku reakcji na wystąpienie problemu waha się od 1 (indeks świadomości wynoszący 0 i równe szanse, *ceteris paribus*, wyboru braku działania i porady komercyjnej w reakcji na wystąpienie problemu) do 121 razy (indeks świadomości o maksymalnej wartości wynoszącej 15).
11. Postawa wobec stosowania prawa, będąca trwałą cechą osobniczą rzutującą na postrzeganie problemów prawnych i sposoby ich rozwiązywania, okazała się statystycznie istotną stymulantą decyzji o skorzystaniu z komercyjnej porady prawnej. Pryncypialność w stosowaniu litery prawa skutkuje przyjęciem bardziej aktywnych form dochodzenia swoich racji — wzrost indeksu *PUSE* o jednostkę powoduje wzrost relacji prawdopodobieństwa poszukiwania porady komercyjnej do prawdopodobieństwa braku reakcji na wystąpienie problemu o 24%. Oznacza to, że zróżnicowanie ilorazów szans wyboru komercyjnej porady prawnej względem braku reakcji waha się od 1 (indeks *PUSE* wynoszący 0 i równe szanse, *ceteris paribus*, wyboru braku działania i porady komercyjnej w reakcji na wystąpienie problemu) do ok. 2 razy (indeks *PUSE* przyjmujący maksymalną wartość 3).
12. Postawa społeczna — *APAR* i *AACT* — okazuje się istotnie wpływać na decyzję wyboru sposobu działania wobec zaistnienia problemu prawnego, ale kierunek tego wpływu nie jest jednoznacznie określony. Z jednej bowiem strony przynależność do organizacji społecznych (nawet bierna) zdaje się sugerować, *ceteris paribus*, mniejszą inklinację do aktywnego poszukiwania rozwiązania, z drugiej jednak działalność społeczna sugeruje efekt odwrotny — większą skłonność do przyjęcia postawy aktywnej. Co więcej, obie te zmienne są wysoce istotne statystycznie. Nie podejmując się próby rozwikłania tego — wydawałoby się — wewnętrznie sprzecznego rezultatu, należy stwierdzić, że efekt netto wpływu zmiennych *APAR* i *AACT* zdaje się wskazywać na przewagę przyjmowania biernej postawy wobec problemu prawnego przy wzroście aktywności społecznej danej osoby.

Rezultaty badania umożliwiają sformułowanie następujących rekomendacji z zakresu polityki poradnictwa prawno-obywatelskiego. Po pierwsze, znakomita większość czynników wpływających na wybór reakcji na zaistnienie problemu prawnego ma charakter osobniczy lub mezoekonomiczny. Tym samym możliwości efektywnego oddziaływania (np. stymulacja zachowań aktywnych) instytu-

cji publicznych na reakcje ludzi wobec wystąpienia problemu prawnego są bardzo ograniczone.

Po drugie, okazuje się, że zniesienie ekonomicznych i przestrzennych barier dostępu do pomocy prawnej jest ważnym czynnikiem wpływającym na przyjmowanie przez ludzi aktywnej postawy wobec zaistnienia problemu prawnego. Ma temu służyć wprowadzona w życie z dniem 1 stycznia 2016 r. Ustawa o nieodpłatnej pomocy prawnej i edukacji prawnej. Wymierne efekty tej reformy w postaci zwiększenia popytu na usługi poradnictwa prawnego najpewniej nie będą jednak spektakularne (Florczak, 2015). Jak bowiem wskazują wyniki omawianego badania, ograniczenia popytu na usługi poradnictwa prawnego z powodu niskich dochodów nie są znaczące. Wyraźnie większe propopytowe efekty reformy powinno przynieść zwiększenie liczby poradni prawnych (ponad 1500 nowych punktów), co w praktyce oznacza zniesienie przestrzennych barier dostępu do usług nieodpłatnego poradnictwa. Nawet jednak w tym przypadku wzrost popytu najprawdopodobniej nie będzie dostatecznie wysoki, aby uzasadniać wysokość środków przeznaczanych na funkcjonowanie zinstytucjonalizowanego systemu pomocy prawnej (Florczak i Winczorek, 2015; Florczak, 2016).

Po trzecie, jak się wydaje, długookresowe oddziaływanie na pozostałe determinanty wyboru postępowania w warunkach wystąpienia problemu prawnego nie powinno stanowić autonomicznego celu polityki społeczno-ekonomicznej, z wyjątkiem edukacji prawnej i kreowania postaw praworządnych.

Podsumowanie

Podjmując się podsumowania rezultatów wielomianowej regresji logitowej przedstawionych w artykule, należy stwierdzić, że generalnie są one zgodne z dotychczasowymi ustaleniami teoretycznymi i jednowymiarowymi analizami empirycznymi. Zastosowanie analizy wielowymiarowej umożliwiło jednak bardziej wiarygodną kwantyfikację wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na decyzje dotyczące sposobu postępowania w obliczu problemu prawnego oraz wskazanie szczególnie ważnych czynników. Należy za nie uznać te zmienne egzogeniczne, których wpływ okazał się statystycznie istotny na poziomie istotności co najmniej 10%.

Najważniejszym czynnikiem prowadzącym do wyboru aktywnego sposobu działania okazało się subiektywne postrzeganie znaczenia problemu prawnego przez osobę go doświadczającą. Kobiety, osoby o wyższych dochodach, lepiej wykształcone, mieszkańcy miast co najmniej 20-tysięcznych, osoby cechujące się większą świadomością prawną, działające społecznie oraz pryncypialne w stosowaniu litery prawa częściej korzystają z usług poradnictwa prawnego. Osoby rozwiedzione, niemające stałej pracy czy należące do organizacji społecznych charakteryzują się mniejszą skłonnością do aktywnej reakcji na wystąpienie problemu prawnego. Okazało się, że rodzaj problemu prawnego ma istotny wpływ na wybór sposobu jego rozwiązania. Na przykład wykorzystanie ubezpieczenia OC i AC sprawia, że osoby napotykające na problem prawny związany ze zdarzeniem drogowym nie szukają alternatywnych (oprócz zwrócenia się do ubezpieczyciela) sposobów ich rozwiązania. Osoby doświadczające finansowych problemów prawnych najczęściej wybierają niekomercyjny sposób ich

rozwiązania, natomiast po komercyjny sposób często sięgają osoby z problemami z zakresu prawa karnego.

Wobec braku analogicznych badań i w konsekwencji niemożności przeprowadzenia analizy komparatywnej, uzyskane wyniki należy jednak traktować z pewną ostrożnością. W szczególności nie jest pewne, czy mają one charakter uniwersalny, niezależny od przedmiotu i okresu objętego próbą badawczą, czy też są idiosynkratyczne względem wymienionych okoliczności.

dr hab. Waldemar Florczak — profesor Uniwersytetu Jagiellońskiego
dr Wojciech Grabowski — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Barendrecht, J. M., de Langen, M. S. (2009). Legal Empowerment of the Poor: Innovating Access to Justice. W: G. Rizvi i J. de Jong (red.), *The State of Access: Success and Failure of Democracies to Create Equal Opportunities* (s. 250—271). Washington D.C.: Brookings Institution Press.
- Burdziej, S., Dudkiewicz, M. (2013). *Korzystający i niekorzystający z poradnictwa prawnego i obywatelskiego*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych.
- Florczak, W. (2011). Produktowność czynników wzrostu PKB. *Wiadomości Statystyczne*, 2, 8—26.
- Florczak, W. (2015). Ile może kosztować reforma systemu pomocy prawno-obywatelskiej w Polsce. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 45, 189—206.
- Florczak, W. (2016). Modeling Effective Legal Aid System. *Ekonomia i Prawo*, 15(3), 317—334.
- Florczak, W., Grabowski, W. (2018). Czy warto korzystać z porad prawnych? Szacunki mikroekonomicznych efektów poradnictwa prawno-obywatelskiego przy użyciu poszerzonego równania dochodów Mincera. *Ekonomista*, artykuł przyjęty do druku.
- Florczak, W., Winczorek, J. (2015). Komu ma służyć poradnictwo prawne. *Rzeczpospolita*, 4.03.2015.
- Gramatikov, M. (2008). *Multiple Justiciable Problems in Bulgaria*. Tilburg University Legal Studies Working Paper, (16).
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Gruszczyński, M. (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Warszawa: Oficyna Wolters Kluwer business.
- Hunter, R., De Simone, T. (2009). Women, Legal Aid and Social Inclusion. *Australian Journal of Social Issues*, 44(4), 379—398.
- Kritzer, H. M. (2008). To Lawyer or Not to Lawyer: Is that the Question? *Journal of Empirical Legal Studies*, (5), 875—906.
- Kritzer, H. M. (2009). Examining the Real Demand for Legal Services. *Fordham Urban Law Journal*, 37, 255—272.
- Kritzer, H. M., Bogart, W. A., Vidmar, N. (1991). *Context, Context, Context: A Cross-Problem, Cross-Cultural Comparison of Compensation Seeking Behaviour*. Paper Prepared for Law and Society, Amsterdam.
- Kurczewski, J., Fuszara, M. (red.). (2004). *Polskie spory i sądy*. Warszawa: Ośrodek Badań Społecznych ISNS, Uniwersytet Warszawski.
- Legal Service Corporation. (1994). *Legal Needs and Civil Justice, A survey of Americans. Major Finding, from Comprehensive Legal Needs Study*. Pobrane z: http://www.americanbar.org/content/dam/aba/administrative/legal_aid_indigent_defendants/downloads/legalneedstudy.authcheckdam.pdf.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- McFadden, D. (1974). The Measurement of Urban Travel Demand. *Journal of Public Economics*, 3, 303—328.
- Murayama, M. (2007). Experiences of Problems and Disputing Behavior in Japan. *Meiji Law Journal*, 14, 1—59.

- Nagelkerke, N. J. D. (1991). A note on a general definition of the coefficient of determination. *Biometrika*, 78(3), 691—692.
- Pleasence, P., Balmer, N., Reimers, S. (2011). What Really Drives Advice Seeking Behaviour? Looking Beyond the Subject of Legal Disputes. *Onati Socio-Legal Series*, 1(6), 1—21.
- Pleasence, P., Genn, H., Balmer, N. J., Buck, A., O'Grady, A. (2003). Causes of Action: First Findings of the LSRC Periodic Survey. *Journal of Law and Society*, 30(1), 11—30.
- Preisert, A., Schimanek, T., Waszak, M., Winiarska, A. (red.). (2013). *Poradnictwo Prawne i Obywatelskie w Polsce. Stan obecny i wizje przyszłości*. Warszawa: Instytut Spraw Publicznych.
- Wall, D. S. (1996). Legal Aid, Social Policy, and the Architecture of Criminal Justice: The Supplier Induced Inflation Thesis and Legal Aid Policy. *Journal of Law and Society*, 23(4), 549—569.
- Winczorek, J. (2015). *Przegląd literatury na temat dostępności i korzystania z pomocy prawnej*. INPRIS. http://www.inpris.pl/fileadmin/user_upload/documents/pomoc_prawna/Przegl%C3%84%E2%80%A6literatury_na_temat_dost%C3%84%E2%84%A2pno%C4%B9%E2%80%BAci_i_korzystania_z_pomocy_prawnej.pdf.

Summary. *The aim of the study is to identify and quantify the influence of factors determining the reaction to the occurrence of a legal problem. On the basis of literature review, a list of such factors was prepared and, subsequently, on the basis of data from the national survey conducted by the Institute of Public Affairs (IPA) in Warsaw in 2012, structural parameters of the multinomial logit model were estimated. The research presents that a decision on the legal problem depends primarily on the type of experienced issue, its importance, attitudes towards law and several other socio-economic features which influenced people. Moreover, the research outcomes show that reductions in demand for legal counselling caused by the low income are not significant, whereas, spatial availability appears to be a more important barrier.*

Keywords: legal problem, legal counselling, multinomial logit model.

Marcin IDZIK, Krzysztof SOBCZAK

Rozwój rynku kart płatniczych w Polsce na tle pozostałych krajów Unii Europejskiej

Streszczenie. *Celem badania jest identyfikacja i projekcja tendencji rozwoju rynku płatności bezgotówkowych w Polsce w zakresie wykorzystywania kart płatniczych. Badanie przeprowadzono na podstawie danych Europejskiego Banku Centralnego (EBC) dla krajów UE za lata 2000—2014. Zastosowano metodę analogii przestrzenno-czasowych.*

W Polsce obserwuje się wyższą niż średnia UE dynamikę wykorzystania kart płatniczych w płatnościach przy terminalach POS (w punktach handlowych). Jednakże pod względem takich mierników, jak liczba kart płatniczych per capita oraz liczba terminali POS i bankomatów na 1 mln mieszkańców zaobserwowano ponad 10-letni dystans dzielący Polskę od średniej UE. Rynek w Polsce wykazał podobieństwo do 20 krajów UE i utrzymanie tendencji rozwojowych przynajmniej do roku 2020.

Słowa kluczowe: płatności bezgotówkowe, karta płatnicza, bankomat, terminal POS, analogie przestrzenno-czasowe.

JEL: A19, C01, C10, C49, J33, E44

We współczesnej gospodarce skala obrotu bezgotówkowego stanowi jeden z mierników innowacji gospodarczych i postępu technologicznego. Duże znaczenie obrotu bezgotówkowego w codziennym funkcjonowaniu społeczeństwa oraz gospodarki wynika z potrzeby ograniczania kosztów przekazywania środków pieniężnych, a także z wygody, jakiej dostarcza ta forma rozliczeń (Gałązka-Sobotka, Radło, Ciesielska-Maciągowska, Frąszczak i Napiórkowski, 2014, s. 7).

Według NBP (2013, s. 35) obrót bezgotówkowy przyczynia się do obniżenia kosztów emisji i infrastruktury pieniądza gotówkowego. Roczny koszt obsługi gotówki wynosi 0,4—0,6% PKB krajów UE, co oznacza powyżej 50 mld euro (De Meijer, 2010, s. 2). Według szacunków średniorocznie 70—80% transakcji detalicznych w krajach UE odbywa się za pomocą gotówki (EPC, 2007, s. 2). W Polsce wielkość obrotu gotówkowego przewyższa średnią unijną i wynosi 81,8% (Kozłiński, 2013, s. 123).

Oprócz korzyści dla gospodarki ważne dla rozwoju rynku obrotu bezgotówkowego są korzyści, jakie uzyskuje konsument. Podstawową jest wygoda oraz bezpieczny i stały dostęp do własnych środków pieniężnych w dogodnym miejscu i czasie (FROB, Gałązka-Sobotka i in., 2014). Aby to zapewnić, przygotowano *Program rozwoju obrotu bezgotówkowego w Polsce na lata 2014—2020*¹. Jego celem jest m.in. zminimalizowanie problemu wykluczenia finansowego oraz obniżenie opłat związanych z użytkowaniem rachunków bankowych.

Badania rynku obrotu bezgotówkowego stanowią temat wielu opracowań, których autorzy koncentrują się na ocenie zachowań uczestników rynku, postawach konsumenckich, aspektach prawnych, innowacjach oraz wpływie pieniądza bezgotówkowego na funkcjonowanie gospodarki². Do głównych kierunków badań należą:

- porównywanie kosztów transakcyjnych obrotu gotówkowego i bezgotówkowego;
- ocena wpływu obrotu gotówkowego i bezgotówkowego na szarą strefę;
- szacowanie wpływu skali obrotu bezgotówkowego na wzrost gospodarczy (Gałązka-Sobotka i in., 2014).

Wyniki dotychczasowych badań nad determinantami rozwoju oraz projekcją tendencji płatności bezgotówkowych w Polsce przedstawiali m.in. Goczek i Witkowski (2015a, s. 159—177, 2015b). Dokonali oni rozbudowanej analizy czynników kształtujących tendencje na rynku kart płatniczych w Polsce oraz zastosowali prognozę liniową do opisu projekcji tendencji na lata 2013—2020.

W niniejszym artykule, stanowiącym uzupełnienie wcześniejszych badań autorów, wykorzystano metodę analogii przestrzenno-czasowych, niestosowaną dotąd w badaniach nad tendencjami i projekcją rynku kart płatniczych. Modele tendencji rozwojowych odwzorowują tendencje występujące w kraju, natomiast modele analogii przestrzenno-czasowych — tendencje, które miały miejsce w krajach o bardziej rozwiniętym rynku i zostały przeniesione na rynek w Polsce.

Projekcja tendencji na rynku kart płatniczych umożliwia ocenę dynamiki i kierunków trendów oraz obserwację ich rozwoju. Informacje te mogą być także pomocne dla podmiotów (głównie banków) wprowadzających na rynek nowe technologie. Wyznaczenie trendów pozwala na płynne dostosowywanie się do potrzeb występujących na rynku.

Uwarunkowania rozwoju rynku obrotu bezgotówkowego w Polsce są podobne jak w pozostałych krajach UE. Kraje będące w jednym zrzeszeniu, wdrażające wspólne przepisy prawne i nowinki technologiczne wykazują podobieństwa w rozwoju rynku płatności kartowych (Łysakowski, Zdieszyńska, Franiak i Krawczyk, 2013, s. 289—304). Należy dodać, że w 2015 r. sektor bankowy w Polsce składał się w 59% z kapitału pochodzącego od inwestorów zagranicznych (Kotowicz, 2016, s. 19).

Mimo licznych podobieństw wynikających z członkostwa w UE oraz zbliżonych modeli biznesowych istnieje kluczowa różnica, polegająca na tym, że poszczególne kraje znajdują się na różnym etapie rozwoju rynku obrotu bezgotów-

¹ https://zbp.pl/public/repozytorium/dla_bankow/rady_i_komitety/obrot_bezgotowkowy/dokumenty_dla_czlonkow/Cz_II_Plan_operacyjny_na_lata_2014_2016.pdf.

² Wymienione zagadnienia szczegółowo opracowali m.in.: Koźliński (2008, 2013), Górka (2011), Korenik (2013), Maison (2013) oraz zespoły Uczelni Łazarskiego i KUL; tematy te są również obecne w cyklicznych raportach NBP.

kowego. Ta przesłanka umożliwia wykorzystanie metody analogii przestrzenno-czasowych, wykorzystującej podobieństwo determinant rynkowych oraz różnice w rozwoju poszczególnych krajów.

Celem artykułu jest identyfikacja i projekcja tendencji na rynku kart płatniczych w Polsce. Poszukiwano odpowiedzi na pytania:

- jakie są obecne oraz przewidywane tendencje w rozwoju płatności kartowych w Polsce?
- które kraje UE mają podobne jak Polska tendencje w płatnościach kartami?
- w jakim stopniu podobieństwo tendencji i uwarunkowań rynku polskiego do rynków innych krajów UE może stanowić podstawę do formułowania projekcji dla Polski?
- jaki dystans dzieli Polskę w stosunku do średniej w UE pod względem rozwoju rynku kart płatniczych?

Źródłem materiału badawczego była baza danych EBC za lata 2000–2014. Projekcji poddano takie mierniki rynku kart płatniczych³, jak: liczba kart płatniczych *per capita*, liczba terminali POS na 1 mln mieszkańców, liczba bankomatów na 1 mln mieszkańców, liczba płatności na terminal POS oraz liczba transakcji w terminalach POS na kartę płatniczą. Badaniem objęto 28 krajów należących do UE w 2014 r.

METODA BADANIA

W pracy zastosowano metodę analogii przestrzenno-czasowych, należącą do nieklasycznych metod prognozowania. Wykorzystuje ona podobieństwa w rozwoju badanego zjawiska oraz fakt, że różne obiekty (w tym przypadku kraje) znajdują się na niejednakowych etapach jego rozwoju. Warunkiem uzyskania prognozy za pomocą tej metody jest wykazanie prawidłowości między obiektami w okresach należących do różnych przedziałów czasowych (Idzik, 2013, s. 242–249).

Wyróżnikiem metody analogii przestrzenno-czasowych jest możliwość uzyskania projekcji pozwalającej przewidzieć postać trendu na podstawie analogicznych zmian, jakie nastąpiły w innych obiektach. Prognozowanie poprzez wykorzystanie analogii polega na określeniu wartości zjawisk zmiennej w przyszłości na podstawie danych z innych obiektów, których wartości charakteryzują się nierównoczesnym podobieństwem (Cieślak, 2005, s. 180).

Projekcja tendencji za pomocą modeli analogii przestrzenno-czasowych składa się z trzech etapów (Cieślak, 2005). W pierwszym definiuje się (na podstawie kryteriów merytorycznych) listę obiektów, która stanowi wzorzec dla prognozowanego zjawiska. Na tym etapie opracowuje się bazę danych w postaci szeregów czasowych, dostatecznie długich, aby umożliwić zaobserwowanie podobieństwa. Do oceny tendencji na rynku kart płatniczych wybrano wartości pięciu wskaźników za lata 2000–2014.

W drugim etapie dokonuje się oceny podobieństwa obiektów, wykrytego na podstawie kryterium podobieństwa poziomemu i kształtu.

³ W literaturze przedmiotu rynek kart płatniczych jest zaliczany do grupy rynku obrotu bezgotówkowego (NBP, 2013).

Kryterium podobieństwa poziomu, opisane wzorem (1), wykorzystuje się, gdy zmienna prognozowana osiąga w danym momencie lub okresie taki sam poziom, jak punkt odniesienia:

$$Y_t - Y_{t-p}^k \approx 0 \quad (1)$$

gdzie:

Y_t — wartość zmiennej Y w obiekcie prognozowanym w momencie t ,

Y_{t-p}^k — wartość zmiennej Y w k -tym obiekcie w momencie $t-p$.

Obiekty niespełniające kryterium podobieństwa poziomu zostają wyeliminowane. W odniesieniu do rynku kart płatniczych podczas przeprowadzania oceny tendencji dopuszczono do dalszej analizy te kraje UE, w których odchylenia wartości wskaźników w roku bazowym nie przekraczały 10% w stosunku do poziomu notowanego w Polsce w 2014 r.

Następnie określa się grupę obiektów na podstawie kryterium podobieństwa kształtu. Stosuje się analizę korelacji — wyznacza się wartości współczynnika korelacji liniowej między obiektami wzorcowymi a obiektem prognozowanym, ustala się poziom graniczny i odrzuca obiekty, które go nie osiągają. W omawianym badaniu obliczono korelację między wartościami wskaźników dla Polski i krajów spełniających kryterium poziomu. Liczba lat poprzedzających moment oceny podobieństwa poziomu nie mogła być krótsza niż trzy lata. Do dalszego etapu zakwalifikowano kraje, w przypadku których wartość wskaźnika korelacji z danymi dla Polski wynosiła co najmniej 0,9 (Idzik, 2013, s. 242—249).

Ostatni etap polega na opracowaniu prognozy. W szeregach czasowych zakwalifikowanych obiektów wyznacza się prognozy częściowe, stosując przesunięcie o stałą przesunięcia względem obiektu podobnego. Na początku przesuwają się szeregi czasowe obiektów podobnych wzdłuż osi czasu do momentu zrównania się okresów z wartością podobną i wzorcową. Następnie wartości w szeregach czasowych wyrównuje się stałą przesunięcia, czyli o różnicę między wartością z roku bazowego obiektu prognozowanego i obiektu podobnego. W przypadku danych dla krajów UE, które uznano za podobne, wartości wskaźników przesunięto do momentu zrównania się poziomu podobieństwa z wartością dla Polski w roku 2014.

Prognoza częściowa dla obiektu 0 otrzymana na podstawie wartości dla obiektu k -tego dana jest wzorem (2):

$$Y_p^{*0,k} = Y_p^k + \Delta^{0,k} \quad \text{dla } p = 1, \dots, n^{(k)} \quad (2)$$

gdzie:

$Y_p^{*0,k}$ — prognoza zmiennej Y w obiekcie 0 w momencie p otrzymana na podstawie wartości dla obiektu k -tego,

Y_p^k — wartość zmiennej Y w obiekcie k -tym w momencie p ,

$\Delta^{0,k}$ — stała przesunięcia między obiektem 0 a obiektem k -tym,

$n^{(k)}$ — liczba obserwacji występujących po przedziale podobieństwa k -tego obiektu.

Ostatecznie na podstawie modeli analogii przestrzenno-czasowych wylicza się prognozę globalną. Stanowi ona projekcję szeregu czasowego obiektu prognozowanego według przeciętnych wartości ważonych prognoz częściowych. Wagę dla prognoz częściowych ustala się jako udział wartości współczynnika korelacji w sumie wartości współczynników dla wszystkich obiektów (3):

$$Y_t^{*0} = \sum_{k=1}^K Y_t^{*0,k} w^{0,k} \quad (3)$$

gdzie:

- Y_t^{*0} — prognoza zmiennej Y w obiekcie 0 w momencie t , dla $t = 1, \dots, \min n^k$,
 $w^{0,k}$ — waga prognozy cząstkowej dla obiektu 0 otrzymanej na podstawie wartości dla obiektu k -tego,
 K — liczba obiektów.

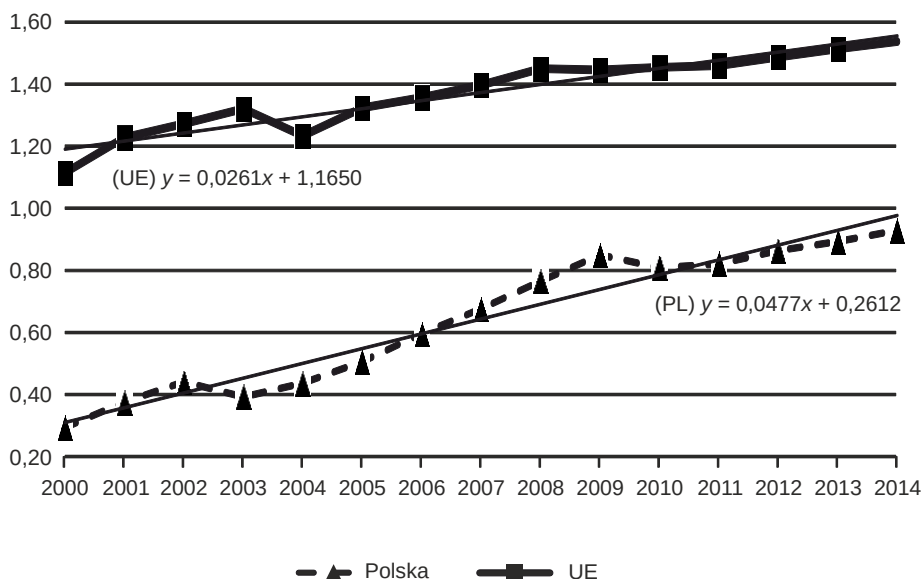
Horyzont czasowy prognozy globalnej jest determinowany najmniejszą długością przedziału podobieństwa wśród dostępnych obiektów.

OCENA TENDENCJI NA RYNKU KART PŁATNICZYCH

Różnice między Polską a krajami o wysoko rozwiniętym rynku płatności bezgotówkowych stanowią podstawę do badania tendencji i projekcji z wykorzystaniem modeli analogii przestrzenno-czasowych. Analiza ma na celu m.in. określenie dystansu dzielącego Polskę od średniej UE i krajów członkowskich na podstawie wartości wybranych wskaźników rynku kart płatniczych.

Zarówno w Polsce, jak i w pozostałych krajach UE w badanym okresie wartości wskaźnika liczby kart płatniczych *per capita* wykazują tendencję wzrostową (wykr. 1). Średnioroczne tempo wzrostu dla Polski jest niemal dwukrotnie wyższe w stosunku do zmian obserwowanych dla wartości średniej krajów UE. Pomimo to w 2014 r. dystans dzielący Polskę od średniej UE wynosił ponad 14 lat (liczba kart płatniczych *per capita* w Polsce — 0,929, podczas gdy średnia UE w 2000 r. — 1,12).

WYKR. 1. LICZBA KART PŁATNICZYCH *PER CAPITA* W POLSCE I UE



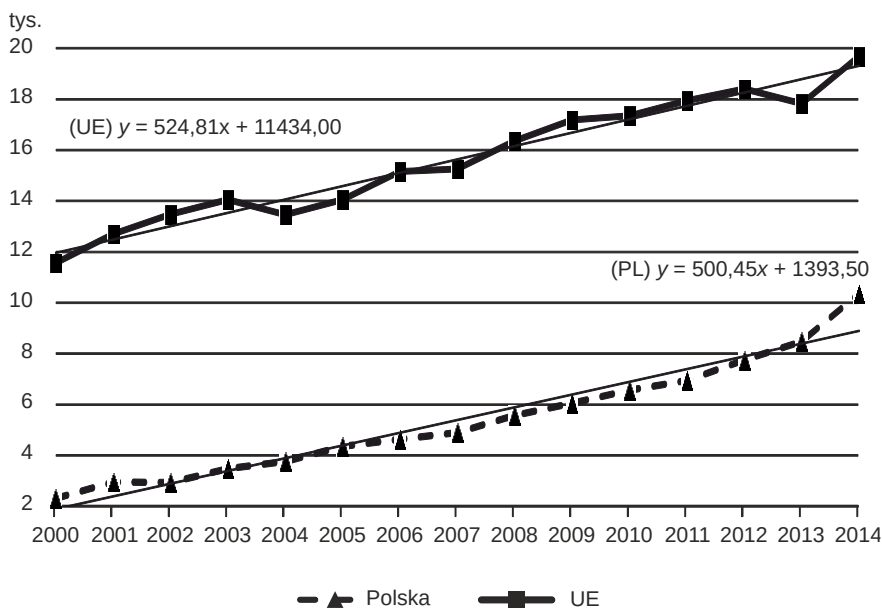
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ECB (<http://sdw.ecb.europa.eu>).

Dane dla lat 2004 i 2014 wskazują, że od wejścia Polski do UE wartość wskaźnika liczby kart płatniczych *per capita* wzrosła ponad dwukrotnie (z 0,436 do 0,929). Polska w 2004 r. zajmowała przedostatnie miejsce (przed Rumunią) pod względem liczby kart płatniczych *per capita* wśród 28 krajów objętych sprawozdawczością ECB w 2014 r. W ciągu dekady przesunęła się w rankingu o jedno miejsce w górę. Dynamika wzrostu w tym okresie wyniosła w Polsce 2,69 i była wyższa niż m.in. w Wielkiej Brytanii (0,008), Szwecji (1,48) i Niemczech (1,25).

Liczba terminali POS na 1 mln mieszkańców

W latach 2000–2014 wartości wskaźnika liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców w Polsce i średniej dla krajów UE wykazywały wyraźną tendencję wzrostową o podobnej dynamice (wykr. 2). Dystans między poziomem wskaźnika dla średniej UE i dla Polski wyniósł 14 lat. W 2014 r. liczba terminali POS na 1 mln mieszkańców w Polsce wynosiła 10346, co jest wartością niższą od średniej UE w 2000 r. (11571). Średnioroczne tempo zmian wartości wskaźnika liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców w badanym okresie wynosiło 0,112462.

WYKR. 2. LICZBA TERMINALI POS NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW W POLSCE I UE



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wśród 28 krajów, które należały do UE w 2014 r., Polska w 2004 r. była na czwartym miejscu od końca⁴ pod względem liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców (3751), wyprzedzając Rumunię, Bułgarię i Słowację. W 2014 r. liczba ta wynosiła 10347 i była już wyższa niż w Czechach i Irlandii oraz bliska

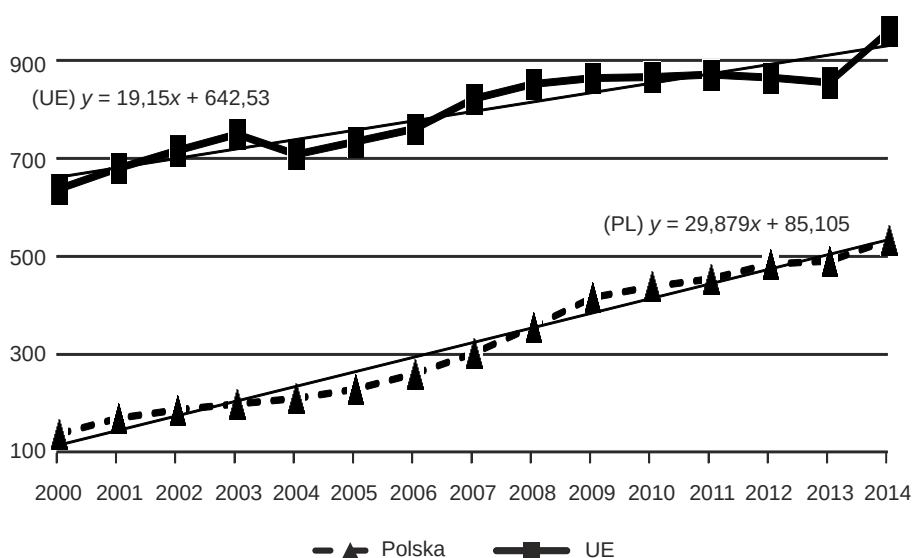
⁴ Z powodu braku danych w rankingu za 2004 r. nie uwzględniono Chorwacji.

liczbie terminali POS w Niemczech. Pomimo niższej dynamiki wzrostu niż średnia UE, Polska w 2014 r. zajęła wyższe miejsce w rankingu 28 krajów członkowskich niż w 2004 r.

Liczba bankomatów na 1 mln mieszkańców

W przypadku liczby bankomatów przypadających na 1 mln mieszkańców w Polsce w latach 2000–2014 obserwuje się wyższą dynamikę wzrostu niż średnia dla krajów UE (wykr. 3). Mimo to liczba bankomatów na 1 mln mieszkańców w Polsce w 2014 r. (533) nie przekroczyła średniej UE notowanej w 2000 r. (637).

WYKR. 3. LICZBA BANKOMATÓW NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW W POLSCE I UE



Źródło: jak przy wykr. 1.

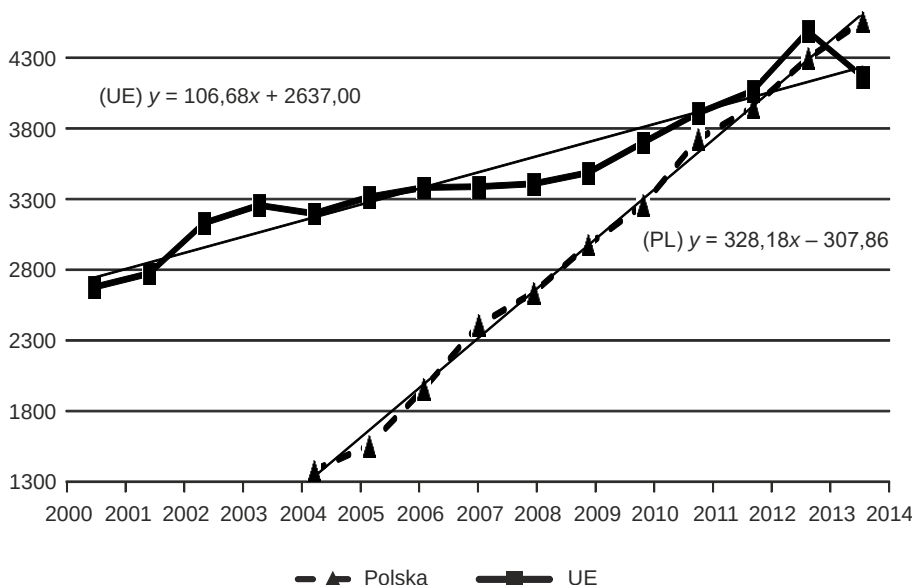
Polska w 2004 r. zajmowała przedostatnie miejsce (przed Rumunią) pod względem liczby bankomatów na 1 mln mieszkańców. Dynamiczny wzrost wartości wskaźnika dla Polski w następnych 10 latach spowodował, że w 2014 r. wynik był wyższy niż w Czechach, na Litwie i w Szwecji, zbliżając się do poziomu Irlandii.

Liczba transakcji na terminal POS

Według danych EBC wartości wskaźnika liczby transakcji na terminal POS w Polsce charakteryzowały się ponadtrzykrotnie większą dynamiką wzrostu (wykr. 4) niż w przypadku średniej dla krajów UE. W efekcie pozycja Polski przekroczyła w 2014 r. średnią UE.

W 2004 r. Polska zajmowała 19 miejsce pod względem liczby transakcji na terminal POS wśród 28 krajów należących do UE w 2014 r. Wysoka dynamika wzrostu wartości wskaźnika w Polsce spowodowała przesunięcie jej pozycji w górę w rankingu za rok 2014 i wyprzedzenie takich krajów, jak: Litwa, Austria, Włochy czy Niemcy oraz zbliżenie się do Francji i Irlandii. Niemniej jednak dystans do takich krajów, jak Holandia i Finlandia pozostał.

WYKR. 4. LICZBA TRANSAKCJI NA TERMINAL POS W POLSCE I UE



Źródło: jak przy wyk. 1.

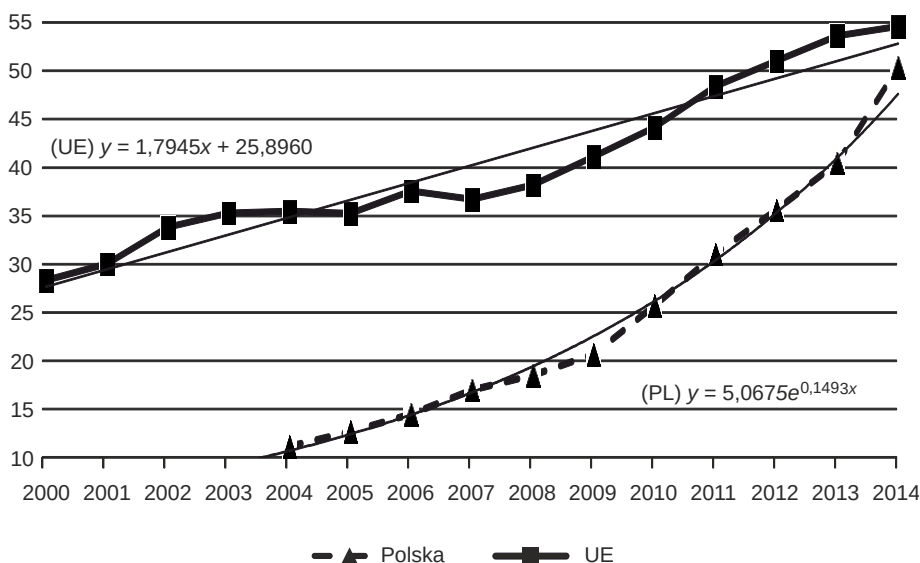
Liczba transakcji na kartę płatniczą

Ostatnim wskaźnikiem wykorzystanym w badaniu podobieństwa i prognozach była liczba transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę płatniczą. Według danych zilustrowanych na wyk. 5 w Polsce zaobserwowano znacznie wyższą dynamikę wzrostu niż średnia w UE. Dystans między wartościami wskaźnika dla Polski i UE zmniejszył się w okresie 2004–2014 prawie pięciokrotnie (z 17,2 do 4,3), czego rezultatem było zbliżenie się do średniej UE.

W rankingu liczby transakcji na kartę w krajach będących członkami UE w 2014 r. Polska w 2004 r. znajdująca się na 23. miejscu przed Rumunią, Bułgarią, Grecją, Słowacją i Maltą wyprzedziła w 2014 r. Czechy, Litwę, Słowację i Bułgarię, uznane na podstawie analizowanych wcześniej wskaźników za kraje o podobnym rozwoju rynku obrotu bezgotówkowego jak Polska. Z kolei na Łotwie, również kraju o podobnej sytuacji, w 2014 r. odnotowano znacznie większą

liczbę transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę niż w Polsce. W porównaniu z krajami o rozwiniętym rynku obrotu bezgotówkowego wartości dla Polski przewyższyły m.in. dane dla Niemiec, Włoch, Irlandii oraz Austrii.

WYKR. 5. LICZBA TRANSAKCJI PRZY UŻYCIU TERMINALU POS NA KARTĘ W POLSCE I UE



Źródło: jak przy wyk. 1.

W odniesieniu do wszystkich omówionych wskaźników zwrócono uwagę na dystans, jaki występował między Polską a pozostałymi krajami należącymi do UE w 2014 r. Różnice w wartościach zmieniły się korzystnie w badanym okresie, ale nawet pomimo dużej dynamiki rozwoju (jak w przypadku transakcji przy terminalu POS) Polska nie zajęła pierwszego miejsca w żadnym z rankingów.

IDENTYFIKACJA OBIEKTÓW PODOBNYCH

Zgodnie z metodą analogii przestrzenno-czasowych wykorzystano kryterium podobieństwa poziomu w celu wykrycia krajów podobnych do Polski pod względem rozwoju na rynku kart płatniczych.

W tabl. 1 zamieszczono wyniki selekcji krajów na podstawie kryterium podobieństwa poziomu w odniesieniu do wskaźnika liczby kart płatniczych *per capita*. Do dalszej analizy zakwalifikowano 15 krajów, w których liczba kart płatniczych *per capita* w latach 2000–2014 była podobna jak w Polsce w 2014 r. (0,929). Przedział podobieństwa stanowił zakres nieprzekraczający $\pm 10\%$ w stosunku do wartości dla Polski, czyli $\langle 1,0219; 0,8361 \rangle$. Moment wystąpienia podobieństwa poziomu w stosunku do wartości wskaźnika dla Polski to tzw. rok bazowy.

TABL. 1. KRAJE UE PODOBNE DO POLSKI POD WZGLĘDEM WARTOŚCI WSKAŹNIKA LICZBY KART PŁATNICZYCH *PER CAPITA*

Kraje zakwalifikowane na podstawie kryterium poziomu	Rok bazowy	Liczba kart płatniczych <i>per capita</i> w krajach wzorcowych w roku bazowym	Przedział podobieństwa	Współczynnik korelacji liniowej w okresie porównawczym	Wagi ^a	Stała przesunięcia ^a
Austria	2000	0,899	—	—	—	—
Bułgaria	2007	0,945	2003—2007	0,99	0,115	−0,016
Cypr	2004	0,952	2000—2004	0,99	0,115	−0,023
Czechy	2008	0,911	2004—2008	0,80	—	—
Dania	2005	0,893	2001—2005	0,98	0,113	0,036
Estonia	2004	0,954	2000—2004	0,98	0,114	−0,025
Grecja	2002	0,968	—	—	—	—
Irlandia	2003	0,976	2000—2003	0,91	0,105	−0,047
Litwa	2005	0,928	2001—2005	0,97	0,112	0,001
Łotwa	2006	0,931	2002—2006	0,99	0,114	−0,002
Malta	2002	0,942	—	—	—	—
Słowacja	2009	0,941	2005—2009	0,92	0,107	−0,012
Słowenia	2000	0,923	—	—	—	—
Szwecja	2004	0,924	2000—2004	0,80	—	—
Włochy	2011	0,887	2007—2011	0,92	0,107	0,042

a Parametry niezbędne do oszacowania prognozy.

U w a g a (dotyczy tablic 1—5): (—) oznacza brak możliwości wyliczenia współczynnika korelacji.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Po zastosowaniu kryterium podobieństwa poziomu wprowadzono kryterium podobieństwa kształtu. Wyliczono współczynnik korelacji liniowej między wartościami wskaźnika liczby kart płatniczych *per capita* w Polsce a wartościami dla 15 krajów UE. Do dalszego etapu zakwalifikowano dziewięć krajów, w przypadku których wartość wskaźnika korelacji analogii z danymi dotyczącymi Polski była nie mniejsza niż 0,9. Ze względu na słabą zależność odrzucono Czechy i Szwecję, w przypadku których długość okresu poprzedzającego rok bazowy była krótsza niż trzy lata.

Selekcja przeprowadzona na podstawie kryterium podobieństwa poziomu i kształtu pozwoliła na wykazanie podobieństwa rozwoju Polski do grupy państw byłego bloku wschodniego: Słowacji, Litwy, Estonii, Łotwy i Bułgarii, a także niektórych krajów o wysoko rozwiniętym rynku obrotu bezgotówkowego: Danii, Irlandii i Włoch. Analogia wystąpiła również w przypadku Cypru i Grecji.

Na podstawie kryterium podobieństwa poziomu liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców Polska wykazała podobieństwo do 16 krajów UE, co oznacza, że w latach 2000—2014 liczba terminali POS na 1 mln mieszkańców w każdym z tych krajów mieściła się w przedziale $\pm 10\%$ tej wartości w Polsce w 2014 r. (10346) (tabl. 2). Po wprowadzeniu kryterium kształtu wykluczono dziewięć krajów, między którymi a Polską nie wystąpiła silna korelacja liniowa (w przypadku Czech korelacja była odwrotnie proporcjonalna) lub okres przed rokiem bazowym był za krótki do jej wyliczenia.

TABL. 2. KRAJE UE PODOBNE DO POLSKI POD WZGLĘDEM WARTOŚCI WSKAŹNIKA LICZBY TERMINALI POS NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW

Kraje zakwalifikowane przez kryterium poziomu	Rok bazowy	Liczba terminali POS na 1 mln mieszkańców w krajach wzorcowych w roku bazowym	Przedział podobieństwa	Współczynnik korelacji liniowej w okresie porównawczym	Wagi ^a	Stała przesunięcia ^a
Austria	2003	9033,110	2000—2003	0,90	0,136	1313,398
Belgia	2000	11364,045	—	—	—	—
Bułgaria	2013	9731,288	2009—2013	0,94	0,142	615,220
Cypr	2000	11051,873	—	—	—	—
Czechy	2014	9605,238	2010—2014	-0,02	—	—
Estonia	2005	9367,871	2001—2005	0,95	0,143	978,637
Holandia	2001	10333,188	—	—	—	—
Irlandia	2000	11040,289	—	—	—	—
Litwa	2007	8531,567	2003—2007	0,99	0,150	1814,941
Łotwa	2008	10690,973	2004—2008	0,97	0,146	-344,465
Niemcy	2014	10699,386	2010—2014	0,97	0,146	-352,878
Portugalia	2001	10062,665	—	—	—	—
Słowenia	2000	10919,399	—	—	—	—
Szwecja	2001	9917,154	—	—	—	—
Węgry	2013	9177,625	2009—2013	0,91	0,138	1168,883
Włochy	2000	10510,606	—	—	—	—

^a Parametry niezbędne do oszacowania prognozy.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Kraje, do których Polska wykazała podobieństwo pod względem liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców, można podzielić na dwie grupy. Pierwsza to kraje byłego bloku wschodniego: Litwa, Estonia, Łotwa, Węgry i Bułgaria, zbliżone w rozwoju gospodarczym do Polski (Stec, 2004, s. 18). Większość krajów była podobna również pod względem wskaźnika liczby kart płatniczych *per capita*, co oznacza ich silniejsze podobieństwo do Polski.

Druga grupa to kraje o bardziej rozwiniętym sektorze płatności bezgotówkowych — Austria i Niemcy. Wystąpienie analogii w liczbie terminali POS na 1 mln mieszkańców z krajami o takiej charakterystyce rysuje obiecującą perspektywę rozwojową dla rynku kart płatniczych w Polsce.

TABL. 3. KRAJE UE PODOBNE DO POLSKI POD WZGLĘDEM WARTOŚCI WSKAŹNIKA LICZBY BANKOMATÓW NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW

Kraje zakwalifikowane przez kryterium poziomu	Rok bazowy	Liczba bankomatów na 1 mln mieszkańców w krajach wzorcowych w roku bazowym	Przedział podobieństwa	Współczynnik korelacji liniowej w okresie porównawczym	Wagi ^a	Stała przesunięcia ^a
Bułgaria	2006	475,515	2002—2006	0,98	0,105	57,979
Cypr	2003	510,924	2000—2003	0,90	0,096	22,570
Dania	2003	533,024	2000—2003	0,96	0,102	0,470
Estonia	2003	543,194	2000—2003	0,95	0,101	-9,700

^a Parametry niezbędne do oszacowania prognozy.

TABL. 3. KRAJE UE PODOBNE DO POLSKI POD WZGLĘDEM WARTOŚCI WSKAŹNIKA LICZBY BANKOMATÓW NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW (dok.)

Kraje zakwalifikowane przez kryterium poziomu	Rok bazowy	Liczba bankomatów na 1 mln mieszkańców w krajach wzorcowych w roku bazowym	Przedział podobieństwa	Współczynnik korelacji liniowej w okresie porównawczym	Wagi ^a	Stała przesunięcia ^a
Francja	2000	577,638	—	—	—	—
Grecja	2004	530,405	2000—2004	0,94	0,100	3,089
Holandia	2008	526,399	2004—2008	0,81	—	—
Irlandia	2003	569,930	2000—2003	—	—	—
Litwa	2010	507,219	2006—2010	0,93	0,099	26,275
Łotwa	2007	521,121	2003—2007	0,92	0,098	12,373
Malta	2013	510,205	2009—2013	0,90	0,096	23,289
Niemcy	2000	579,768	—	—	—	—
Rumunia	2011	546,267	2007—2011	0,91	0,097	-12,773
Słowacja	2014	499,579	2010—2014	0,99	0,106	33,915
Słowenia	2001	548,863	—	—	—	—
Węgry	2014	494,605	2010—2014	0,50	—	—
Wielka Brytania	2000	560,405	—	—	—	—
Włochy	2000	557,057	—	—	—	—

^a Parametry niezbędne do oszacowania prognozy.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Kryterium podobieństwa poziomu liczby bankomatów na 1 mln mieszkańców umożliwiło wyselekcjonowanie 18 krajów, w przypadku których wartość wskaźnika zawierała się w przedziale <587; 480> (+/-10% wartości w Polsce w 2014 r.). Dodanie kryterium podobieństwa kształtu zmniejszyło tę grupę do 10. Węgry i Holandia zostały wyeliminowane z powodu słabej korelacji (poniżej 0,9), a w pozostałych przypadkach brakowało danych do jej wyliczenia (tabl. 3).

Jednym z krajów zbliżonych do Polski pod względem liczby bankomatów na 1 mln mieszkańców jest Dania, charakteryzująca się wysoko rozwiniętą infrastrukturą bankomatową. Pozostałe kraje można podzielić na dwie grupy: o podobnych uwarunkowaniach i sile gospodarczej, jak: Bułgaria, Estonia, Litwa, Łotwa i Słowacja (która w 2014 r. osiągnęła poziom najbardziej zbliżony do Polski), oraz o rozwiniętym rynku turystycznym, jak Grecja, Malta i Cypr, które rozbudowują infrastrukturę bankomatów stosownie do potrzeb turystów zagranicznych (Kozłiński, 2008).

Na podstawie kryterium podobieństwa poziomu liczby transakcji na terminal POS Polska wykazała analogię do 12 krajów UE (tabl. 4). Dalsza selekcja, wykorzystująca kryterium podobieństwa kształtu, spowodowała wykluczenie ze zbioru pięciu krajów: Irlandii i Francji — z powodu słabej korelacji (poniżej 0,9), Portugalii — z powodu korelacji ujemnej, a Belgii i Finlandii — na skutek braku danych niezbędnych do wyliczenia wskaźnika korelacji.

Kraje wyselekcjonowane pod względem liczby transakcji na terminal POS na podstawie kryterium podobieństwa poziomu i kształtu można zakwalifikować do dwóch grup. Słowacja, Czechy, Łotwa i Estonia reprezentują kraje o podobnym jak Polska potencjale rozwojowym, natomiast Austria, Niemcy i Dania mają wysoko rozwinięty rynek obrotu bezgotówkowego (Kozłiński, 2008). W stosunku do

krajów byłego bloku wschodniego Polska pozostawała opóźniona o rok pod względem wartości wskaźnika transakcji na terminal POS.

TABL. 4. KRAJE UE PODOBNE DO POLSKI POD WZGLĘDEM WARTOŚCI WSKAŹNIKA TRANSAKCJI NA TERMINAL POS

Kraje zakwalifikowane przez kryterium poziomu	Rok bazowy	Liczba transakcji na terminal POS w krajach wzorcowych w roku bazowym	Przedział podobieństwa	Współczynnik korelacji liniowej w okresie porównawczym	Wagi ^a	Stała przesunięcia ^a
Austria	2013	4695,382	2009—2013	0,98	0,148	−135,442
Belgia	2002	4010,078	—	—	—	—
Czechy	2014	4423,472	2010—2014	0,94	0,142	136,468
Dania	2004	4867,518	2001—2004	0,90	0,136	−307,578
Estonia	2003	4647,104	2000—2003	0,97	0,146	−87,164
Finlandia	2000	4746,269	—	—	—	—
Francja	2008	4619,000	2004—2008	0,63	—	—
Irlandia	2008	4058,222	2004—2008	0,81	—	—
Łotwa	2013	4784,157	2009—2013	0,94	0,142	−224,217
Niemcy	2013	4422,087	2009—2013	0,94	0,143	137,853
Portugalia	2011	4475,533	2007—2011	−0,52	—	—
Słowacja	2014	4322,140	2010—2014	0,95	0,143	237,800

^a Parametry niezbędne do oszacowania prognozy.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Postępowanie kwalifikacyjne z zastosowaniem kryterium poziomu liczby transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę wykazało, że Polskę cechuje podobieństwo jedynie do dziewięciu krajów spośród 28 należących do UE w 2014 r. (tabl. 5). Selekcja według kryterium podobieństwa kształtu wykluczyła Portugalię, ze względu na korelację nieosiągającą 0,9.

TABL. 5. KRAJE UE PODOBNE DO POLSKI POD WZGLĘDEM WSKAŹNIKA LICZBY TRANSAKCJI PRZY UŻYCIU TERMINALU POS NA KARTĘ

Kraje zakwalifikowane przez kryterium poziomu	Rok bazowy	Liczba transakcji na kartę w krajach wzorcowych w roku bazowym	Przedział podobieństwa	Współczynnik korelacji liniowej w okresie porównawczym	Wagi ^a	Stała przesunięcia ^a
Austria	2013	47,092	2009—2013	0,998	0,130	3,247
Belgia	2010	50,591	2006—2010	0,982	0,128	−0,252
Estonia	2004	45,563	2000—2004	0,994	0,130	4,776
Holandia	2007	51,677	2003—2007	0,900	0,118	−1,338
Irlandia	2005	53,218	2001—2005	0,900	0,118	−2,879
Łotwa	2013	52,137	2009—2013	0,992	0,130	−1,798
Portugalia	2009	51,980	2005—2009	0,613	—	—
Szwecja	2004	50,808	2000—2004	0,908	0,119	−0,469
Wielka Brytania	2008	49,500	2004—2008	0,976	0,128	0,839

^a Parametry niezbędne do oszacowania prognozy.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Interesującym wynikiem selekcji było zakwalifikowanie się do postępowania prognostycznego Belgii, Holandii i Wielkiej Brytanii, które w przypadku analizowanych wcześniej wskaźników uzyskiwały wartości odległe lub słabo skorelowane. Dodatkowo w grupie analogii znalazły się Irlandia i Austria, do których Polska już wcześniej wykazywała podobieństwo. Wymienione kraje stanowią większość z ośmiu wybranych do prognozy, co oznacza, że pod względem wykorzystania karty w płatnościach bezgotówkowych Polska zbliżyła się do czołowych krajów UE. Jest to dobry prognostyk dla rozwoju struktur płatności bezgotówkowych w Polsce.

Na podstawie kryterium podobieństwa poziomu Polska wykazała podobieństwo tendencji rozwojowych na rynku płatności kartowych łącznie do 20 krajów UE. Są to: Austria, Belgia, Bułgaria, Cypr, Czechy, Dania, Estonia, Grecja, Holandia, Irlandia, Litwa, Łotwa, Malta, Niemcy, Rumunia, Słowacja, Szwecja, Węgry, Wielka Brytania i Włochy. Prognozy dla Polski opracowano na podstawie jej opóźnienia w stosunku do średniej UE oraz podobieństwa do poszczególnych krajów.

PROGNOZY

Po ustaleniu przesłanek merytorycznych oraz określeniu podobieństwa między obiektami, zgodnie z zasadami procedowania przy użyciu metody analogii przestrzenno-czasowych, wyznaczono 11-letnie prognozy globalne dotyczące wskaźników obrotu bezgotówkowego (tabl. 6).

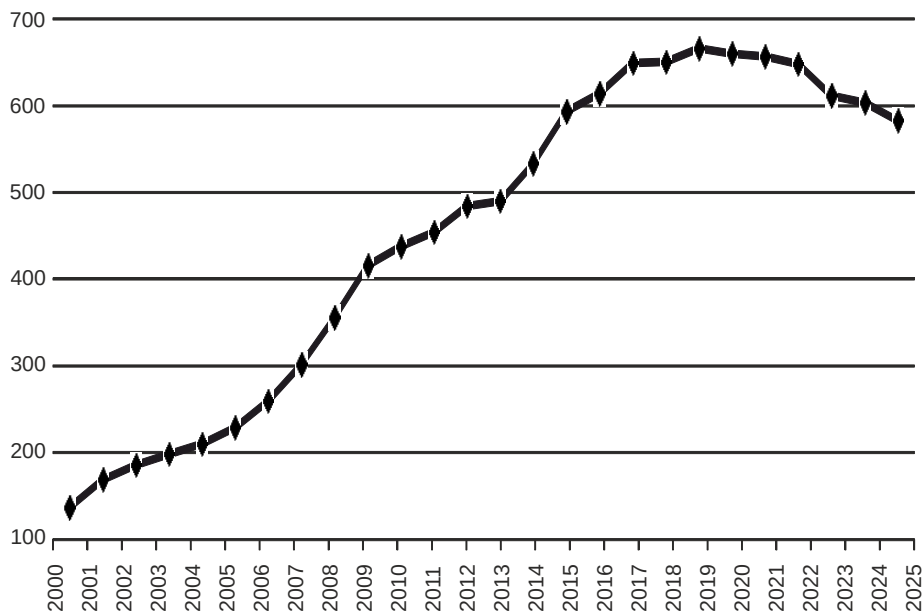
TABL. 6. PROGNOZY DOTYCZĄCE WSKAŹNIKÓW OBROTU BEZGOTÓWKOWEGO W POLSCE

L a t a	Liczba kart płatniczych <i>per capita</i>	Liczba terminali POS na 1 mln mieszkańców w tys.	Liczba bankoma- tów na 1 mln mieszkańców w tys.	Liczba transakcji na terminal POS	Liczba transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę
2015	1,018	11339	594	3998	56
2016	1,087	11069	614	4064	55
2017	1,149	11529	649	4593	58
2018	1,180	12102	651	4215	60
2019	1,191	11984	666	4431	60
2020	1,170	13078	660	4437	64
2021	1,164	12153	657	4491	65
2022	1,180	11652	648	4560	65
2023	1,156	11996	612	4715	64
2024	1,118	11315	604	4953	67
2025	1,073	11506	583	4653	58

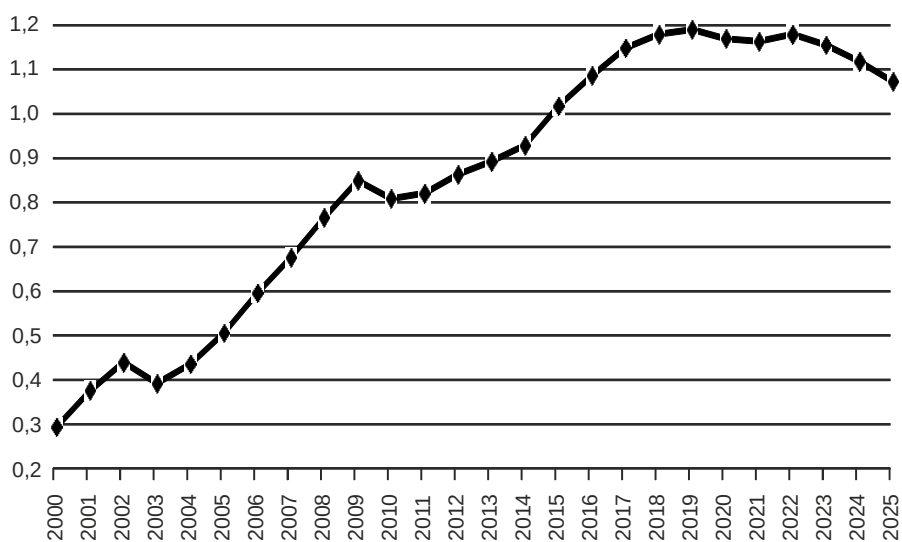
Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie wyników badania.

Wyniki prognoz są egzemplifikacją wzrostowych tendencji rozwojowych na rynku kart płatniczych w Polsce. Do 2019 r. przewiduje się wzrostowy kierunek wartości wskaźników, natomiast w latach 2020—2025 możliwy jest spadek liczby bankomatów na 1 mln mieszkańców i liczby kart płatniczych *per capita* (wykr. 6 i 7).

W przypadku liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców najwyższą wartość (11506) prognozuje się w roku 2020 (wykr. 8), a w przypadku liczby transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę — w roku 2024 (wykr. 9). Znaczny spadek prognozowanej wartości tego drugiego wskaźnika w 2025 r. wynika ze spadku liczby transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę w Szwecji i Estonii, do których Polska wykazuje podobieństwo.

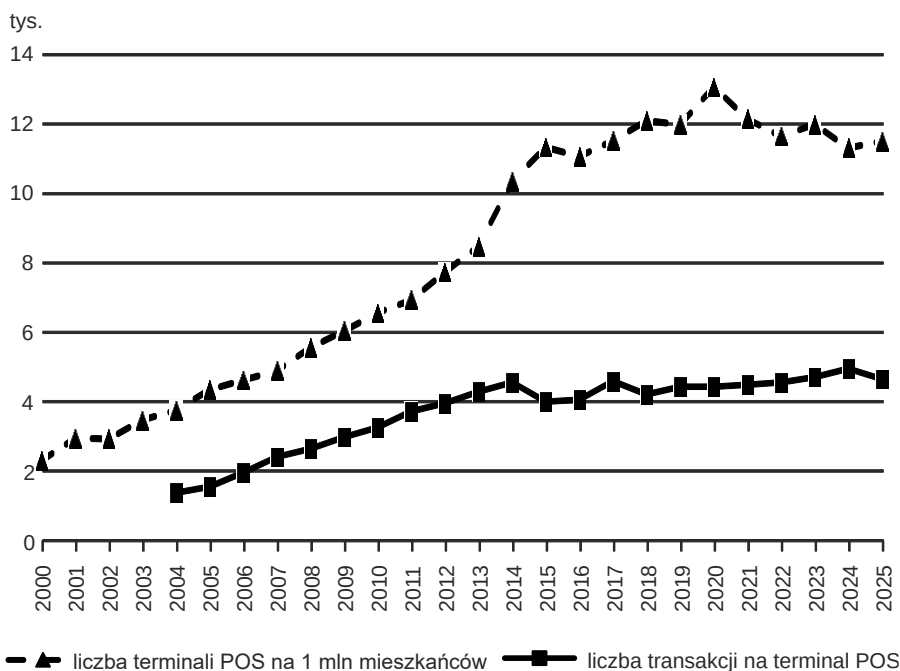
WYKR. 6. LICZBA BANKOMATÓW NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW W POLSCE

Źródło: jak przy tabl. 6.

WYKR. 7. LICZBA KART PŁATNICZYCH PER CAPITA W POLSCE

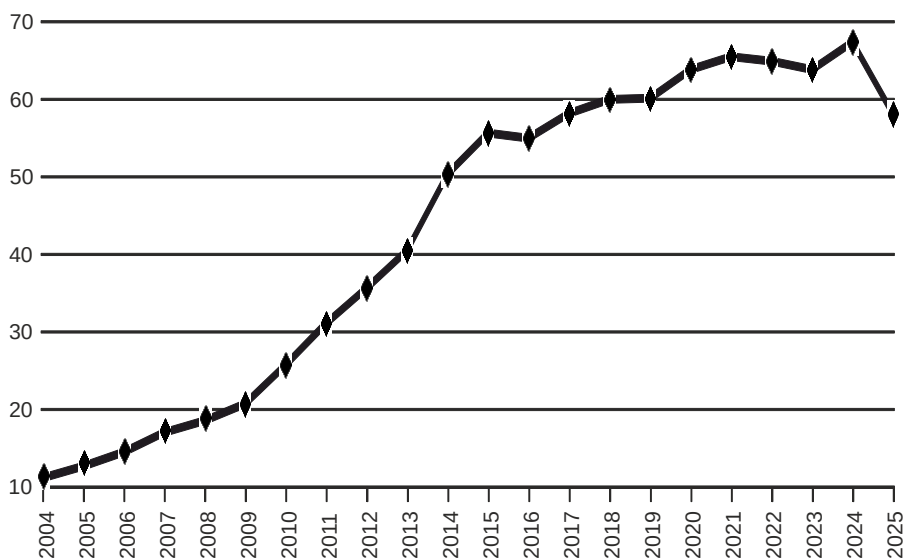
Źródło: jak przy tabl. 6.

**WYKR. 8. LICZBA TERMINALI POS NA 1 MLN MIESZKAŃCÓW
ORAZ TRANSAKCJI NA TERMINAL POS W POLSCE**



Źródło: jak przy tabl. 6.

WYKR. 9. LICZBA TRANSAKCJI PRZY UŻYCIU TERMINALU POS NA KARTĘ W POLSCE



Źródło: jak przy tabl. 6.

Na podstawie tak sformułowanych prognoz przewiduje się, że we wszystkich badanych obszarach do 2020 r. nastąpi kontynuacja tendencji wzrostowych. W późniejszym okresie przewiduje się zmianę tendencji wskaźników infrastrukturalnych. Wartości liczby bankomatów na 1 mln mieszkańców, kart płatniczych *per capita* i terminali POS na 1 mln mieszkańców zaczną maleć najwcześniej. Spadek pozostałych wskaźników, które opisują dynamikę wykorzystania karty przy płatnościach, czyli liczby transakcji na terminal POS oraz transakcji przy użyciu terminalu POS na kartę, rozpocznie się po roku 2024.

Podsumowanie

W 2014 r. dynamika wzrostu korzystania z terminali POS w Polsce (liczba transakcji na terminal i transakcji na kartę) była wyższa niż w innych krajach UE, natomiast dystans pomiędzy wartościami takich wskaźników, jak liczba kart *per capita* oraz przypadające na 1 mln mieszkańców liczba terminali POS i liczba bankomatów w Polsce w stosunku do średniej UE wynosił nawet 14 lat. Mimo wyższej dynamiki wzrostu liczby kart i bankomatów Polska w 2014 r. nie osiągnęła poziomu średniej UE z roku 2000. Utrzymujący się dystans stanowił przesłankę do badań z wykorzystaniem analogii przestrzenno-czasowych.

W badaniu wykazano podobieństwo Polski pod względem uwarunkowań rozwoju rynku obrotu bezgotówkowego do 20 krajów UE. Rozwój rynku kart płatniczych, przy utrzymaniu dynamiki wzrostu wskaźników przeliczonych na liczbę mieszkańców, powinien w przyszłości spowodować zbliżenie się Polski do średniej dla krajów UE. Taka perspektywa wynika z podobieństwa rozwojowego Polski do krajów o wysoko rozwiniętym rynku płatności bezgotówkowych (np. w przypadku liczby terminali POS na 1 mln mieszkańców i liczby transakcji na terminal POS występuje podobieństwo do Austrii, Niemiec i Danii).

Pośród tendencji na rynku kart płatniczych należy wyróżnić wysoki wzrost liczby bankomatów w Polsce w latach 2004–2014. Mimo że w innych krajach obserwowane jest obniżanie liczby tych punktów, w Polsce ich liczba pozostaje wysoka i według prognoz pozostanie taka do roku 2020. W następnych latach rozwój rynku płatności kartowych zostanie spowolniony. Taka prognoza wynika ze spowolnienia rozwoju rynku w krajach, do których Polska wykazuje podobieństwo. Do zmiany tej tendencji może się przyczynić nasycenie rynku i wprowadzanie kart z funkcją płatności zbliżeniowych oraz większa popularyzacja płatności kartowych w społeczeństwie. Skuteczność programu rozwoju ubankowania w Polsce powinna zaowocować zmniejszeniem się obiegu gotówki w płatnościach i stopniową likwidacją bankomatów. Wprowadzanie płatności za pomocą smartfonów spowoduje spowolnienie dynamiki płatności kartami. Osoby „nowo ubankowane” zaczną stosować karty do przeprowadzania transakcji, natomiast część osób korzystających z kart zacznie stosować je zamiennie ze smartfonem. Z tego względu badania nad tendencjami rozwojowymi po 2020 r. powinny uwzględniać wskaźniki dotyczące użytkowania nowej technologii płatności mobilnej.

Wykazane tendencje i projekcja to skutek przeniesienia na rynek kart płatniczych w Polsce zjawisk obserwowanych w krajach bardziej rozwiniętych. Polski rynek bankowy jest zbudowany w większości ze spółek o kapitale zagranicznym.

Standardy technologiczne oraz modele biznesowe sprawdzone w spółkach macierzystych zostały przeniesione do Polski, co decyduje o podobieństwie Polski do krajów UE. Sprawdzenie prognoz uzyskanych metodą analogii przestrzenno-czasowych może nastąpić po upływie okresu prognoz lub poprzez korektę na podstawie nowych danych dotyczących wskaźników.

dr Marcin Idzik, Krzysztof Sobczak — Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego

LITERATURA

- Cieślak, M. (red.). (2005). *Prognozowanie gospodarcze*. Warszawa: PWN.
- De Meijer, C., (2010). SEPA for cash. The Single European Cash Area: Towards a more efficient European cash society. *EPC Newsletter*, (146).
- EPC. (2007). Improving Eurozone Cash Processing Harmonisation and Efficiency within SEPA, EPC193-07. *ECB Working Paper Series*, (330).
- FROB. *Dowiedz się więcej o obrocie bezgotówkowym*. Pobrane z: <http://frob.pl/baza-wiedzy/dowiedz-sie-wiecej-o-obrocie-bezgotowkowym/#21JakwygladarynekartplatniczychwPolsce-46>, stan na 17.10.2016 r.
- Gałązka-Sobotka, M., Radło, M. J., Ciesielska-Maciągowska, D., Frąszczak, M., Napiórkowski, T. M. (2014). *Pieniądz gotówkowy i bezgotówkowy a rozwój polskiej gospodarki*. Warszawa: Uczelnia Łazarskiego, Seendico Doradcy.
- Goczek, Ł., Witkowski, B. (2015a). Cards Payments in Poland: Determinants and Prospects. *Gospodarka Narodowa*, (3).
- Goczek, Ł., Witkowski, B. (2015b). Determinants of Non-cash Payments. *Materiały i Studia NBP*, (146).
- Górka, J. (2011). Rozwój sieci bankomatów w Polsce a opłaty interchange i surcharge. *Gospodarka Narodowa*, (7—8).
- Idzik, M. (2013). Analogowe metody prognozowania. W: S. Stańko (red.), *Prognozowanie w agrobiznesie* (s. 236—249). Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- Kotowicz, A. (2016). *Raport o sytuacji banków w 2015 r.* Warszawa: Urząd Komisji Nadzoru Finansowego.
- Koźliński, T. (2008). *Obrót bezgotówkowy w Polsce i innych krajach Unii Europejskiej — Thinking outside the box*. Raport z projektu NBP.
- Koźliński, T. (2013). *Zwyczaje płatnicze Polaków*. Warszawa: NBP.
- Łysakowski, P., Zdzeszyńska, A., Franiak, H., Krawczyk, R. (2013). Międzynarodowe uwarunkowania i współzależności dla obrotu bezgotówkowego w Polsce. W: H. Żukowska, M. Żukowski (red.), *Obrót bezgotówkowy w Polsce*. Lublin: Wydawnictwo KUL.
- Maison, D. (2013). Postawy Polaków wobec obrotu bezgotówkowego. Raport z badania 2013 i analiza porównawcza z danymi z 2009 roku. Warszawa: NBP.
- NBP. (2013). *Diagnoza stanu rozwoju obrotu bezgotówkowego w Polsce*. Warszawa: NBP. Pobrane z: http://www.nbp.pl/systemplatniczy/obrot_bezgotowkowy/diagnoza-rozwoju-obrotu-bezgotowkowego.pdf.
- Stec, M. (2004). Analiza porównawcza poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego Polski na tle krajów Unii Europejskiej i krajów do niej kandydujących. *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, (5), 9—22.

Summary. *The aim of this article is to identify and project trends in the development of the non-cash payment market in Poland in terms of the payment cards use. The study was carried out on the basis of data from the European*

Central Bank (ECB) for EU countries for the years 2000—2014. The space-time analogy method was used.

In Poland, the dynamics of payments by card at POS terminals (in commercial outlets) is higher than the EU average. However, in terms of such measures as the number of payment cards per capita as well as the number of POS terminals and ATMs per 1 million inhabitants, the gap between Poland and the EU average is over 10 years. In Poland, market was similar to 20 EU countries and will maintain development trends at least until 2020.

Keywords: non-cash payments, credit card, ATM, POS terminal, space-time analogy.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — grudzień 2017 r.



Z grudniowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikacje cykliczne „**Charakterystyka ustawicznego szkolenia zawodowego w przedsiębiorstwach w 2015 r.**”, „**Beneficjenci środowiskowej pomocy społecznej w 2016 r.**” oraz „**Gospodarka morska w Polsce w latach 2015 i 2016**”. Pierwsza z nich, ukazująca się co pięć lat, zawiera wyniki kolejnej edycji ogólnopolskiego badania *Ustawiczne szkolenie zawodowe w przedsiębiorstwach*, przeprowadzonego w kwietniu 2016 r. Jego celem było uzyskanie informacji na temat zaangażowania przedsiębiorstw w rozwój istniejących lub uzyskiwanie nowych umiejętności przez pracowników. Uwzględniono przy tym rodzaj prowadzonej działalności oraz jej wielkość.

Na opracowanie składają się uwagi ogólne i metodyczne, komentarz analityczny oraz tablice statystyczne. W uwagach omówiono koncepcję badania, zakres podmiotowy i przedmiotowy, zasady doboru próby oraz zawarto objaśnienia podstawowych pojęć i ocenę kompletności badania. W części analitycznej opisano najistotniejsze zagadnienia, m.in. charakterystykę przedsiębiorstw i ich formy organizacyjne, cechy uczestników szkoleń, nabyte umiejętności, realizatorów kursów czy politykę i strategię ustawicznego szkolenia zawodowego. Zasadniczą część publikacji stanowią tablice statystyczne, w których zawarto szczegółowe wyniki badania zgrupowane w dziesięciu działach tematycznych. Opracowanie wzbogacono grafiką.

Publikacja ukazała się w formie papierowej w wersji polsko-angielskiej. Dostępna jest również na stronie GUS. Dołączono do niej szeroki zestaw tablic wynikowych w formacie MS Excel, które mogą być wykorzystywane do kolejnych analiz.



W następnej publikacji, ukazującej się z częstotliwością dwuletnią, przedstawiono charakterystykę zbiorowości korzystającej ze środowiskowej pomocy społecznej i ich gospodarstw domowych. Opracowanie stanowi kontynuację serii „Beneficjenci pomocy społecznej i świadczeń rodzinnych w ... roku”. Zmiana tytułu jest następstwem włączenia korzystających ze świadczeń rodzinnych do odrębnej tematyki, związanej z działalnością na rzecz rodziny. Wykorzystanie danych z rejestrów administracyjnych umożliwiło pogłębioną analizę problemów populacji beneficjentów.

Opracowanie składa się z sześciu rozdziałów analitycznych. W pierwszym z nich omówiono zmiany w wielkości populacji osób korzystających z środowiskowej pomocy społecznej i skali tej pomocy. Przedstawiono również uwarunkowania pomocy społecznej oraz zwrócono uwagę na przestrzenne zróżnicowanie potrzeb, w układzie według obszarów urbanizacyjnych. Rozdział drugi zawiera charakterystykę beneficjentów i zmiany w ich definiowaniu. W kolejnym rozdziale znajduje się analiza gospodarstw domowych beneficjentów, ze szczególnym uwzględnieniem charakterystyki gospodarstw ubogich wraz z regionalnym zróżnicowaniem głębokości ich ubóstwa. Rozdział czwarty dotyczy trwałości korzystania z pomocy społecznej. W rozdziale piątym natomiast określono i rozwinęto pojęcie „obszarów problemowych”, zaznaczono ich granice i wielkość mierzoną liczbą gmin w nich zawartych. W ostatnim rozdziale przedstawiono projekcję spadku wskaźnika udziału ubogich beneficjentów w ogólnej liczbie ludności, po uwzględnieniu świadczenia wychowawczego będącego realizacją rządowego programu „Rodzina 500+”. Zasięg korzystania z pomocy podano w najszerszym, możliwym układzie terytorialnym.

Uzupełnieniem publikacji są uwagi metodyczne, obejmujące zakres podmiotowy i przedmiotowy analizy, źródła danych oraz podstawowe pojęcia. Ponadto, po raz pierwszy, określono miejsce środowiskowej pomocy społecznej w ogólnej pomocy socjalnej państwa.

Publikację wydano w wersji tradycyjnej w języku polskim. Przedmowę i spis treści przetłumaczono na język angielski. Opracowanie dostępne jest też na stronie internetowej Urzędu. W celu prowadzenia dalszych analiz i porównań wszystkie tablice udostępniono w formacie MS Excel.



Publikacja trzecia pt. „**Gospodarka morską w Polsce w latach 2015 i 2016**”, ukazująca się co dwa lata, przedstawia tę dziedzinę jako jeden z ważniejszych elementów współczesnego systemu gospodarczego.

Podstawową część publikacji stanowią komentarze analityczne, w których scharakteryzowano na tle tendencji od 2005 r. niektóre rodzaje działalności morskiej w latach 2015 i 2016. W kolejnych rozdziałach omówiono strukturę przestrzenno-funkcjonalną tej gospodarki, podmioty, pracujących i wynagrodzenia oraz inwestycje i środki trwałe. Przeprowadzono również analizę gospodarki morskiej uwzględniając następujące tematy: porty morskie, żegluga morska i przybrzeżna, przemysł stoczniowy, rybołówstwo morskie, przetwórstwo rybne, edukacja morska oraz działalność badawcza i rozwojowa. Do publikacji włączono po raz pierwszy statystyczną analizę turystyki morskiej i przybrzeżnej. Opracowanie wzbogacono przeglądem międzynarodowym.

Publikację wydano w formie papierowej w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest także na stronie internetowej GUS.

W grudniu ub. roku ukazały się także: „**Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2017**”, „**Biuletyn Statystyczny Nr 11/2017**”, „**Budownictwo mieszkaniowe I—III kwartał 2017 r.**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — październik 2017 r.**”, „**Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2016)**”, „**Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2016 r.**”, „**Energia ze źródeł odnawialnych w 2016 r.**”, „**Grupy przedsiębiorstw w Polsce w 2016 r.**”, „**Handel zagraniczny. I—IX 2017 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w listopadzie 2017 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw Nr 3/2017**”, „**Jakość życia w Polsce. Edycja 2017**”, „**Nakłady i wyniki przemysłu w I—III kwartale 2017 r.**”, „**Poland Quarterly Statistics No. 3/2017**”, „**Polski rynek ubezpieczeniowy 2016**”, „**Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w listopadzie 2017 r.**”, „**Spółeczeństwo informacyjne w Polsce. Wyniki badań statystycznych z lat 2013—2017**”, „**Środki trwałe w gospodarce narodowej w 2016 r.**”, „**Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2017**”, „**Rocznik Statystyki Międzynarodowej 2017**”, „**Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I—III kwartale 2017 r.**”, „**Zdrowie i ochrona zdrowia w 2016 r.**”, „**Zużycie paliw i nośników energii w 2016 roku**” oraz „**Wiadomości Statystyczne nr 12/2017 (679)**”.

Do Autorów

Szanowni Państwo!

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, prezentujące wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej lub ekonometrii. W miesięczniku zamieszczane są również artykuły przeglądowe, popularnonaukowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. Prezentowany w artykule naukowym problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Wyniki studiów przeprowadzanych w artykułach winny oddziaływać na rozwój myśli statystycznej oraz edukacji, wnosząc oryginalny wkład do tej dziedziny.

Czasopismo publikuje także artykuły i opracowania prezentujące informacje o teorii i praktyce statystycznej, jak również o problemach edukacji statystycznej. Dotyczą one: programów badań statystycznych statystyki publicznej, systemu zbierania i udostępniania informacji statystycznych, zastosowań informatyki w statystyce, informacji o konferencjach naukowych, działalności organów doradczych prezesa GUS oraz edukacji statystycznej.

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu pokazującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści, Autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są do recenzji osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które w ocenie kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Recenzowanie artykułów odbywa się zgodnie z jednym z dwóch systemów rekomendowanych przez MNiSW — stosowana jest zasada single-blind. Szczegółowe informacje dotyczące procedury recenzowania, kryteria oceny oraz wzór karty recenzji artykułu znajdują się na stronie internetowej „Wiadomości Statystycznych” w zakładce *Recenzowanie artykułów*.

- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.
- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *ghostwriting*;
 - podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *guest authorship*.

Stwierdzone przypadki nierzetelności naukowej w tym zakresie mogą być ujawniane. W celu przeciwdziałania zjawiskom *ghostwriting* i *guest authorship* należy dołączyć do przesłanego artykułu oświadczenie, którego wzór zamieszczono na stronie internetowej czasopisma (link do załącznika znajduje się w zakładce *Do Autorów*).

Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” zastrzega sobie prawo dokonywania w artykułach zmian tytułów, skrótów i przeredagowania tekstu i tablic bez naruszenia zasadniczej myśli Autora.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza, że nie wypłaca Autorom honorariów za opracowanie artykułów zamieszczanych na łamach naszego czasopisma oraz nie pobiera opłat za ich publikację.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” informuje, że istnieje możliwość publikacji na łamach miesięcznika artykułów w języku angielskim.

Uprzejmie informujemy, że od 2007 r. „Wiadomości Statystyczne” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

W komunikacie MNiSW z dnia 18 grudnia 2015 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych wraz z liczbą punktów przyznawanych za publikację w tych czasopismach, miesięcznikowi „Wiadomości Statystyczne” przyznano **12 punktów**.

Miesięcznik posiada konto w Polskiej Bibliografii Naukowej. „Wiadomości Statystyczne” są indeksowane w następujących bazach: Index Copernicus, CEJSH (*Central European Journal of Sciences and Humanities*) oraz w BazEkon.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza:

- wersja elektroniczna czasopisma jest jego wersją pierwotną;
- dostęp do pełnej zawartości czasopisma jest otwarty;
- datą publikacji numeru „Wiadomości Statystycznych” w otwartym dostępie w Internecie jest dzienna data jego zamieszczenia na stronie internetowej czasopisma;
- wersja artykułów zamieszczonych w otwartym dostępie jest ich wersją ostateczną;
- **materiały zamieszczone w „Wiadomościach Statystycznych” są chronione prawem autorskim. Przedruk tekstu może nastąpić wyłącznie za zgodą Redakcji. Treści cytowane z „Wiadomości Statystycznych” powinny być opatrzone dokładną informacją o źródle ich pochodzenia.**

Informacje dotyczące wymaganej formy oraz kompletności artykułów przesyłanych do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną pod adresem:

a.swiderska@stat.gov.pl
Redakcja „Wiadomości Statystycznych”
Główny Urząd Statystyczny
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w językach polskim i angielskim. **Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL (*Journal of Economic Literature*).
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu przez Autora warunku przesłania oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji pod adresem: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub telefonicznie: 22 608 32 25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

Artykuł powinien mieć optymalną objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—20 stron przygotowanych zgodnie z poniższymi wytycznymi:

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.

2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Arial, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Arial, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Arial, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w artykule oraz koniecznie przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu. Należy także przekazać dane, na podstawie których opracowano wykresy i schematy. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS w zakładce *Publikacje*: stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. $\mathbf{P}$, $\mathbf{N}_{ij}$); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. $\mathbf{w}$, $\mathbf{x}_i$); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. w , x_i , Z).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wyk.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (American Psychological Association).

Zasady przywoływania pracy w tekście:

- a. Jeden autor: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwisko autora i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie (np. 2001a).
Przykład zapisu:
Jak stwierdza Iksiński (2001)...
Badania wskazują, iż... (Iksiński, 2001).
- b. Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przy-

padku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.

Przykład zapisu:

Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...

Badania wskazują, iż... (Iksiński i Nowak, 1999).

- c. Od trzech do pięciu autorów: przywołanie po raz pierwszy — należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy można zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (w przypadku gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania).

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003)...

Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, iż...

Kolejne przywołania:

Badania Nowaka i współpracowników (2003)...

Badania te wskazują, iż... (Nowak i in., 2003).

- d. Sześciu i więcej autorów: wymienić należy tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić skrótem „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze cytowanej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy.

Przykład zapisu:

Nowakowski i współpracownicy twierdzą, iż... (1997).

Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują...

- e. Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem i umieszczone w nawiasie. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem.

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999).

- f. Przywoływanie pracy za innym autorem: stosujemy w tekście, natomiast w literaturze cytowanej umieszczamy jedynie pracę czytaną.

Przykład zapisu:

Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)...

Badania sugerują, iż ... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).

15. Wykaz literatury powinien być zamieszczony na końcu opracowania. Prace należy zapisać alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. W przypadku dwóch lub więcej prac tego samego autora/autorów należy je uporządkować według roku publikacji. Jeśli kilka prac tego samego autora/autorów zostało opublikowanych w tym samym roku, należy wstawić litery a, b, c itd. po roku publikacji, porządkując prace alfabetycznie według tytułu.

Zapis dotyczący każdej nowej pracy należy zacząć bez wcięcia, wyrównanie do lewego marginesu, a w kolejnych wierszach zapisu stosować wcięcie 0,4 cm.

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

Poniżej znajdują się schematy zapisów bibliograficznych podstawowych źródeł (artykułów i książek). Sposoby zapisu innych, rzadziej przywoływanych źródeł są szczegółowo opisane w szóstym wydaniu *Publication Manual of the American Psychological Association*.

- a. Artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (*issue*) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik* (zeszyt), strona początku—strona końca.
 - b. Artykuł w czasopiśmie, w którym kolejne numery/zeszyty (*issues*) w ramach jednego rocznika nie mają osobnej numeracji stron (pierwsza strona w kolejnym zeszycie opatrzona jest numerem kolejnym, po ostatniej stronie w zeszycie poprzednim):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca.
 - c. Jeśli artykuł ma numer DOI (*Digital Object Identifier*), należy podać go na końcu zapisu bibliograficznego:
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca. DOI: xxxxx.
 - d. Książka:
Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - e. Książka napisana pod redakcją:
Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - f. Rozdział w pracy zbiorowej:
Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko 2 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku—strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - g. Jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, z której został pobrany tekst:
Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
 17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane do Autora z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań Redakcji.

Zakres tematyczny poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące etyki statystycznej. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane tu rezultaty badawcze mogą znaleźć efektywne zastosowanie w badaniach empirycznych oraz analizach statystycznych i służyć podnoszeniu ich jakości, jak również powiększeniu zasobu informacyjnego.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten obejmuje prace poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; prace te wykorzystują w szczególności dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Zamieszczane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, zyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikówowych informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania, wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

To blok tematyczny zawierający artykuły z zakresu wykorzystania narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania oraz opracowania dotyczące nowoczesnych technik programistycznych, interaktywnych i komunikacyjnych umożliwiających potencjalnym użytkownikom danych statystycznych ich wykorzystanie w oczekiwanym przez siebie zakresie i pożądanej formie. W dziale tym mogą być publikowane również artykuły dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie (w tym z użyciem Internetu) oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z Big Data.

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

Prace publikowane w tym dziale poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych oraz rozwoju ich metodologii i narzędzi. Ponadto zamieszczane są tu informacje dotyczące życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również najważniejszych instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Dział ten obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach w życiu statystyki polskiej i międzynarodowej, działalności Rady Statystyki oraz z życia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także sprawozdania z prestiżowych konferencji naukowych, recenzje książek naukowych i popularyzatorskich z zakresu statystyki i ekonometrii, jak również rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych dotyczących tego obszaru wiedzy. Jest to jedyna część czasopisma zawierająca teksty niemające charakteru artykułów naukowych.